



HAL
open science

Multi-scalarité du phénomène feu de forêt en régions méditerranéennes françaises de 1973 à 2006

Adrien Mangiavillano

► **To cite this version:**

Adrien Mangiavillano. Multi-scalarité du phénomène feu de forêt en régions méditerranéennes françaises de 1973 à 2006. Géographie. Université d'Avignon, 2008. Français. NNT : . tel-00346345

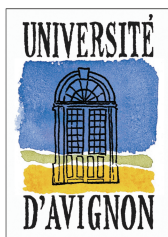
HAL Id: tel-00346345

<https://theses.hal.science/tel-00346345>

Submitted on 11 Dec 2008

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



UNIVERSITÉ D'AVIGNON
ET DES PAYS DE VAUCLUSE
MINISTÈRE DE L'ENSEIGNEMENT
SUPÉRIEUR ET DE LA RECHERCHE

ACADÉMIE D'AIX-MARSEILLE
UNIVERSITÉ D'AVIGNON ET DES PAYS DE VAUCLUSE

THÈSE

présentée à l'Université d'Avignon et des Pays de Vaucluse
pour l'obtention du diplôme de DOCTORAT

Spécialité : **Géographie**

École Doctorale 379 « Espaces, Temps et Pouvoirs, Pratiques Culturelles »

**Multi-scalarité du phénomène feu de forêt
en régions méditerranéennes françaises de 1973 à 2006**

par

Adrien MANGIAVILLANO

et soutenue publiquement le *20 novembre 2008* devant un jury composé de :

M. Joël Charre	Professeur émérite, UMR 6012 ESPACE, <i>Université d'Avignon et des Pays de Vaucluse</i>	<i>Examineur</i>
M. Jean-Pierre Clerc	Professeur émérite, UMR 6595 IUSTI, <i>École Polytechnique Universitaire de Marseille</i>	<i>Rapporteur</i>
M. André Dauphiné	Professeur, Doyen honoraire, <i>Université de Nice-Sophia Antipolis</i>	<i>Rapporteur</i>
M. Philippe Martin	Professeur, UMR 6012 ESPACE, <i>Université d'Avignon et des Pays de Vaucluse</i>	<i>Directeur</i>
M. Claude Picard	Colonel de Sapeurs-Pompiers, <i>Centre d'Essais et de Recherche de l'Entente</i>	<i>Examineur</i>
Mme Sophie Sauvagnargues-Lesage	Maître assistant, HDR, <i>École des Mines d'Alès</i>	<i>Rapporteur</i>



Préambule et remerciements

Cet essai, présenté sous la forme d'une thèse universitaire, n'est qu'une étape d'une recherche entamée il y a quelques années sur la thématique des incendies de forêt. Cette recherche a souvent eu plusieurs visages et a longtemps été menée dans des directions variées et quelquefois contradictoires. C'est peut-être, hélas, le lot des doctorants pour qui la lucidité sur leur objet de recherche se construit de manière progressive et souvent chaotique. À suivre durablement de multiples pistes de recherches, on est exposé à ne jamais s'engager dans une d'entre elles.

Le temps filant vite, il arrive un moment où il faut bien, faute de certitude, se lancer dans le grand bain de l'écriture et de la mise en forme de la galaxie des idées accumulées, des fichiers empilés, des bribes griffonnées sur des nappes en papier ou sur des coins de tableaux noirs (ou blancs). Cet élan n'est pas bien naturel et il faut toute la persévérance de l'encadrement et de la famille pour se sentir capable de franchir un précipice dont on est persuadé qu'il est sans fond. Cet élan réclame, au préalable, de rassembler ses impressions, les plus claires comme les plus nuancées, et d'essayer de faire le point avant de s'élancer. Cela est lent, pénible et peut conduire à une négation du grand saut rédactionnel pourtant indispensable. Néanmoins, erronée quelquefois et toujours approximative, c'est la première série de mots qui compte. En effet, l'écriture est un sport pour l'esprit qui a ses propres logiques et qui demande acharnement et endurance. La première idée ne suffit pas toujours, car le plus souvent, on ne peut préméditer l'enchaînement logique des mots, des idées et des analyses. C'est ainsi que le premier élan rédactionnel en entraîne un autre et au final, c'est une dynamique auto-alimentée qui peut s'engager, mais qui est exclusive. Décidément, on ne comprend sa thèse que lorsqu'on se retrouve à la coucher sur le papier. Avant de débiter, ce sage conseil de J. Charre ne pouvait s'appliquer qu'aux autres ; désormais, sourire et acquiescement sont de mise.

Ce manuscrit est donc la synthèse, quelquefois maladroite, de plusieurs années de travail sur les incendies de forêt. Peu de géographes s'y intéressent et c'est seulement depuis cinquante ans que ce phénomène est étudié au sein de disciplines aussi variées que complémentaires : physique, climatologie, biologie, écologie, mathématiques, etc. C'est donc un sujet relativement « neuf » pour la science. Pour le géographe, l'entrée dans cette myriade disciplinaire est relativement délicate puisqu'on est tenté de reproduire des schémas de pensée préexistants.

Un effort certain d'appropriation des travaux des physiciens, climatologues et des écologues est nécessaire pour reconstruire ensuite un regard différent, mais complémentaire sur le sujet. C'est ce qui est probablement le plus long à mettre en œuvre. Longtemps, le phénomène feu de forêt a été modélisé selon ses processus (chimiques, physiques, climatiques). Aujourd'hui, il nous est paru nécessaire de prendre le temps de les mettre en perspective dans une démarche multi-scalaire et d'examiner les propriétés émergentes de ce phénomène pour tenter d'en comprendre la nature abstraite. Cette thèse n'aurait jamais été menée à son terme sans un encadrement de qualité et surtout sans un entourage familial affectueux et compréhensif. Il convient naturellement de remercier chaleureusement tous ceux qui, de près ou de loin, m'ont aidé à bâtir ce manuscrit.

Durant quelques années, l'équipe du Centre d'Essais et de Recherche de l'Entente (CEREN) a eu la gentillesse de m'accueillir régulièrement dans son laboratoire, sur le site de Valabre près d'Aix-en-Provence. Les expériences grandeur nature ne s'apprennent pas dans les livres. L'énergie du feu prend toute sa signification lorsque l'on y fait face. Toute recherche sur le feu, même essentiellement statistique, ne peut occulter cet aspect énergétique fondamental ;

- ❖ Un grand merci à Claude Picard et à Frédérique Giroud pour leur collaboration à cette thèse et leur transmission de la culture « feu ». Rares sont les gens de terrain qui acceptent une prise de risque par l'exploration intellectuelle de voies de recherche nouvelles ;
- ❖ Merci également à Nicolas, Chloé, Sonia, Gaël, Pierrot, Sandrine et Pascale pour leur accueil et leurs sourires lorsque je débarquais à Valabre ;

A l'université d'Avignon, je dois évoquer chaleureusement tous les géographes de l'U.M.R. 6012 ESPACE.

- ❖ Merci à Danielle (qui jouit désormais d'une retraite bien méritée) à Michel et à Nathalie, tous trois à la baguette administrative et organisationnelle. Ils ont su s'adapter avec compréhension et gentillesse à mes lacunes ;

- ❖ Mes remerciements s'adressent également à Philippe Martin qui a accepté de prendre la direction de cette thèse en cours de route. Ses fourmillants conseils et relectures, parfois rudes, ont été les éléments déclencheurs autour desquels ce travail a pu se structurer ;
- ❖ Un grand merci à Loïc Grasland, Cécile Helle et Mounir Redjimi pour leur présence et leurs conseils ;
- ❖ Jacques Maby a été pour moi (et le sera encore) un modèle d'humanité et d'intégrité ;
- ❖ Une pensée spéciale pour Pierre Chabaud, fin esprit et esprit bohème ;
- ❖ Un signe amical à mes « aînés » docteurs Rémy Tauleigne et Laurent Ségura, ainsi qu'à Laure Casanova, Hiba Alawad et Ilene Mahfoud qui se retrouvent désormais en première ligne. Courage ;
- ❖ Enfin, je dois évoquer l'importance qu'a eue Philippe Ellerkamp durant ces années. Son aide pour ce travail a été massive et a largement dépassé les seules considérations universitaires. Les longues discussions au café d'en face, informelles et toujours imprévues, sont une vraie richesse pour moi et ces quelques mots ne sauraient résumer ma reconnaissance envers lui. Merci pour tout Philippe ;

La famille est l'élément fondamental pour tenir le coup face aux affres doctorales auxquelles on peut se confronter. Vrai luxe, j'ai joui du soutien sans limites de mes proches à qui je veux rendre hommage.

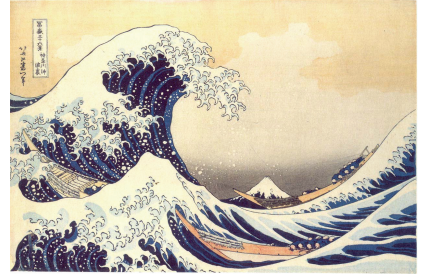
- ❖ Avant cela, j'embrasse Christine et Stéphane Ballet, ainsi que Marion, pour leur soutien, leur simplicité réconfortante et leur chaleur humaine ;
- ❖ Je profite de l'occasion pour étreindre mes amis Cécile, Florian, Clément (un petit qui deviendra grand), Mylène et Raphaël. J'ai de la chance de vous connaître ;
- ❖ À mes parents, j'adresse un remerciement profond pour le soutien et l'énergie qu'ils ont déployée depuis tant d'années pour mon épanouissement ;
- ❖ Virgile, mon grand frère aujourd'hui chinois, mais hier allemand, anglais, omanais, syrien et coréen. Je voyage un peu par l'esprit grâce à toi. J'espère désormais le faire concrètement pour prendre le temps de mieux te connaître ;

- ❖ Alexandre, tu es une personne formidable et ma moitié *ad vitam æternam*. Je ne serais rien sans toi. Allons toujours de l'avant. À toi de jouer ;
- ❖ Cette thèse n'aurait pu aboutir sans Céline, qui a su me soutenir au quotidien en dépassant mes sautes d'humeur avec son sourire et notre bonheur. Merci à toi. Je ne serais jamais allé au bout sans ta présence. L'énergie nécessaire et les remises en question personnelles sont trop importantes pour pouvoir s'affranchir seul de cette épreuve. Le meilleur est à venir. Ta présence est mon équilibre, où que l'on soit et quoi que l'on fasse. Simplement merci Céline.

Merci à tous,

Adrien Mangiavillano

Nevers, le 1^{er} septembre 2008



Kanagawa oki namiura
(La grande vague au large de Kanagawa), vers 1831

Katsushika Hokusai

Table des matières

Introduction générale.....	11
CHAPITRE 1. ÉLÉMENTS INTRODUCTIFS POUR L'ANALYSE SCALAIRE DE L'ACTIVITE INCENDIAIRE	15
Table des matières	16
Introduction	17
1.1 <i>L'occupation du sol en PACA : la base CORINE Land Cover</i>	19
1.1.1 Historique et informations contenues dans CORINE Land Cover	19
1.1.2 La précision, les limites et les conditions d'utilisation de la base CORINE Land Cover	22
1.2 <i>Un besoin de construire une mémoire sur les feux : la base Prométhée</i>	25
1.2.1 Historique et composition de la base Prométhée.....	25
1.2.2 Un maillage de l'espace particulier à la thématique des feux	27
1.2.3 Les limites et les conditions d'utilisation de la base Prométhée.....	31
1.2.4 Intérêts et contraintes de l'utilisation d'un quadrillage comme support d'analyse.....	33
1.3 <i>Les causalités des feux de forêt articulées dans les échelles spatiales et temporelles</i>	38
1.3.1 Les causalités sous-jacentes à la propagation des feux de forêt	39
1.3.2 Suivre et mesurer la variabilité du climat pour tenter d'anticiper le phénomène	52
1.3.3 Une connaissance floue des causes humaines d'éclosion de feux de forêt.....	55
1.3.4 Des causes humaines de feux aux règles statistiques de la répartition des feux : une question d'échelles.....	59
Conclusion.....	63
CHAPITRE 2. DES SERIES DES FEUX « ANORMALES » DOMINEES PAR LE POIDS DES EVENEMENTS EXTREMES .	65
Table des matières	66
Introduction	67
2.1 <i>Valeurs brutes et valeurs relatives dans les séries de feux en régions méditerranéennes</i>	68
2.1.1 L'intensité des manifestations des feux de forêt à une échelle nationale	68
2.1.2 La variabilité de l'intensité du phénomène feu à une échelle régionale	70
2.1.3 La variabilité de l'intensité du phénomène feu à une échelle départementale.....	72
2.2 <i>Les paramètres centraux dans les distributions statistiques de feux de forêt</i>	74
2.2.1 Une analyse gaussienne des feux de forêt : réalité ou artéfact méthodologique ?	76
2.2.2 La fin de la moyenne pour décrire les séries de feux de forêt	77
2.2.3 La dominance en fréquence des très petits feux dans les séries statistiques.....	79
2.3 <i>« Anormalité » des séries statistiques de feux de forêt</i>	81
2.3.1 Histogrammes des distributions statistiques de feux de forêt.....	82
2.3.2 Représentation schématique des distributions par le diagramme de Tukey : le poids des événements extrêmes	83
2.3.3 Des distributions statistiques de feux de forêt asymétriques et pointues.....	87
2.3.4 Test d'anamorphose sur les distributions statistiques de feux de forêt : la droite de Henry	90
Conclusion.....	95
CHAPITRE 3. LA LOI PUISSANCE DANS LA NATURE.....	97
Table des matières	98
Introduction	99
3.1 <i>Loi puissance, loi de Zipf, loi de Pareto : petit rappel historique et théorique</i>	100
3.1.1 Les mots, les villes et les séismes, un point commun : la loi puissance	101
3.1.2 Le principe du moindre effort comme critère d'optimalité des systèmes.....	104
3.1.3 La loi de Pareto : une forme continue de loi puissance	106
3.1.4 L'importance des très petits comme des très grands événements	107
3.2 <i>La mesure d'une loi puissance</i>	108
3.2.1 Calcul des fréquences simples et cumulées.....	109
3.2.2 Calcul de la densité de fréquences	110
3.2.3 Modélisation d'une fonction puissance.....	111
3.2.4 La normalisation des valeurs : rendre comparables les distributions	112
3.2.5 L'universalité des lois puissance ? Une question fondamentale.....	113
3.3 <i>Les séries des feux de forêt distribuées en loi puissance : des travaux largement établis à l'étranger..</i>	118
3.3.1 Un panorama synthétique des travaux existants.....	119
3.3.2 Les conditions de mesure d'une loi puissance : précision ou pertinence ?.....	122
Conclusion.....	126

CHAPITRE 4.	LA COVARIANCE D'ECHELLE DANS LES SERIES DE FEUX DE FORET	129
	Table des matières	130
	Introduction	131
4.1	<i>Des fractales rectilignes aux fractales paraboliques</i>	133
4.1.1	Définition et mesure d'une distribution de type Fractal Parabolique	133
4.1.2	Quelques exemples de distributions de type fractal parabolique	138
4.1.3	Le cas des feux de forêt : inadéquation de la loi de Pareto	140
4.2	<i>Modèle Fractal Parabolique et feux de forêt : approche régionale et départementale</i>	152
4.2.1	Différenciation des espaces selon les paramètres du modèle FP	152
4.2.2	Corrélation des paramètres du modèle Fractal Parabolique : résultats et schéma de synthèse	160
4.2.3	Analyse des résidus et situations géographiques	166
4.3	<i>Modèle Fractal Parabolique et feux de forêt : approche à méso échelle par le maillage DFCI</i>	172
4.3.1	Stabilité de la structure parabolique à l'échelle DFCI : les régimes locaux de feux	172
4.3.2	Régimes de feux locaux et situations géographiques	180
4.3.3	Analyse des résidus et proposition d'un indice synthétique	183
	Conclusion	195
CHAPITRE 5.	ROBUSTESSE DES PROPRIETES STATISTIQUES EMERGENTES DE L'ACTIVITE INCENDIAIRE	197
	Table des matières	198
	Introduction	199
5.1	<i>Contexte humain et effet(s) de la précision du recensement des données</i>	200
5.1.1	Prévenir les feux, lutter contre les feux : un système hiérarchique et pyramidal	200
5.1.2	Le rôle de la précision des données pour décrire une courbure	204
5.2	<i>La variabilité de la courbure dans le temps : les structures épisodiques</i>	209
5.2.1	La variabilité annuelle de l'intensité des feux de forêt selon le modèle Fractal Parabolique : l'exemple de la région PACA	211
5.2.2	La variabilité saisonnière de l'intensité des feux de forêt selon un ajustement Fractal Parabolique : l'exemple de la région PACA	219
5.3	<i>Robustesse et sensibilité des paramètres de l'ajustement parabolique</i>	224
5.3.1	Évolution au cours des années des paramètres de l'ajustement parabolique sur les feux de forêt en PACA (1973-2006)	224
5.3.2	Des scénarii prospectifs pour mieux saisir les règles de construction d'un régime de feux : stabilité structurelle et changements de paramètres	230
5.3.3	La variabilité pluri annuelle des paramètres du modèle Fractal Parabolique : approche départementale	237
5.3.4	Évolution chronologique des états du système	240
5.4	<i>Les propriétés statistiques émergentes des feux de forêt : éléments explicatifs</i>	256
5.4.1	Synthèse méthodologique	257
5.4.2	La finitude du monde : le rôle des structures spatiales dans la structuration statistique parabolique des données sur les feux de forêt	259
5.4.3	Écosystèmes, processus dissipatifs et feux de forêt	261
5.4.4	Le feu de forêt comme système auto-organisé critique	263
	Conclusion	272
CHAPITRE 6.	L'IRREGULARITE DES CHRONIQUES D'INCENDIES DE FORET	275
	Table des matières	276
	Introduction	277
6.1	<i>La fractalité temporelle des feux de forêt : état de l'art méthodologique, limites et construction des chroniques françaises</i>	279
6.1.1	La loi puissance comme distribution de probabilité : les périodes de retour	279
6.1.2	Conséquences de la forme parabolique des distributions en loi puissance	281
6.1.3	Des événements dans le temps au temps des événements : construction des chroniques de feux	281
6.2	<i>La covariance d'échelle dans les chroniques méditerranéennes d'incendies de forêt</i>	287
6.2.1	La covariance d'échelle dans les chroniques régionales	287
6.2.2	La covariance d'échelle dans les chroniques départementales	290
6.2.3	Différenciation des espaces méditerranéens selon les modalités de la dissipation de l'énergie	296
6.2.4	Modulation saisonnière de la dissipation journalière de l'énergie	303
6.3	<i>Ensemble de Cantor et la rythmicité incendiaire</i>	307
6.3.1	L'ensemble de Cantor et ses variantes mathématiques	307
6.3.2	Rythmicité des éruptions volcaniques et poussière de Cantor	310
6.3.3	Rythmicité des incendies de forêt : approche cantorienne	314
	Conclusion	330

CHAPITRE 7.	LA CHROMODYNAMIQUE DES CYGNES ET L'INSTABILITE DE L'ACTIVITE INCENDIAIRE	333
	Table des matières	334
	Introduction	335
7.1	<i>Cygnés noirs, hasard sauvage et incendies de forêt</i>	336
7.1.1	De l'ordre au désordre dans les séries chronologiques d'incendies	337
7.1.2	Hasards et incendies de forêt : description et méthodologie de mesure	341
7.1.3	Quantifier le risque d'un « cygne noir » par l'exposant de Hurst	344
7.2	<i>L'exposant de Hurst pour différencier les espaces selon l'instabilité de l'activité incendiaire</i>	349
7.2.1	Evolution au cours du temps de l'instabilité du phénomène feu dans le Sud de la France.....	350
7.2.2	L'instabilité chronologique liée aux contraintes physiques et climatiques : approche multi-échelles et différenciation des espaces	355
7.2.3	L'instabilité locale de l'activité incendiaire : le poids inégal des événements rares selon les espaces.....	359
7.3	<i>Evolution méthodologique et conceptuelle de l'exposant de Hurst</i>	374
7.3.1	Loi puissance rectiligne ou parabolique dans le calcul de H ?	375
7.3.2	Des cycles incendiaires dans les chroniques de feux ?	378
7.3.3	Essai de différenciation spatiale selon les cycles incendiaires méditerranéens français (1973-2006).....	383
7.4	<i>L'instabilité de l'activité incendiaire : éléments de synthèse</i>	388
7.4.1	Une posture de recherche à contre-courant : induction, hasard et cygne noir	389
7.4.2	Mesure de l'instabilité de l'activité incendiaire par l'exposant de Hurst	389
7.4.3	Des phases de persistance de l'activité incendiaire emboîtées et articulées dans les échelles de temps ?	391
	Conclusion.....	393
CHAPITRE 8.	ANALYSE SCALAIRE DE FORMES EMERGENTES.....	395
	Table des matières	396
	Introduction	397
8.1	<i>La morphologie incendiaire : mesure et évolution</i>	398
8.1.1	Un échantillon de formes incendiaires	398
8.1.2	La morphologie des traces de feux de forêt : de l'invariance à la covariance d'échelle.....	401
8.1.3	Quelques pistes de compréhension des structures et des dynamiques spatiales incendiaires	407
8.2	<i>La morphogenèse des traces des incendies de forêt : premières recherches</i>	411
8.2.1	Un maillage spécifique pour la segmentation locale de la forme incendiaire : l'exemple des feux « jumeaux » de Vidauban	411
8.2.2	Variation de la covariance des formes locales incendiaires	414
8.2.3	Variations morphologiques de l'empreinte du feu le long de sa progression	417
8.2.4	Analyse morphologique du contour de la surfaces incendiée : une piste de recherche prometteuse.....	424
8.3	<i>Mesure des formes émergentes et quantification du risque lié aux incendies de forêt</i>	429
8.3.1	Articulation spatiale du bâti et de la forêt dans un contexte de risque lié aux incendies de forêt.....	430
8.3.2	Aléa, vulnérabilité, spatialité	433
8.3.3	Méandres et entrelacs : les formes de transition spatiale entre bâti et forêt.....	437
	Conclusion.....	442
	Conclusion générale	445
	Bibliographie.....	451
	Table des illustrations.....	480
	Index.....	484

Introduction générale

Les feux de forêts, landes, garrigues ou maquis constituent un « problème » extrêmement sérieux pour les régions euro-méditerranéennes. Avec environ 50 000 éclosions et 600 000 hectares de superficie végétale détruite chaque année, ces derniers représentent une part non négligeable des incendies de la planète. En France, la région Provence-Alpes-Côte d'Azur n'échappe pas à ce phénomène. Au cours de l'été 2003, l'un des plus catastrophiques des vingt dernières années, ce sont près de 20 000 hectares qui ont été consumés dans le seul département du Var, emportant avec eux de nombreuses vies humaines et des dizaines d'habitations. De tels événements accroissent la sensibilité de la société face à ce risque naturel, particulièrement dans les espaces périurbains, largement présents en PACA, et également en Languedoc-Roussillon et en Corse, où bâti résidentiel et végétation hautement inflammable se sont étroitement interpénétrés à la suite de décennies de diffusion de l'habitat pavillonnaire et de mise en œuvre de politique de protection de la forêt. Ce type d'occupation de l'espace motive depuis longtemps l'analyse du feu de forêt dans des perspectives forestières (Office National des Forêts, Institut National de la Recherche Agronomique), d'aménagement du territoire (Direction Départementale de l'Agriculture et de la Forêt, Direction Départementale de l'Équipement), de lutte et de protection des personnes et des biens (Services Départementaux d'Incendie et de Secours). De nombreuses cartes sur l'aléa sont construites et servent de support aux différentes décisions prises pour limiter les effets des feux sur les infrastructures humaines. Ces approches sont le plus souvent locales et profitent des expériences de terrain acquises par les différents intervenants. Aujourd'hui, l'arsenal scientifique se retrouve largement centré dans ces considérations. Cette appréhension géographique du phénomène peut poser problème, car elle implique l'illusion de la précision et la croyance en la vérité du terrain, à laquelle il est difficile d'échapper ensuite. Ce n'est donc pas ce type de géographie qui sera menée ici.

En effet, à ce niveau d'observation, il est presque impossible d'avoir un raisonnement globalisant sur le phénomène feu de forêt en raison de la trop grande importance accordée à la singularité de chaque lieu. Or, la somme de toutes les connaissances « locales » ne peut permettre une compréhension de la nature fondamentale du phénomène feu de forêt. Une des conséquences de cette situation est par exemple la sous-utilisation de la base *Prométhée*, vaste mémoire des feux dans le bassin méditerranéen français. Cette base, perçue le plus souvent comme un simple inventaire, peut et doit être exploitée d'une manière plus fondamentale. Nous postulons ainsi que le niveau régional est adapté pour appréhender correctement la nature profonde de ce phénomène.

Cette prise de distance est nécessaire pour rechercher des récurrences, pour trouver un ordre, des structures d'organisation au-delà de la contingence apparente. Les nouvelles sciences de la complexité proposent aujourd'hui un éventail conséquent de concepts, d'outils et de méthodes susceptible de permettre une appréhension globalisante du feu de forêt. Par ailleurs, ce niveau d'appréhension du phénomène peut nous aider à poser un regard scientifique fédérateur qui fait encore défaut aujourd'hui et à fournir aux autorités compétentes un cadre conceptuel adéquat et des méthodologies reproductibles susceptibles de les aider à prendre les décisions les plus appropriées en matière de gestion. La dimension scalaire sera cet élément fédérateur à la fois comme liant pour les disciplines qui se penchent sur ce phénomène, chacune étant focalisée sur une certaine gamme d'échelles, et comme moyen de quantifier l'irrégularité évidente de ses manifestations.

A l'image des pratiques de terrain, l'appréhension scientifique du phénomène reste encore aujourd'hui imprégnée par un attrait pour l'explication locale des conditions d'apparition et de propagation des feux. Ainsi, l'évaluation habituelle d'un phénomène naturel dans un territoire est le plus souvent effectuée selon une approche dynamique construite sur la base de variables climatiques (vent, humidité, température), topographiques et d'occupation du sol (nature et porosité de la végétation, densité humaine, surfaces agricoles, etc.). Une autre évaluation, dite « structurelle » peut également être envisagée. Elle est fondée sur des données historiques concernant des occurrences et des tailles du phénomène. Tout cela peut, comme nous le verrons, s'appliquer aux incendies de forêt. Aussi espère-t-on mieux comprendre la structuration statistique de l'activité incendiaire afin d'en mieux saisir la très grande variabilité. Les incendies de forêt, comme d'autres phénomènes (glissements de terrain, tremblements de terre, inondations, etc.), sont caractérisés par un grand nombre d'événements de très basse intensité, dont la gestion nécessite une mobilisation limitée des ressources et, par peu d'événements extrêmes, dont l'occurrence implique l'intervention et la coordination d'une très grande quantité des moyens disponibles pour tenter, souvent partiellement, d'y faire face. Ces distributions méritent donc une attention spécifique. Le raisonnement employé sera résolument multi-scalaire. La plupart des études conventionnelles d'incertitude en statistique, en économie, et surtout en sciences humaines restent très attachées à une approche « normée » du hasard.

Or, si en effet la fréquence de mise à feu et les surfaces brûlées varient fortement selon les espaces, nous nous proposons de montrer :

- ❖ que la statistique des feux n'est jamais gaussienne, ce qui donne par exemple à la notion de « taille moyenne » un caractère simpliste et réducteur sur lequel repose pourtant la communication actuelle à destination du grand public et des décideurs (Chapitre 2).
- ❖ La forme des distributions semble toujours correspondre à loi de Pareto (Sud-est, régions, départements ; trente quatre ans, décennies, années, saisons), ceci nous montre que la nature du phénomène dépasse les particularités locales. Cette structure révèle un ordre de type statistique qui transcende l'unicité des lieux. On doit bien évidemment s'interroger sur cet ordre global (Chapitre 3).
- ❖ Si la distribution parétienne des feux implique en première analyse une invariance d'échelle donc, en théorie, des feux sans limites de taille, il est possible de rencontrer, et nous le montrerons dans ce cas, des distributions qui ne sont pas tout à fait conformes à cette structure théorique, en étant plus courbe que ce qui est généralement admis dans la littérature. Cet écart au modèle, déjà reconnu pour de nombreuses thématiques qui intéressent les géographes, nous donne à penser que le phénomène feu de forêt est encore plus complexe (Chapitre 4 et 5).
- ❖ Cette courbure, qui semble faire écho aux contraintes physiques et climatiques du monde tangible, présente un caractère variable dans l'espace et dans le temps, ce qui semble en faire un indicateur intéressant des *régimes* de feux de forêt, donc un moyen innovant et reproductible de différenciation spatiale à même de compléter les travaux existants sur le sujet (Chapitre 4 et 5).
- ❖ L'enchaînement chronologique des incendies de forêt est également concerné par cette structuration covariante d'échelle. Ceci remet quelque peu en cause les estimations probabilistes menées à l'étranger. Par ailleurs, on peut chercher à quantifier la probabilité d'émergence d'un *cygne noir incendiaire*, événement qui bouleverse la statistique établie lorsqu'il se produit, ce qu'illustre, par exemple, l'été 2007 catastrophique en Grèce (Chapitre 6 et 7).
- ❖ Cette approche covariante d'échelle peut également s'appliquer aux traces des feux, envisagées selon leur limite ou leur compacité. Ceci va nous mettre sur la voie des processus qui conduisent la mécanique du phénomène, en postulant la forme physique comme un élément informatif à part entière. Par ailleurs, il semble possible de poser les bases d'une mesure d'un risque morphologique lié aux incendies de forêt (Chapitre 8).

Ces différents points seront successivement abordés et confrontés aux travaux existants sur le sujet. Les prédictions issues de ces derniers sont encore aujourd'hui insuffisamment satisfaisantes pour donner la possibilité à la société de se prémunir complètement du phénomène. La principale raison de cette insuffisance se trouve vraisemblablement dans l'absence de prise en compte de la non-linéarité des interactions entre des paramètres de nature variable pourtant largement connus (climat, substrat, Homme). Sans être propre à son étude, cette thèse démontrera qu'il est possible, d'une part, d'en mesurer les effets sur les propriétés statistiques et physiques du phénomène, de sorte que nous envisagerons les formes observables comme pouvant nous informer sur les processus (démarche abductive) et, d'autre part, que l'auto-organisation, l'instabilité chronologique et l'irrégularité morphologique limitent intrinsèquement la prédictibilité d'un tel phénomène. Nous analyserons ainsi, tour à tour, les différentes modalités de son émergence selon la situation géographique des lieux étudiés et les échelles temporelles et spatiales auxquelles il se réfère. Nous verrons ainsi que le phénomène feu, observé dans son ensemble, adopte un comportement caractérisable sur lequel la connaissance détaillée de ses parties ne renseigne pas complètement. L'activité des feux mesurée localement ne reflète ainsi que l'appartenance de chaque événement à un système coopératif global, où chaque feu est conditionné par l'ensemble des feux du passé et conditionne ceux à venir. Rien donc dans les feux pris individuellement n'évoquerait les propriétés émergentes du système. Ainsi est-il sage de renoncer aux cas particuliers pour se concentrer sur le tout. Ce sont donc les différents « visages » du phénomène feu de forêt qui seront abordés, à partir de l'exemple des régions méditerranéennes françaises de 1973 à 2006, ce qui donne l'opportunité d'aboutir à des éléments innovants de différenciation spatiale. D'une façon synthétique, c'est l'état de surprise permanent chez les observateurs, même les plus avertis, que nous chercherons à comprendre en focalisant nos efforts réflexifs sur l'irrégularité frappante, mais peu envisagée comme telle, avec laquelle les feux s'enchaînent (en rafales) sans se ressembler (par la taille), tout en laissant des traces physiques particulières (rugueuses). Ainsi, l'enjeu de ce travail est majeur puisqu'il suppose, par une abstraction de rang supérieur conduite sur la répartition du phénomène dans les échelles, de faire écho à la prise en compte chez les hommes de terrain, chez les physiciens, les géographes et les climatologues, de l'incertitude qui domine l'émergence des incendies de forêt. Cet objectif est donc source d'innovations (à la fois conceptuelles et méthodologiques) mais également de difficultés, puisqu'il nécessite un recul certain pour s'articuler aux cinquante années de recherches internationales sur les incendies de forêt menées au sein de disciplines qui se focalisent chacune sur une gamme d'échelles, et qu'il impose en conséquence à cette recherche un effort didactique non négligeable.

Chapitre 1. Éléments introductifs pour l'analyse scalaire de l'activité incendiaire

« Je suis venu, j'ai vu, j'ai cru »

Sorbonne, anonyme



Déluge, 1511-1515
Château de Windsor, Librairie Royale

Leonardo Da Vinci

Table des matières

Chapitre 1

Introduction	17
<i>1.1 L'occupation du sol en PACA : la base CORINE Land Cover</i>	19
1.1.1 Historique et informations contenues dans CORINE Land Cover	19
1.1.2 La précision, les limites et les conditions d'utilisation de la base CORINE Land Cover	22
<i>1.2 Un besoin de construire une mémoire sur les feux : la base Prométhée</i>	25
1.2.1 Historique et composition de la base Prométhée	25
1.2.2 Un maillage de l'espace particulier à la thématique des feux	27
1.2.3 Les limites et les conditions d'utilisation de la base Prométhée	31
1.2.4 Intérêts et contraintes de l'utilisation d'un quadrillage comme support d'analyse	33
<i>1.3 Les causalités des feux de forêt articulées dans les échelles spatiales et temporelles</i>	38
1.3.1 Les causalités sous-jacentes à la propagation des feux de forêt	39
1.3.2 Suivre et mesurer la variabilité du climat pour tenter d'anticiper le phénomène	52
1.3.3 Une connaissance floue des causes humaines d'éclosion de feux de forêt	55
1.3.4 Des causes humaines de feux aux règles statistiques de la répartition des feux : une question d'échelles	59
Conclusion	63

Introduction

L'objet de notre recherche consiste en la caractérisation de la variabilité avec laquelle les incendies de forêt se manifestent dans le Sud-est de la France. Cette variabilité peut être étudiée selon plusieurs critères. Elle concerne d'abord l'intensité générale (c'est-à-dire le nombre et les tailles) avec laquelle le phénomène s'est manifesté dans le passé. On peut aussi l'envisager du point de vue de l'enchaînement chronologique de ses manifestations. L'échelle temporelle la plus large à laquelle nous pouvons nous référer est de 34 ans (1973-2006), période qui correspond à la mémoire accumulée dans la base de données *Prométhée* que nous détaillerons ici. La variabilité temporelle des feux peut alors être considérée à une résolution grossière (annuelle) ou au contraire très fine (journalière) pour voir en quoi les informations obtenues à une résolution très fine modifient (ou confirment) la perspective initialement envisagée à une résolution annuelle. Il sera également intéressant de considérer la variabilité du phénomène dans sa dimension spatiale, dimension qui intéresse particulièrement le géographe. Là aussi, l'échelle de travail est conditionnée par la base *Prométhée* qui s'inscrit dans un cadre méditerranéen qui, d'ouest en est, va de la frontière espagnole à la frontière italienne et qui englobe, au Nord, la Drôme et l'Ardèche. C'est donc le bassin méditerranéen français qui est l'échelle la plus petite (au sens géographique, donc couvrant le plus large territoire). La mesure de l'intensité des feux et la variabilité temporelle de cette intensité vont être successivement étudiées à cette échelle globale (qui l'est en tout cas pour nous), mais aussi à une résolution régionale, départementale, communale, voire même infra communale à l'aide d'un maillage spécifique. Ici aussi, l'intérêt est de confronter les informations obtenues à des résolutions différentes (spatiales dans ce cas) pour voir en quoi se modifie notre compréhension de la répartition du phénomène feu.

Ainsi, notre démarche d'analyse se situe à la fois dans un jeu d'échelles (le cas du Sud-est français est régulièrement comparé à celui de nos voisins européens, des États-Unis et du Canada) mais également dans un jeu de résolutions spatiales (les régions, départements, communes et mailles) et dans un jeu de résolutions temporelles (la focale d'analyse sur les 34 années étant successivement annuelle et journalière). Nous essaierons aussi de voir comment, à l'échelle du Sud-est de la France et sur une période de 34 ans, la variabilité d'un phénomène issu de multiples interactions non linéaires se modifie selon la focale d'analyse employée.

Cela implique alors d'envisager le problème des feux dans une perspective essentiellement régionale et nous laisse l'opportunité de construire un raisonnement qui s'articule dans les échelles. Les géographes postulent en effet que la comparaison d'échelles (spatiales et/ou temporelles) est un moyen de compréhension du monde, car celui-ci est scalairement organisé. Cela induit que les règles d'organisation par niveau sont postulées comme spécifiques, ce qui légitimerait une problématique par échelles remarquables, ici administratives. L'analyse du processus incendiaire dans la diversité de ses manifestations sera également menée selon ses capacités à transcender les échelles, c'est-à-dire à passer des plus grandes aux plus petites. L'effet des échelles sur les propriétés du processus sera exploré, ce qui nous permettra de rendre complémentaires l'approche multi-scalaire et l'approche trans-scalaire.

Ces trois aspects d'un même processus (à savoir l'intensité, la temporalité et la spatialité) nous amènent à sélectionner une information qui doit être abondante et accessible dans une perspective régionale. Dans le cas des données sur les feux, la base *Prométhée* qui recense depuis 1973 tous les feux survenus dans le Sud-est de la France s'est naturellement imposée par son ampleur (plus de 90 000 événements sur 34 ans) et sa précision. En ce qui concerne l'occupation du sol, le choix est très vaste dans l'éventail des bases de données. Malgré une précision que l'on peut qualifier de moyenne, nous avons retenu la base *CORINE Land Cover*. Outre sa large diffusion, elle permet, toujours dans une perspective régionale, de caractériser l'articulation spatiale des grands agrégats urbains et végétaux qui conditionnent, selon nous et pour une part qui restera à définir, la structure spatiale du champ d'inflammabilité (voir Chapitre 8, à partir de la page 429).

Avant d'exploiter ces deux bases de données, nous nous attachons à les décrire. Cette description est de plusieurs ordres. Deux points seront développés dans ce premier chapitre pour décrire les bases *Prométhée* et *CORINE Land Cover*. Nous aborderons dans un premier temps une description d'ordre historique puis elle portera sur le contenu. Elle sera ensuite plus technique pour mettre en lumière leurs différents biais et limites. Ces contraintes nous amèneront à définir les conditions de leur utilisation, conditions qui seront respectées tout au long de ce travail. Un troisième point décrira l'état de connaissance sur les causes des feux. La mise en lumière des biais et limites nous servira dans un quatrième et dernier point de support aux besoins de conceptualisation et plus généralement aux perspectives qu'ouvre l'introduction de la notion d'échelle dans la thématique des feux de forêt.

1.1 L'occupation du sol en PACA : la base CORINE Land Cover

L'historique et la description du contenu de cette base nous permettent de nous familiariser avec cette donnée qui est déjà largement utilisée en Europe. Nous en définissons les conditions d'utilisation. Elles nous serviront à expérimenter en toute fin de cette thèse en PACA un modèle de caractérisation morphologique des interfaces entre bâti et forêt (Chapitre 8 à partir de la p. 430).

1.1.1 Historique et informations contenues dans CORINE Land Cover

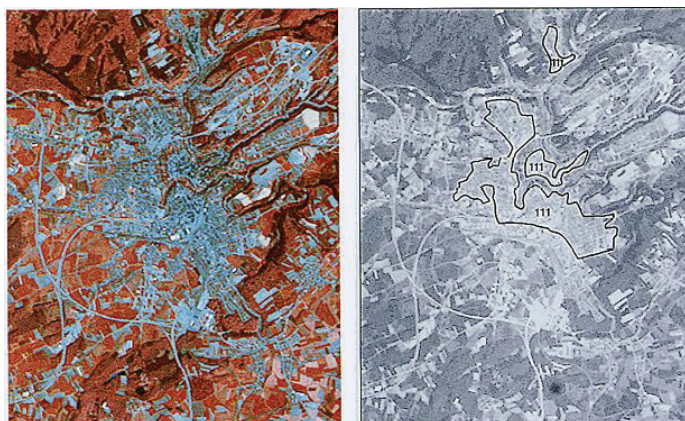
*CORINE Land Cover*¹ est une cartographie numérique de l'occupation du sol des pays de la communauté européenne. « Elle est issue d'un projet européen lancé en 1985, qui vise à développer des techniques pointues de collecte et de gestion de l'information sur l'environnement ».² Le programme européen CORINE Land Cover a donc pour objet de fournir, pour les pays de l'Union européenne, une information géographique homogène sur l'occupation du sol. En France, il a pour maître d'ouvrage l'Institut Français de l'Environnement (IFEN). Il bénéficie également de la participation financière de la Commission européenne, du Centre National d'Etudes Spatiales (CNES) et du Ministère de l'Aménagement du Territoire et de l'Environnement. De plus, les principaux partenaires techniques du programme français sont : le Bureau de Recherches Géologiques et Minières (BRGM), l'Inventaire Forestier National (IFN) et l'Institut Géographique National (IGN).

Enfin, la continuité du programme CORINE Land Cover et la diffusion des résultats sont assurées par l'Agence Européenne pour l'Environnement. Nous pouvons synthétiser l'information contenue dans CORINE Land Cover de la manière suivante : il s'agit d'un fichier vecteur constitué d'entités surfaciques. Son grain (la plus petite unité surfacique retenue) est de 5 hectares (ha). Cette règle s'applique à toutes les variables à l'exception du « Tissu urbain continu » et du « Tissu urbain discontinu », des « serres » et « plages » et enfin des « dunes et sables » pour lesquels le seuil est de 2,5 ha. Les éléments de forme linéaire (les routes) sont reportés si leur largeur excède 40 mètres. La projection de l'information est le Lambert II étendu.

¹ Coordinate of Information on the Environment

² FOLLIN, mémoire de maîtrise, 1999

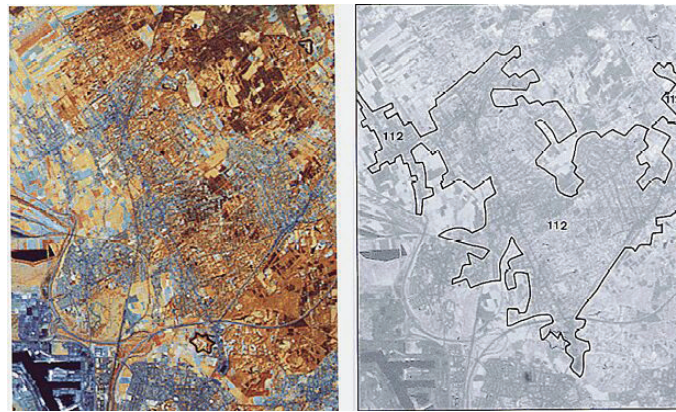
La date de référence des images « sources » s'étale de juillet à septembre 1999. Globalement, la base *CORINE Land Cover* fournit les surfaces en eau (plan d'eau, etc.), les espaces anthropiques (tissus urbains continus, tissus urbains discontinus, zones industrielles et commerciales, les décharges, les chantiers, les équipements sportifs, de loisirs et le réseau routier) et les espaces agricoles (oliveraies, prairies, systèmes culturaux, territoires agricoles, terres arables, vignobles et vergers). La classe « tissus urbains continus » représente les espaces structurés par des bâtiments et les voies de communication. Les bâtiments, la voirie et les surfaces artificiellement recouvertes y représentent plus de 80 % de la surface totale. L'information apparaît à gauche en bleu foncé dans l'image satellitaire ci-dessous. Elle est matérialisée à droite par un contour du centre-ville (ville de Luxembourg).



Source : IFEN

Figure 1. Un exemple de tissu urbain continu dans *CORINE Land Cover*

La classe "tissus urbains discontinus" comprend les zones d'habitations périphériques, des centres des agglomérations et certaines agglomérations des zones rurales (*Figure 2*). Ces unités se composent d'immeubles, de maisons individuelles, de jardins, de rues et d'espaces verts, chacun de ces éléments ayant une surface inférieure à 25 ha. La différence avec le tissu urbain continu réside dans la présence de surfaces non imperméabilisées : jardins, espaces verts, plantations, espaces communs non revêtus. Les bâtiments, la voirie et les surfaces artificielles occupent entre 30 % et 80 % de la surface totale de l'unité.



Source : IFEN

Figure 2. Un exemple de tissu urbain discontinu dans CORINE Land Cover

La classe « Forêt » est subdivisée en trois types de formations végétales. Les ensembles « forêt feuillue » et « forêt de conifères » sont déterminés par la dominance de l'une ou l'autre des espèces. L'ensemble « forêt mélangée » comprend non seulement les forêts mélangées au sens strict de la définition sylvicole (mélange par pied ou par bouquet), mais également les parcellaires forestiers complexes où la mosaïque des feuillus et des résineux est grande (aucun peuplement homogène de plus de 25 ha ne se distingue).

La classe « Maquis et garrigues » est intitulée "Végétation sclérophylle" dans la nomenclature standard (internationale). En PACA et en zone méditerranéenne en général, elle recouvre spécifiquement les maquis et garrigues. Les maquis sont des associations végétales denses composées d'essences arbustives qui couvrent les terrains siliceux acides en milieu méditerranéen. Cette formation végétale comporte, en général, des chênes de petite taille, des oléastres, des arbousiers, des lentisques, des genévriers, des bruyères arborescentes et une strate inférieure de cistes et de bruyères basses.

Les garrigues sont des associations buissonnantes et discontinues des plateaux calcaires méditerranéens (selon l'IFN). Elles sont souvent composées de chênes kermès, de lavande, de thym et de cistes blancs. Elles se développent sur des sols squelettiques qui ne retiennent que très peu l'eau de pluie, favorisant ainsi son infiltration dans le substrat calcaire (karst). La garrigue présente le plus souvent une faible densité de biomasse. La propagation du feu, lorsqu'elle s'appuie sur une garrigue, est très rapide, mais assez peu puissante (du point de vue du rayonnement tel que le calculent les physiciens).

Ces informations sur la répartition de la végétation et du bâti sont traitées à l'aide d'un Système d'Information Géographique (Arcview 3.2). Nous voulons construire une méthode simple et robuste de cartographie et de mesure à plusieurs échelles de l'articulation spatiale du bâti et de la végétation en Provence-Alpes-Côte d'Azur (*Figure 3*).

L'utilisation d'un SIG permet de traiter de manière reproductible et opérationnelle les problématiques relatives aux risques naturels (Sauvagnargues-Lesage, 2003). Nous chercherons à modéliser la morphologie de l'interface Homme-forêt car on postule que cette structure est informative pour les décideurs et les opérationnels du risque lié aux feux de forêt. Le choix de *CORINE Land Cover* est motivé par des raisons de reproductibilité du modèle et d'expérimentation à une échelle régionale. En effet, la base est non seulement très accessible, ce qui rend d'autant plus reproductible le projet méthodologique puisqu'il ne dépend pas uniquement de la donnée de départ, mais elle est aussi suffisamment structurée pour servir de support à notre travail. Ensuite, même si cette donnée ne prend pas en compte les objets les plus fins, elle convient bien à un travail d'analyse de l'interpénétration spatiale des grands agrégats urbains et végétaux.

Enfin, la résolution de cette information permet de porter la zone d'étude expérimentale à un niveau régional (PACA). Une donnée métrique exploitée à une échelle régionale rendrait les différentes procédures extrêmement coûteuses en temps (plusieurs dizaines de millions de pixels devant être traitées simultanément) sans nous garantir un gain qualitatif notable sur les résultats. Cette appréhension globale du problème des interfaces est ainsi complémentaire des approches traditionnelles qui se portent plutôt à l'échelle de l'îlot et qui ont besoin de cette précision métrique.

1.1.2 *La précision, les limites et les conditions d'utilisation de la base CORINE Land Cover*

Cette donnée sur l'occupation du sol est construite par photo-interprétation assistée par ordinateur d'images satellitaires. Le fichier « Occupation du sol 1999 » est issu du traitement d'une couverture régionale d'images satellitaires LANDSAT7 ETM+. L'acquisition a porté sur une couverture LANDSAT7 de la région PACA (4 scènes) en mode multi spectral et sur un quart de scène IRS-1D en mode panchromatique, localisé sur le centre ouest du département des Alpes-de-Haute-Provence. La résolution est de 30 m (*Figure 4*). Elle est retravaillée à 10 m ce qui donne un intervalle de confiance raisonnable de 20 m. La précision de la base peut être considérée comme « grossière » en comparaison avec d'autres données satellitaires dont la précision devient progressivement métrique. Tous les éléments géographiques de moins de 5 hectares pour l'ensemble des composantes voire 2,5 hectares pour le bâti continu et discontinu y sont absents. Cette double contrainte nous empêche d'abord de descendre la focale d'analyse en dessous de 20 m et ensuite de prendre en compte les agrégats les plus fins.

Ainsi, notre étude sur la notion d'interface entre le bâti et la forêt portera essentiellement sur la proximité entre les grands ensembles définis à l'échelle régionale alors que traditionnellement, de telles études sont envisagées à une échelle très locale (à l'échelle de la parcelle) et entre les objets les plus fins (maisons et arbres).

De ce fait, même si la méthode que nous développerons permettra de mesurer et de cartographier l'enclavement local des parcelles de bâti en forêt (déséquilibre très fort entre les deux ensembles), le mitage urbain en forêt (déséquilibre fort) et la frange de contact entre bâti et forêt (équilibre des deux ensembles), il n'en reste pas moins que l'utilisation de la base *CORINE Land Cover* nous pousse à nous limiter à l'étude de cette dernière modalité d'articulation spatiale du bâti et de la forêt. Cela étant, une fois la méthode définie, rien n'empêchera dans le futur de préciser cela avec des moyens de calculs supplémentaires et des données plus fines.

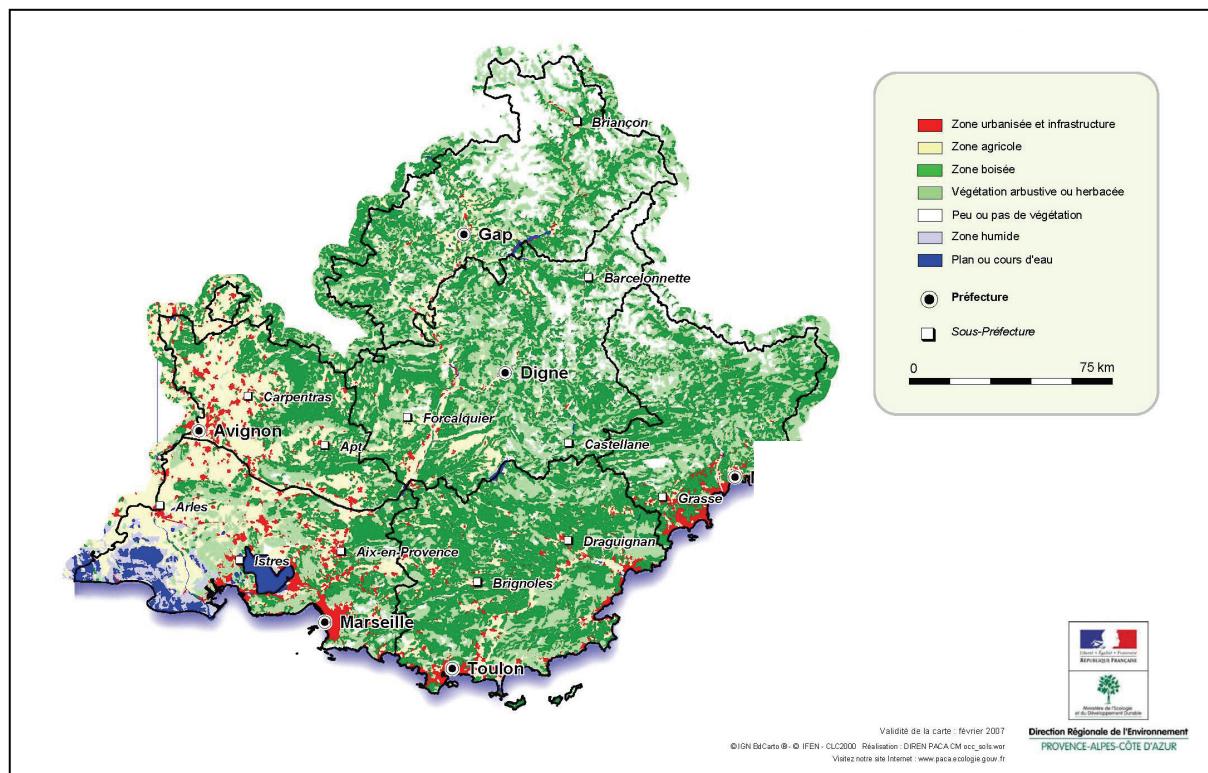


Figure 3. L'occupation du sol en PACA en 2000 selon CORINE Land Cover

SATELLITE	CAPTEUR	REF .	DATE	RESOLUTION	BANDES
LANDSAT 7	ETM+	196-29	2/09/99	30 mètres	1,2,3,4,5 et 7
LANDSAT 7	ETM+	196-30	2/09/99	30 mètres	1,2,3,4,5 et 7
LANDSAT 7	ETM+	195-29	10/08/99	30 mètres	1,2,3,4,5 et 7
LANDSAT 7	ETM+	195-30	10/08/99	30 mètres	1,2,3,4,5 et 7
IRS-1D	Pan	020-38	2/09/99	5,8 mètres	Panchromatique

Figure 4. Caractéristiques des images satellites pour CORINE Land Cover

Cette condition d'utilisation que nous définissons ici est en rapport avec les recommandations posées par un rapport de l'IFEN en 2005 : « *L'existence d'un seuil de description et l'échelle de l'interprétation font que l'exploitation statistique de la base est pertinente à l'échelle nationale, départementale et cantonale. Mais l'analyse de l'occupation du sol avec CORINE Land Cover à l'échelle communale est à éviter : à cette échelle les informations produites seront à la fois pauvres d'enseignement et peu précises*³ ».

Nous faisons également le choix d'utiliser cette donnée en ne conservant que la différence entre bâti et forêt sans préciser les sous-classes qui existent néanmoins dans la base. Il est en effet intéressant de caractériser la répartition des ensembles dans l'espace en cartographiant et en mesurant leurs limites. Par exemple, on peut tout à fait envisager de décliner la densité végétale en fonction de différentes strates ou espèces, mais, au vu du comportement massif d'un feu lorsqu'il prend de l'ampleur, il nous semble que la question de la répartition du combustible prend le pas, dans une certaine mesure, sur celle de sa composition. Les deux approches étant toutefois complémentaires.

Une des limites inhérentes au choix de cette base est la dispersion du bâti dans plusieurs classes. Il est naturellement présent dans les classes « tissu urbain continu » et « tissu urbain discontinu ». Mais il est également contenu dans des sous-classes de forêt et d'agriculture où il est qualifié par la formule « présence de... ». L'utilisation d'une résolution grossière implique donc des difficultés à classer correctement les espaces de transition. Nous devons ainsi intégrer ensemble des éléments qui sont pourtant de natures très différentes, ce qui, nous en convenons, limite la pertinence des résultats. Néanmoins, les effets de cette agrégation impossible à éviter en l'état sont d'autant plus forts que l'échelle de travail est fine.

³ « *L'utilisation de CORINE land Cover* », IFEN, Département des méthodes, données et synthèses, Avril 2005, p.12

Or, nous choisissons de traiter l'ensemble de la région PACA en mesurant la densité du voisinage d'un pixel, ce voisinage variant entre 0,25 km² (25 ha) et 25 km² (25 000 ha).

À grande échelle, la corrélation entre la répartition des feux et celle des objets anthropiques est établie depuis quelques années par les géographes. Cette corrélation à grande échelle est très forte. Elle s'approche souvent d'un r² à 0,9 lorsque l'on considère par exemple les effets de la distance à une route sur le nombre de feux. Elle suppose l'accès à des bases de données de feux très précises (avec un recensement des feux au mètre près, avec des coordonnées x ; y). De telles bases sont très rares, souvent confidentielles et ne concernent que des portions limitées de territoire.

Or, les structures spatiales sont très scalaires et leurs grands traits sont déjà présents à petite échelle. Ceci implique sans doute la persistance de cette relation à petite échelle, c'est-à-dire dans une perspective régionale avec une information plus grossière. En d'autres termes, la corrélation que l'on connaît localement entre les routes et les feux est, pour une part, déjà contenue dans la structure globale du champ d'inflammabilité et dans celle de l'occupation du sol. Ce niveau d'appréhension peut même nous apporter des éclaircissements sur la structuration du phénomène qui peuvent être indécélables à grande échelle.

1.2 Un besoin de construire une mémoire sur les feux : la base *Prométhée*

Après la description littéraire de la base *CORINE Land Cover*, nous nous attarderons sur une donnée qui est au cœur de notre travail sur la variabilité scalaire du phénomène feu de forêt. Cette « mémoire » statistique des feux est d'accès libre sur internet.

1.2.1 *Historique et composition de la base Prométhée*

La base de données *Prométhée* a été créée au début des années 70 (1973). On peut caractériser cette période de dynamique, dans ce domaine, car la volonté de prendre à bras le corps le problème des feux de forêt s'est traduite par la mise en place simultanée de l'Entente Interdépartementale en vue de la protection de la forêt contre l'incendie (1963), de la base de canadiens de Marignane et de celle du centre de la Sécurité Civile sur le site de Valabre (à proximité d'Aix-en-Provence). Une des premières tâches du groupe pilote en charge de la construction de *Prométhée* fut de donner une définition du feu en forêt méditerranéenne, en raison des nombreuses contradictions de conception entre les différents services.

La base de données *Prométhée* a eu pour objectif de fédérer et d'harmoniser les données issues de cette grande variété de services, puis, de redistribuer les résultats à tous ceux qui sont concernés par le problème des incendies de forêts. Comme l'a posé M. Gouriran⁴ « *le problème initial qu'a dû résoudre Prométhée a été de regrouper les données en provenance de différents services, de faire travailler tous les acteurs ensemble, de leur faire parler le même langage* » (GOURIRAN, 1999). La base couvre 15 départements du sud-est de la France (Figure 5).

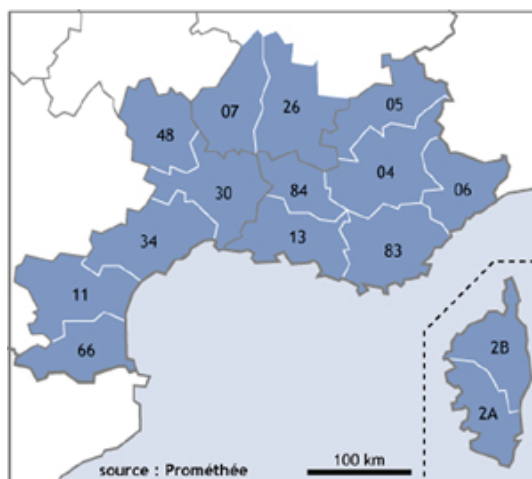


Figure 5. Départements couverts par la base de données Prométhée

La conséquence immédiate de la variabilité des sources des données est le flou sémantique comme l'illustrent par exemple les statistiques des feux de forêt en 1971. Ainsi, pour le département des Bouches-du-Rhône, les chiffres de cette année divergeaient fortement selon les sources : 250 incendies pour les forestiers et 1500 incendies pour les pompiers... C'est à cette époque qu'un feu de forêt est, en France, défini de la manière suivante : « *Incendie qui a atteint des forêts, landes, garrigues ou maquis d'une superficie d'au moins un hectare d'un seul tenant, et ce quelle que soit la superficie parcourue* » (www.promethee.com). Ces règles permettent alors la gestion des données provenant de plusieurs sources. Ces dernières seront par la suite réajustées (en 1979) en éliminant celles qui ne sont pas utilisables ou peu fiables. La base de données est composée de plusieurs variables pour chaque incendie. Elles caractérisent la localisation spatiale (département, commune, lieu dit, coordonnées géographiques), la localisation temporelle (année, mois, jour, heure,) de chaque feu ainsi que la surface incendiée. Les données complémentaires, qui sont facultatives, sont constituées par la proximité d'une structure anthropique (voie carrossable, habitation, etc.), le type de végétation concerné, la surface menacée⁵ et la cause.

⁴ GOURIRAN Maurice, Chef du service « Etudes et développement » au Conseil général des Bouches-du-Rhône

⁵ La surface menacée correspond à l'estimation sur le terrain de la taille maximale que peut prendre un incendie lorsqu'il est détecté. Cela sert principalement à dimensionner par anticipation les moyens de lutte nécessaires.

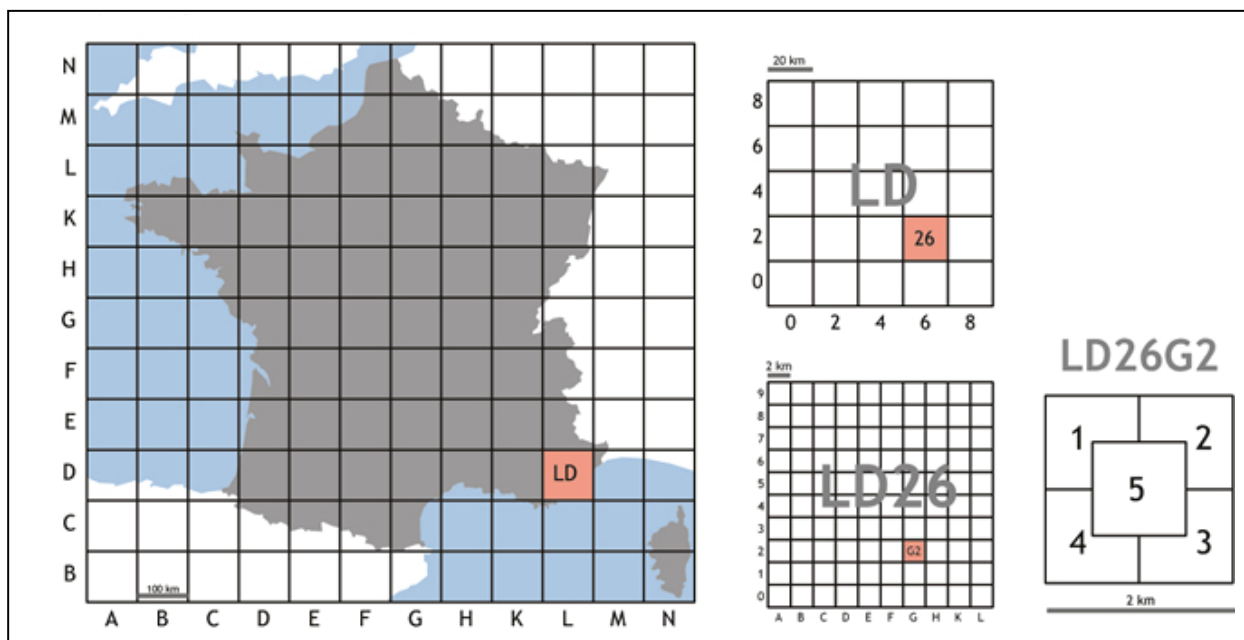
L'interrogation de la base de données permet d'extraire un certain nombre d'éléments quantifiés parmi lesquels le bilan de l'année en cours pour les feux de forêt, celui de la totalité de la période (pour nous 1973-2006), les statistiques par zones administratives (communes, départements) et des listes de feux à partir d'une sélection sur plusieurs critères : année, département, commune, surface, heure, jour, proximité à une infrastructure.

Cette base de données a beaucoup évolué depuis sa création et a été l'objet de nombreux travaux notamment sur les profils socio-professionnels des auteurs d'incendies (Alexandrian, 1991), sur les causes et sur la malveillance (Alexandrian, Gouiran, 1990), sur le recensement et la cartographie des peuplements incendiés, sur les grands feux (rapports d'enquêtes) (Perriez *et al*, 2003) et sur les tendances globales des séries de feux (Chevrou, 1999). C'est donc aujourd'hui avec un recul de 34 ans que l'ensemble de la communauté scientifique ainsi que les acteurs de terrain peuvent se pencher sur le phénomène. Ce laps de temps pendant lequel les événements ont été quantifiés semble pourtant limité comparé aux deux cents ans de données archivées sur les inondations en France. Néanmoins, la quantité d'événements recensés (un peu plus de 30 000 en PACA, autant pour la Corse et plus de 90 000 feux sur tout le Sud-est méditerranéen) représente un support consistant pour étudier la structuration du phénomène d'un point de vue statistique, temporel et spatial.

1.2.2 Un maillage de l'espace particulier à la thématique des feux

Les opérateurs ont appliqué sur l'espace une grille de lecture qui a pour principale fonction de permettre aux différents moyens de lutte de se déplacer en étant le plus performant possible, c'est-à-dire le plus rapidement et le plus précisément possible. Cela permet d'arriver au système de coordonnées DFCI⁶ utilisé depuis une trentaine d'années (*Figure 6*). Ce découpage de l'espace est orienté « action » dans le sens où il ne correspond pas initialement à une cartographie des risques mais contribue à une certaine « gestion » du risque. A l'origine, l'unité élémentaire était un carré de 2 km par 2 km défini par 6 caractères (par exemple : KD 46 C3). La numérotation alphabétique va de A à Z, en sautant les lettres I et J. La première d'un groupe de deux lettres se rapporte à la coordonnée E. (Easting) croissante vers l'Est et la deuxième à la coordonnée N. (Northing) croissante vers le Nord. Les coordonnées se rapportent toujours à l'angle Sud-Ouest de la grille.

⁶ Défense de la Forêt Contre les Incendies



Source : *Apport de la géomatique à l'analyse des risques : application aux départs de feux de forêt dans le Var*, Tremelo, De Biaggi, Charreire, Tran, Comby (2005)

Figure 6. Le maillage DFCI des données Prométhée et du système de lutte

Le code DFCI a été créé par l'Institut Géographique National (IGN) en 1980 à la demande de la Direction Départementale de la Sécurité Civile. Il comprend trois niveaux :

- 2 lettres pour le carré de 100 km x 100 km (ici KD)
- 2 chiffres pour le carré de 20 km x 20 km (ici 46)
- 1 lettre et 1 chiffre pour le carré de 2 km x 2 km (ici C3)

Cette appréhension de l'espace est basée sur un emboîtement de niveaux allant du pixel de 1 km² jusqu'à des mailles de 400 km². Le quadrillage est basé sur le système français de coordonnées géographiques *Lambert II étendues*.

- Le territoire national est inscrit dans des carrés de 100 km de côté, dénommés par deux lettres, une pour les abscisses, une pour les ordonnées. D'Ouest en Est, la numérotation commence à A pour la Bretagne (Easting compris entre 0 et 100 km) et se termine par N pour la Corse (Easting compris entre 1100 km et 1200 km). Du Sud au Nord, la numérotation commence à la lettre B pour la Corse (Northing compris entre 1600 km et 1700 km) et se termine à la lettre N pour le Pas-de-Calais (Northing compris entre 2600 km et 2700 km).

- Chaque carré de 100 km est divisé en carrés de 20 km de côté (donc 5 x 5 carrés). Ils sont numérotés en chiffre pair de 0 à 8, en abscisse et en ordonnée. Le carré le plus au Sud-Ouest est noté 00 et celui le plus au Nord-est noté 88.
- Chaque carré de 20 km est divisé en carrés de 2 km de côté (donc 10 x 10 carrés). Ils sont désignés de A à L (sauf I et J) pour les abscisses, et numérotés de 0 à 9 pour les ordonnées. Le carré le plus au Sud-Ouest est noté A0 et celui le plus au Nord-Est L9.
- Enfin, pour permettre aux opérationnels de se repérer plus précisément sur le terrain, la maille de 2 km de côté est subdivisée en 5 sous-ensembles numérotés tel quel : de 1 à 4 dans le sens des aiguilles d'une montre et la valeur 5 pour la maille centrale.

Avant de servir de référence à la base *Prométhée*, ce quadrillage de l'espace en échelles emboîtées est d'abord un support pour la stratégie de lutte contre les incendies. Nous prendrons le temps de décrire globalement ce schéma afin de nous rendre compte des analogies existantes entre un maillage aux multiples niveaux et un système de lutte aux impératifs à la fois locaux et globaux.

Hormis le cas particulier des sapeurs forestiers présents tout au long de l'année dans le massif pour entretenir les structures DFCI (pistes, points d'eau, etc.), la question de la gestion opérationnelle de l'incendie ne prend forme qu'avec l'arrivée de la saison estivale. Au début de l'été, un dispositif spécifique et préventif est mis en place pour la période où les risques sont les plus importants. Ces dispositions ont été initiées à la fin des années 70 et se sont généralisées au milieu des années 80. Comme pour l'ensemble des activités de secours, ce dispositif estival est articulé au niveau départemental : il s'agit de mobiliser quotidiennement des personnels et du matériel pour la surveillance des massifs.

Chaque été en effet, plusieurs départements mettent en place un pré-positionnement des moyens de lutte dans des lieux dont la logique du choix reste difficile à percevoir. Cette stratégie est relativement récente comme l'atteste cet extrait du journal RTF de juin-juillet 1980 : « *Chaque préfet élaborera à partir du 1^{er} mars 1980 un plan de quadrillage du terrain, qui sera déclenché dès que les prévisions météorologiques laisseront apparaître l'existence de risques très sévères* ». Les modalités de mise en place sont différentes selon les départements du sud de la France.

La démarche générale est par conséquent de réorganiser la position préventive des moyens selon les risques climatiques estimés deux fois par jour durant la saison estivale. Le choix de ces lieux doit ainsi répondre à deux logiques distinctes : l'une climatique précédemment citée et l'autre spatiale, liée à une doctrine de lutte qui pose le principe d'une attaque initiale massive. Cette doctrine de lutte traduit la volonté d'attaquer de manière importante chaque foyer et de protéger le maximum de structures anthropiques dans des délais les plus brefs. Cet impératif à la fois spatial et temporel rejoint la notion d'échelle géographique qui se retrouve dans la structuration du maillage DFCI. Le choix des lieux répond en effet à une articulation entre la nécessité d'actions locales des moyens de lutte (temps court de déplacement) avec la nécessité de protection la plus globale possible d'un département (temps plus élevé de déplacement). Les cartes utilisées par les services opérationnels sont donc des cartes IGN (1/25000^{ème} et 1/100000^{ème}) sur lesquelles une nomenclature DFCI est superposée. Cette nomenclature concerne le quadrillage mais également les infrastructures spécifiques à la lutte contre le feu : pistes forestières, points d'eau, etc. (Figure 7).

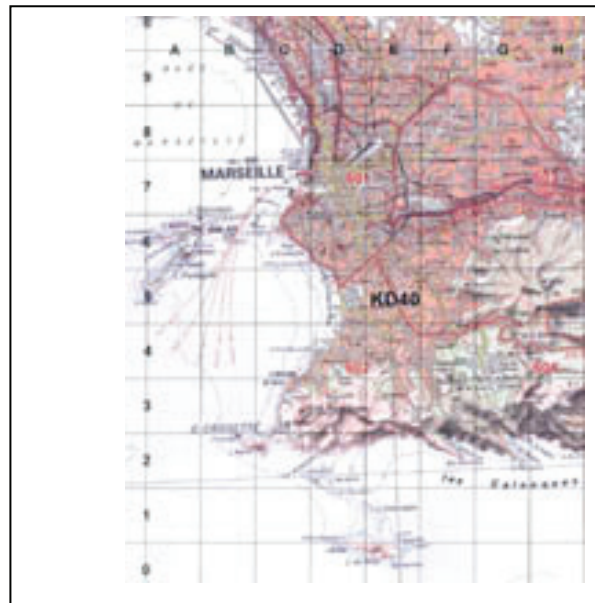


Figure 7. Exemple de carte opérationnelle avec un quadrillage DFCI sur fond IGN

1.2.3 Les limites et les conditions d'utilisation de la base Prométhée

Le quadrillage tel qu'il est présenté ici n'est entré en vigueur qu'en 1980 pour le recensement des feux alors que la base elle-même date de 1973. De 1973 à 1979, la localisation des feux est spécifique selon les départements ce qui a rendu difficile ensuite l'harmonisation de la base de données. Cette harmonisation a concerné l'homogénéisation des protocoles de saisie pour tous les départements mais aussi l'homogénéisation de l'ensemble des séries annuelles de feux afin de les rendre comparables. Une certaine marge d'erreur est inhérente à ce genre de conversion notamment sur les bordures puisque les maillages ne se superposent pas exactement. D'autre part, la taille minimale des feux pour qu'ils soient référencés a, également, évolué dans le temps. Jusqu'en 1987, seuls les feux correspondant à une surface brûlée supérieure à 0,1 hectares sont recensés. Ce seuil trouve son origine dans une procédure fastidieuse très bien décrite dans la présentation historique du projet *Prométhée* (www.promethee.com) : « *La base est construite à partir de rapports papiers codés dans chacun des services concernés, transmis par voie postale au Centre de Traitement de l'Information de la Préfecture (CTIP), à Marseille, saisis en atelier de dactylo codage (sur cartes perforées puis sur bande magnétique). Les données ainsi récupérées sont ensuite insérées dans la machine afin de mettre à jour la base de données. Cette mise à jour est une opération rigide et fastidieuse qui se traduit souvent par l'édition d'une liste d'anomalies des données à recycler. La saisie des informations obéit aux principes suivants :*

- *Chaque feu est identifié par les pompiers qui remplissent une fiche d'identification en 7 exemplaires. Cette fiche contient les données de base.*
- *L'original est envoyé au CTIP pour une mise à jour de la base des données, les doubles sont acheminés par voie postale vers les autres entités concernées (en fonction du lieu d'éclosion) :*
 - *la direction départementale des services d'incendie et de secours,*
 - *la direction départementale de l'agriculture et de la forêt,*
 - *la brigade de gendarmerie,*
 - *le centre météo de Marignane (la saisie météo est centralisée),*
 - *la base d'avions amphibies de Marignane (dans le cas où ces aéronefs sont intervenus).*
- *A la réception de cette fiche, chacun de ces services code un rapport spécifique. Ce rapport est ensuite envoyé au CTIP pour mise à jour de la base.*
- *Lorsque des erreurs de saisie sont décelées, les listes d'anomalies correspondantes sont renvoyées vers les services afin d'être recyclées. »*

Par la suite, l'informatisation de la base de données a permis d'accélérer et d'alléger considérablement la procédure (Minitel à partir de 1992 et Internet à partir de 1997). Ainsi, le seuil de 0,1 ha a été supprimé. Si les effets de ce seuil sont négligeables pour le cumul des surfaces brûlées par unité administrative (commune, départements et régions) ou par maille de 4 km², il en est tout autrement lorsqu'on envisage les effectifs de feux. En effet, les plus petits feux étant toujours les plus nombreux, on peut aussi bien décrire une augmentation du nombre total de feux que le poids des très petits feux, dès le début des années 90, là où se situe ce changement méthodologique. La base *Prométhée* présente également une limite liée à la précision spatiale inégale du recensement des feux. En effet, si depuis une quinzaine d'années l'enregistrement des feux se fait à une maille de 1 km², ce n'était pas le cas avant. Ainsi, pour un même maillage spatial, la base est constituée de feux qui sont difficilement comparables du point de vue de leur situation dans l'espace. Ensuite, si le dernier niveau de maillage DFCI semble très utile sur le terrain pour se repérer, il pose également un problème de comparaison des mailles puisque toutes ne sont pas de surface égale (*Figure 8*).

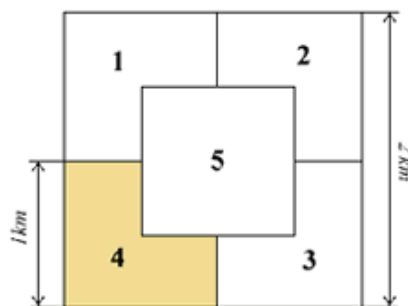


Figure 8. Niveau le plus local du maillage DFCI

De ce fait, ces contraintes nous amènent à déterminer les conditions optimales d'analyse des données en limitant au mieux les différents biais inhérents à la constitution de l'information. L'hétérogénéité de la précision de l'information induit en effet un double filtrage dans la base *Prométhée*. Nous harmonisons tout d'abord la précision spatiale des feux à la maille de 2 km x 2 km et ensuite la taille minimale des feux à 0,1 ha pour rendre comparable les distributions annuelles. L'analyse de la répartition spatiale du phénomène portera sur les effectifs cumulés de feux sur 34 ans et sur les surfaces brûlées cumulées. L'étude sera effectuée à l'échelle du Sud-est de la France sur une échelle de temps de 34 ans. Elle sera menée à plusieurs résolutions spatiales (régions, départements et mailles) et à plusieurs résolutions temporelles (annuelle et journalière). Il s'agira alors d'observer les effets de ces changements sur les propriétés statistiques des séries de feux. Du point de vue spatial, nous observerons les concentrations de feux tout comme la variabilité temporelle de cette répartition.

1.2.4 Intérêts et contraintes de l'utilisation d'un quadrillage comme support d'analyse

Du point de vue analytique, l'utilisation d'un quadrillage géométrique (ici le maillage DFCI) présente une série d'avantages notables par rapport à un maillage par unités administratives.

L'intérêt est tout d'abord méthodologique, car la base de données est déjà recensée à cette résolution pour la très grande majorité des feux (1981 à 2006). Cet aspect pratique est non négligeable puisque hormis un travail minime de conversion des coordonnées géographiques de certains feux (1973 à 1980), il existe une adéquation entre le recensement des données et l'échelle à laquelle elles sont analysées.

L'information est en outre uniformément échantillonnée dans l'espace, ce qui évite le recours à une donnée relative pour rendre comparables les unités spatiales entre elles. Avec une information recensée au niveau communal par exemple, la comparaison de chiffres bruts serait contrainte par les différences de superficie entre les communes. L'utilisation de la densité de feux par km² d'espace communal ou par km² de forêt serait ainsi indispensable pour commenter les résultats.

Cette adéquation nous donne aussi la possibilité d'éviter les conséquences trop importantes de l'agrégation de l'information. Si un lissage des données existe toujours dans le choix d'une résolution, cet effet est d'autant plus grand que la résolution est large. Or, le niveau communal présente l'inconvénient d'agréger des « réalités » de terrain parfois très disparates qui impliquent des logiques totalement différentes en ce qui concerne les incendies de forêt. Une même commune a ainsi plusieurs visages (centres-villes, périphéries urbaines, forêt, plan d'eau, espaces agricoles, etc.) qui n'impliquent pas du tout les mêmes conditions d'éclosion et de propagation du phénomène. Même si cette « réalité » est également faussée par l'utilisation d'un carroyage comme support d'analyse, il s'en rapproche par sa relative finesse (2 km x 2 km) et par l'étendue du terrain d'étude (des Pyrénées-Orientales aux Alpes-Maritimes, et de la Corse à l'Ardèche). Aussi, l'agrégation de l'information, en plus d'être limitée par le carroyage, est surtout équivalente pour chaque maille, et ce, pour l'ensemble de la zone d'étude. L'intérêt principal d'un quadrillage est alors de figer les effets contraignants de l'agrégation de l'information. Il rend l'analyse plus objective en permettant de limiter un des biais inhérents à une analyse spatiale. L'utilisation d'un carroyage présente néanmoins quelques contraintes qu'il convient de présenter. Le maillage DFCI induit d'abord un fort morcellement des données sur les feux.

En effet, parce que le maillage est relativement fin et que l'on souhaite également discrétiser la base annuellement, l'effectif de feux par maille se retrouve souvent très limité. L'échantillonnage de l'information est ainsi extrême en comparaison avec une échelle communale qui présente l'avantage de pouvoir analyser chaque unité administrative avec un nombre conséquent d'individus statistiques. En outre, dans une recherche de corrélation statistique entre la répartition des feux et l'agencement du substrat, ce carroyage ne permet plus l'accès pratique aux informations communales, départementales et régionales distribuées par les grands organismes d'Etat. C'est le cas des données de l'INSEE sur les masses communales de population (et sur leur évolution). C'est aussi le cas pour les superficies boisées échantillonnées aux niveaux régionaux et départementaux par l'Institut Forestier National (IFN). En effet, si beaucoup de mailles sont complètement comprises dans les unités administratives, d'autres sont au contraire réparties sur les limites. Ceci nous oblige à reconstruire une information de l'occupation du sol à partir de *CORINE Land Cover* en mesurant, par exemple, les linéaires de routes et les surfaces occupées par chaque classe dans chaque maille de 2 km x 2 km.

Pour terminer cette présentation de la base *Prométhée* et du maillage DFCI, nous proposons une série de cartes portant sur l'émergence⁷ du phénomène entre 1973 et 2006. Ces quelques représentations graphiques de l'activité incendiaire historique dans le Sud-est de la France peuvent donner au lecteur une bonne idée de son hétérogénéité spatiale. La première carte (*Figure 9*) représente la fréquence des feux durant cette période. La base de données *Prométhée* a été synthétisée par maille DFCI de 4 km² (*Figure 6* et *Figure 8*) pour donner une vision cartographique pertinente de la répartition spatiale du phénomène. En Corse, cette répartition se structure nettement autour des centres urbains, dans les arrières-pays anthropisés et le long des axes de communications qui les relient. La mise à feu est localement extrême puisqu'une zone de 4 km² a fait émerger près de 400 feux de forêt en 34 ans (proche périphérie d'Ajaccio). Sur le continent, la concentration locale des incendies est bien différente. D'abord, elle se porte au maximum sur ≈ 150 feux (jonction A7 / A8 à la hauteur de *Septèmes-les-Vallons*). Ensuite, la répartition spatiale est plus diffuse en raison probablement d'une anthropisation plus généralisée du territoire par les structures urbaines. Néanmoins, le littoral provençal et celui de la Côte d'Azur se distinguent du centre de la région par un net gradient Nord / Sud. Celui-ci correspond sans aucun doute à la concentration humaine du littoral qui répond à la même structuration spatiale.

⁷ Le terme d'émergence évoque la complexité du phénomène incendiaire qui sera étudiée dans ses dimensions temporelle et spatiale.

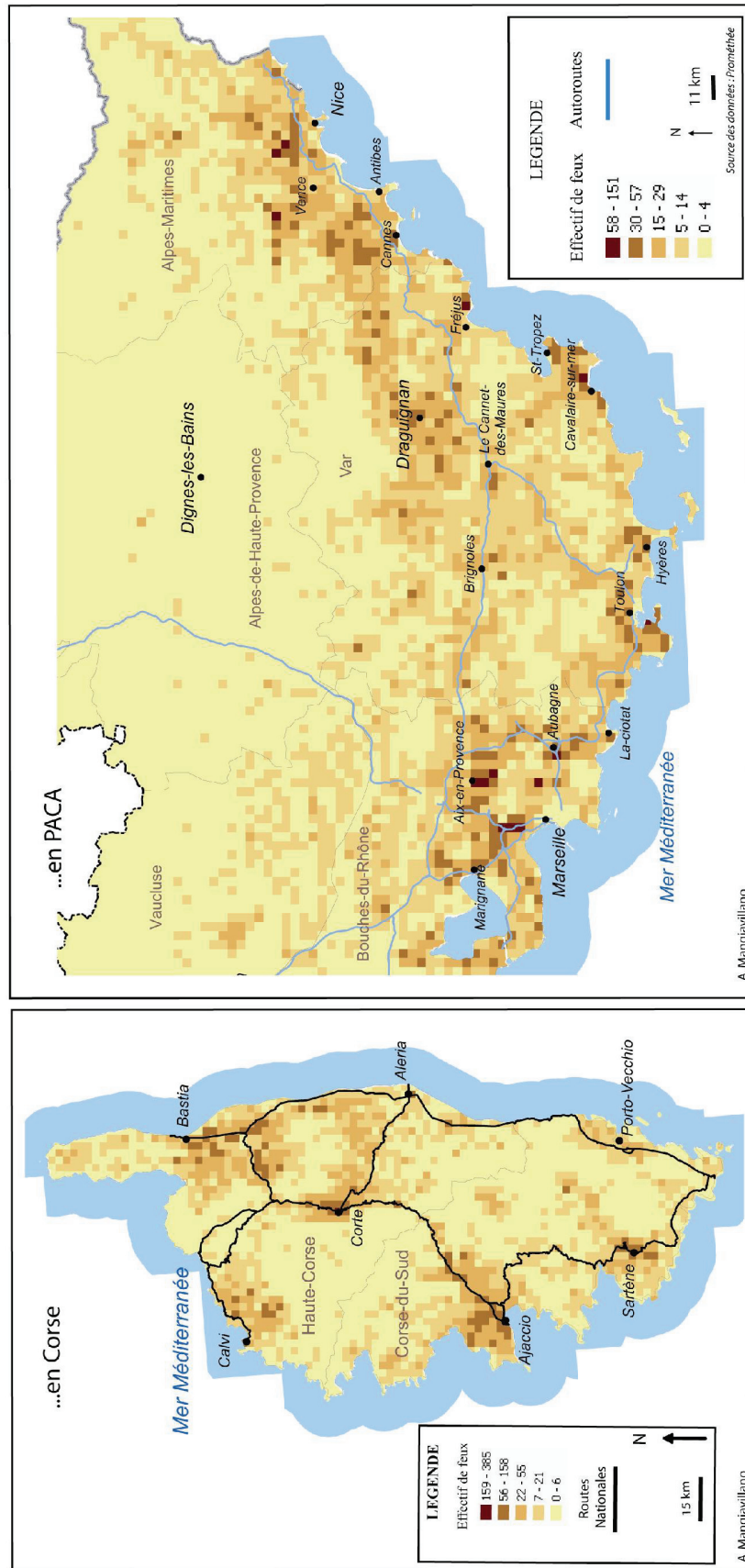


Figure 9. Émergence locale (4 km²) du phénomène incendiaire en Corse et en PACA entre 1973 et 2006

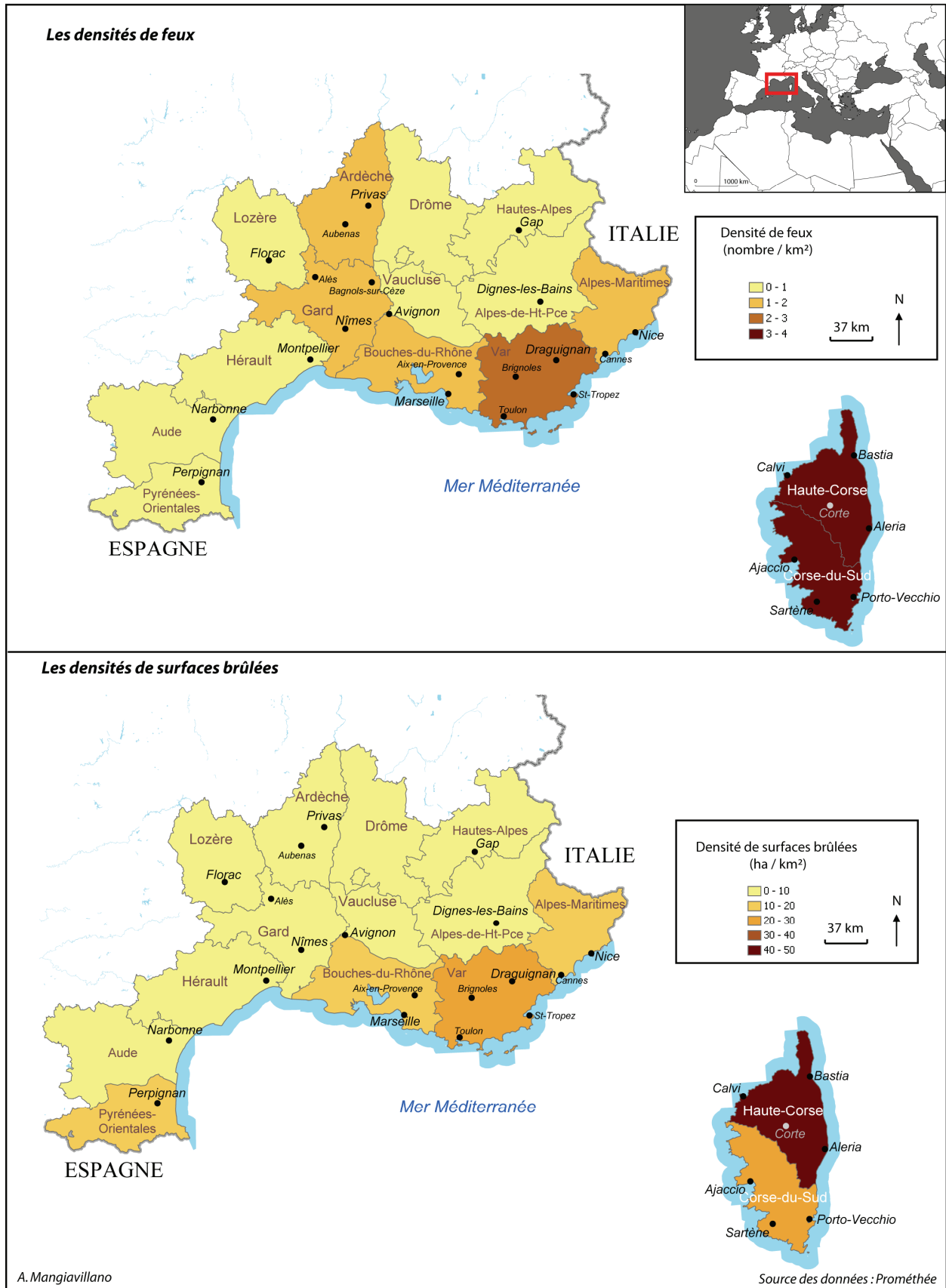


Figure 10. Émergence des feux de forêt dans l'espace méditerranéen entre 1973 et 2006 : fréquence et intensité.

Il faut en outre distinguer l'importance des carrefours de communication entre les différents pôles urbains. L'espace végétal qui articule les agglomérations marseillaise, aixoise et celle de l'Étang-de-Berre est ainsi remarquable. Cet espace est très fortement occupé non seulement par les habitations, mais surtout par les zones de chalandise qui gravitent autour de zones commerciales comme celle de *Plan-de-campagne*. Les mouvements pendulaires y sont extrêmes et à ces derniers, s'associent les déplacements estivaux vers le littoral. Dans l'espace maralpin (Alpes-Maritimes), l'émergence des feux de forêt est surtout centrée dans l'arrière-pays niçois (Vence, Colomars) et sur les hauteurs de Cannes. On distingue pourtant un couloir continental d'éclosion de feux qui borde en son Nord l'axe autoroutier reliant le centre du Var au littoral maralpin (A8). On devine le rôle structurant de l'occupation humaine importante entre Draguignan, Cannes, Vence, Nice et Menton. Enfin, cette répartition maralpine du phénomène incendiaire semble correspondre parfaitement aux limites posées par le climat méditerranéen qui sont étroites vers Nice⁸. La structuration spatiale de l'émergence des feux de forêt apparaît donc liée à la présence humaine massive dans un contexte climatique opportun. Le feu de forêt émerge ainsi des interactions spatiales entre l'Homme et la nature, faisant de ce phénomène un objet de recherche géographique tout à fait intéressant.

Pour donner une vision plus générale de l'espace méditerranéen français, la base de données *Prométhée* a également été synthétisée à une résolution départementale (*Figure 10*). Les données sont représentées sous forme de densités (sur la fréquence et les surfaces brûlées) pour rendre comparable des départements aux superficies bien différentes. En ce qui concerne la densité de feux, le Var et surtout les deux départements corses (Haute-Corse et Corse du Sud) se distinguent nettement. La concentration des feux y est bien supérieure qu'ailleurs, jusqu'à quatre fois si on les compare au Vaucluse, à l'Hérault ou encore à l'Aude. Ensuite, une continuité entre la vallée du Rhône et la Côte d'Azur semble apparaître malgré la résolution des données (départements). Enfin, si on considère uniquement la densité de surface brûlée depuis 1973, la Haute-Corse est nettement différenciable des autres départements⁹.

Pour continuer la description du phénomène, il convient désormais d'aborder les différentes causalités qui mènent à son émergence et à sa diffusion spatiale. Ces mécanismes non linéaires sont articulés dans une large gamme d'échelles spatiales et temporelles ce qui, on le verra, complique sérieusement les ambitions prévisionnistes que d'aucun souhaiterait avoir.

⁸ Vence se situe ainsi à la limite du climat méditerranéen.

⁹ Pour être plus précis dans notre raisonnement, il faudrait en réalité relativiser les surfaces brûlées effectives par celles qui sont potentielles, c'est-à-dire la superficie végétale totale (forêt, maquis).

1.3 Les causalités des feux de forêt articulées dans les échelles spatiales et temporelles

Dans le domaine des feux de forêt, la causalité prend plusieurs aspects, principalement du fait de multiplicité des variables dont l'interaction s'articule dans les échelles. Il semble judicieux de distinguer ce qui relève de la recherche de la cause de l'éclosion (par ailleurs recensée dans *Prométhée*) de la causalité telle qu'on l'entend en science. La cause humaine (ou non) fait référence à l'acte de mise à feu qui peut être volontaire ou involontaire. On verra qu'elle est l'objet de toutes les attentions et qu'elle est poussée principalement par un besoin de connaissance des responsables. Elle renvoie dans une certaine mesure à un inconscient collectif autour de la malhonnêteté, voire du complot. Mais le phénomène est surtout régi par de multiples causalités au sens scientifique du terme. Un système causal est un système dans lequel une action implique une conséquence (A implique B). La répétition de l'action mènera toujours au même résultat. La connaissance parfaite du système causal implique l'inexistence du hasard, plus d'aléa (au sens probabiliste du terme) et donc que le recours aux statistiques n'est plus utile (elles n'apportent plus de connaissance supplémentaire puisque nous savons déjà tout).

Or, pour le phénomène feu de forêt, nous sommes loin d'avoir une description parfaite du processus. Globalement, certaines hypothèses postulent que la répétition des feux de forêt dans les espaces méditerranéens semble liée à la présence humaine et à son mode d'utilisation des sols. Par ailleurs, en sciences humaines, nous ne disposons pas de l'expérimentation en laboratoire¹⁰ ce qui exclut de pouvoir trancher entre plusieurs causalités et/ou niveaux d'importance de différentes causes par des tests. Cela induit plutôt un recours aux probabilités et à la recherche de corrélations entre des variables. Causalités et corrélations se trouvent en outre mêlées dans les échelles, mais il faut nécessairement garder à l'esprit que les unes ne sont pas synonyme des autres.

Nous verrons ainsi que le problème de l'induction peut exposer les sociétés humaines à de grandes surprises : la mise en confiance progressive par des résultats corrélatoires peut faire perdre de vue que le phénomène incendiaire est complexe, donc dominé dans une certaine mesure par l'incertitude et le chaos. Le feu de forêt est ainsi le produit d'interactions multi scalaires entre des processus physiques, climatiques et humains qui peuvent difficilement être abordés expérimentalement à petite échelle (*Figure 11* p. 42).

¹⁰ A l'exception des Automates Cellulaires (AC) et des Systèmes Multi Agents (SMA) qui donnent la possibilité de simuler la mise en place de structures spatiales à partir des interactions entre des éléments simples.

1.3.1 Les causalités sous-jacentes à la propagation des feux de forêt

Les causalités mécaniques qui agissent dans la propagation du phénomène sont le champ de recherche privilégié des physiciens et des climatologues. Les physiciens s'intéressent depuis une cinquantaine d'années aux feux de forêt, principalement en Australie (McArthur, 1966) et aux États-Unis (Byram, 1959). Trois grandes phases de réflexions se sont succédé : l'approche statistique, l'approche empirique qui domine encore largement les travaux validés sur le terrain (Drouet, 1976), et enfin plus récemment une approche plus physique (Porterie, 2000). La modélisation physique cherche des solutions mathématiques pour les mécanismes complexes impliqués dans la propagation de feu. Cette approche physique peut être issue d'une démarche théorique. Une formulation théorique capable d'une réponse directe, pratique et vraiment prophétique de la variabilité de comportement de feu est encore à venir (Alexander et al. 1998). Elle dépendra de la nature, de la finesse et de la quantité de données à disposition (peuvent-elles être toutes aisément acquises dans le monde réel ?). Cette formulation est aussi très gourmande en calcul, sa réalisation dépend ainsi de la disponibilité de ressources informatiques très puissantes qui dépasse les capacités actuelles de nos ordinateurs. Par conséquent, la modélisation du feu à vocation opérationnelle est actuellement limitée aux modèles semi-empiriques ou empiriques.

Les modèles empiriques sont construits par la mise en corrélation des caractéristiques de feux observés (en laboratoire et sur des feux expérimentaux) avec des variables facilement mesurables qui décrivent l'environnement du site (biomasse, conditions météorologiques, topographie). Les relations observées sont ensuite soumises à la connaissance théorique déjà acquise pour d'une part les valider (ou les invalider) et d'autre part faire évoluer les modèles théoriques. Les modèles empiriques ne devraient pas être extrapolés au-delà de la gamme des données utilisées pour leur développement (et donc à une autre échelle que celle de la parcelle et de l'heure). Cependant, cette règle logique est rarement respectée parce qu'« *il est plus judicieux d'utiliser un modèle pauvre qu'aucun modèle du tout* » (Morvan et al., 2004, p. 3). Ce n'est pas la faiblesse unique des modèles empiriques puisque les facteurs exogènes ne peuvent pas être contrôlés dans l'espace (contrairement à une expérience en laboratoire). En effet, il est difficile de savoir si la corrélation observée entre des variables est naturelle (c'est-à-dire robuste) ou circonstancielle (Cheney et al., 1993). Sur le terrain, les causalités qui interagissent proviennent d'échelles beaucoup plus petites (au sens géographique donc plus globales) et il est très difficile localement de faire la part des choses.

D'autre part, la non-linéarité des interactions entre les variables perturbe la lisibilité de ces règles déterministes. La non-linéarité des interactions entre des éléments de nature variable (physique, climat, Homme) limite fortement les prétentions prédictives entretenues par certains chercheurs. Énoncée d'une façon plus triviale, « *la non-linéarité signifie que le fait de jouer modifie les règles du jeu : l'importance du frottement dépend du palet qui, à son tour, dépend du frottement* » (Gleick, 1989). Néanmoins, les modèles empiriques ont tendance à être plus performants que les modèles semi-physiques (Rothermel, 1972) car ils sont construits à partir d'observations de terrain. Un modèle empirique peut être vu comme une rapide (et intrinsèquement incomplète) réponse au problème spécifique de la prédiction du comportement du feu.

Des solutions plus fondamentales sont en cours de validation en France (Porterie, 2005¹¹), mais, pour l'instant, l'intérêt le plus apparent d'une approche physique est sa contribution à la compréhension des mécanismes fondamentaux agissant dans la propagation des feux, aidant ainsi la conception expérimentale et l'interprétation des essais sur le terrain (Burrows, 1994). L'analyse statistique du comportement des feux en Europe comprend deux types d'équations basées sur les données de terrain : les descriptions simples de la propagation d'un feu (Perez et Valette, 1995 ; Carrega et Napoli, 1998) et des modèles dont les relations fonctionnelles sont soutenues par le raisonnement physique chaque fois que c'est possible. Dans l'ensemble, la motivation principale de la modélisation empirique du comportement des feux en Europe est d'acquérir une capacité directe de prévision (à court terme) avec des variables facilement mesurables en utilisant des équations qui reflètent les conditions réalistes et qui produisent des évaluations les plus robustes possible (qui minimisent la part d'incertitude). Une des limites fondamentales de la démarche empirique est que la très grande majorité des expérimentations qui servent de références sont conduites de l'Automne au Printemps (pour des raisons évidentes de sécurité). Ceci implique que l'application des modèles résultants est intrinsèquement limitée puisqu'ils répondent à des situations modérément dangereuses. Sur le terrain en été, les utilisateurs doivent garder en tête que l'estimation du modèle est souvent sous représentative du comportement du feu auquel ils font face.

¹¹ B. Porterie, N. Zekri, J.P. Clerc, J.C. Loraud, *Un réseau de Petit Monde local à sites pondérés pour les feux de forêt*, C. R. Physique 6, 151-157. Note examinée et présentée par P.G. de Gennes, 2005.

Les multiples causalités physiques s'inscrivent simultanément dans plusieurs échelles qui vont de la parcelle à la planète. Les causalités physiques progressivement établies s'emboîtent ainsi dans les échelles. Localement, elles permettent de comprendre la prédisposition à la combustion de certaines plantes (liée à la capacité de stockage de l'eau), de comprendre la relation entre l'humidité d'une plante et son inflammabilité, entre la morphologie d'un végétal et sa combustion (liée à la quantité d'éléments fins, moyens, grossiers qui le composent) (Trabaud, 1989). Un schéma synthétique du phénomène incendiaire est proposé ci-après.

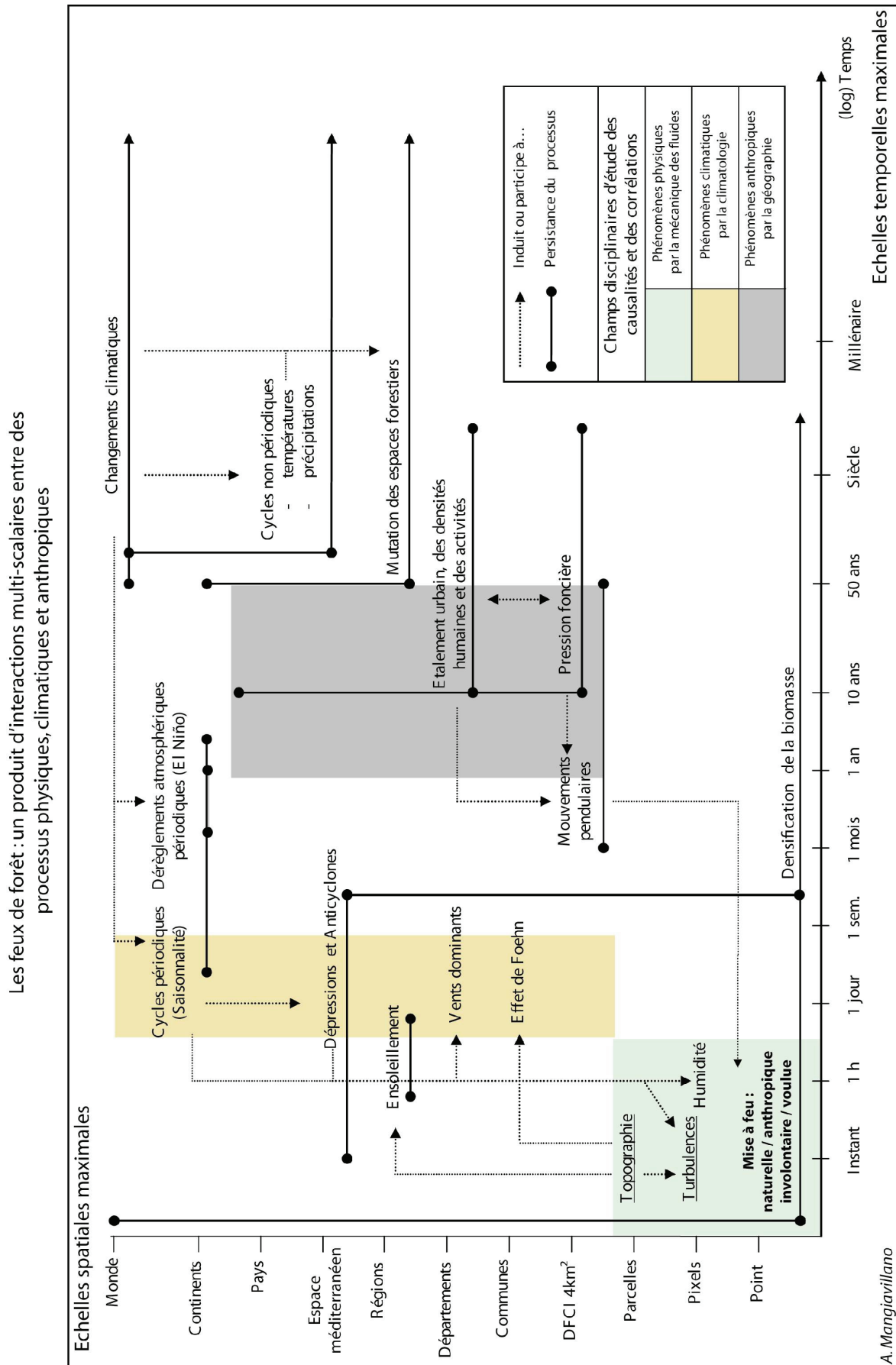


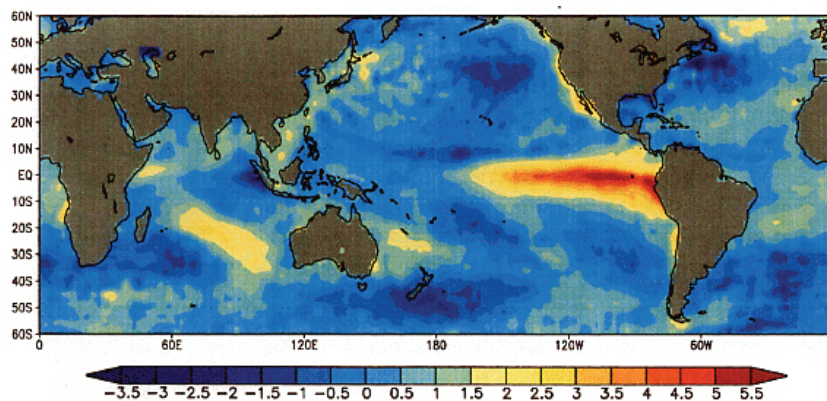
Figure 11. Un processus issu d'interactions non linéaires articulées dans les échelles

À méso-échelle, la causalité mécanique fait écho à la relation entre la masse du combustible et la puissance du feu, entre la topographie d'une parcelle et sa vélocité, mais aussi à l'importance des turbulences aérologiques qui orientent la propagation. Elle concerne également certains phénomènes climatiques comme le foehn que P. Carrega illustre dans son article sur le feu de Cagnes-sur-mer d'août 2003 : « *L'écoulement du flux général d'altitude étant perturbé par le relief des Préalpes de Grasse et les reliefs du Haut Var, il en résulte un foehn d'ouest à ouest-sud-ouest drainant dans sa subsidence de l'air d'altitude pauvre en vapeur d'eau se réchauffant par compression* » (Carrega, 2005, p. 4). Le foehn conditionne donc localement l'orientation et la vélocité du feu. Sa mesure comme d'autres causalités assez bien établies permet une certaine anticipation sur le comportement des incendies. À ces niveaux, les modèles (semi-empiriques) sont assez robustes pour permettre une projection dans le temps de quelques heures. On peut dire d'un modèle qu'il est robuste lorsque la part d'incertitude (les causalités non établies) est suffisamment faible pour que ses effets sur les résultats espérés soient minimes.

A une échelle globale, la variabilité du climat conditionne fortement le phénomène feu. Il s'agit alors d'étudier les « *phénomènes mécaniques liés à la météorologie (sécheresse, température et vent)* » (Chevrou, 1995, p. 34). Le climat et ses variations chronologiques affectent autant son éclosion que son comportement en influençant principalement la vitesse des vents (ainsi que son orientation générale) et la variation du taux d'humidité de la végétation (ce sont les deux variables explicatives les plus centrales). Le stress hydrique du substrat végétal est fortement corrélé à son inflammabilité et à sa combustibilité et par conséquent tend à expliquer la répétition et le comportement du feu (Viegas et al., 1991). Le vent joue un rôle clef très largement admis pendant la propagation de front de flamme (Rothermel, 1972). L'anticyclone, lorsqu'il s'installe, s'établit sur une large part du bassin méditerranéen. Les vents, eux aussi, agissent à des échelles au moins régionales. Il faut faire une distinction nécessaire entre les vents issus des situations météorologiques (foehn, Mistral, etc.) et les vents locaux produits par la combustion. Pour l'aérologie, il y a donc une structuration spatiale et chronologique en échelles évidente.

Le phénomène *El Niño* influence globalement la récurrence et l'intensité des feux (la France est peu concernée par ce phénomène). C'est une anomalie climatique qui se produit presque tous les trois ans, lorsque les alizés, qui soufflent d'est en ouest sur le Pacifique, perdent de leur vigueur et forment une énorme masse d'air chaude.

Cette masse, de la taille des États-Unis, habituellement bloquée par les vents près de l'Indonésie, s'échappe vers les côtes du Pérou, puis repart en sens inverse. Ce mouvement est une des phases d'un système de fluctuation du climat appelé *ENSO* (*El Niño Southern Oscillation*) qui serait responsable des dérèglements climatiques sur toute la planète en 1997-1998. Ces fluctuations climatiques ont provoqué de grands changements dans la direction des vents, entraînant des courants d'air plus violents : les feux de forêt sont donc plus fréquents et se propagent rapidement (USA, Australie, Indonésie). La durée d'*El Niño* est en général d'environ 18 mois. Ce délai passé, les eaux froides se propagent vers l'ouest. C'est alors la fin du phénomène qui peut être suivi de son inverse, *la Niña*. De juillet à septembre 1997, l'Indonésie a connue une série de feux extrêmes, conséquences d'un phénomène *El Niño* très intense. De Sumatra à Java sans oublier Bornéo, Sulawesi ou Irian Jaya, un incendie gigantesque a ravagé en septembre 1997 près de 800 000 hectares de végétation.



Source : National Centers for Environmental Prediction, (US)

Figure 12. Diagramme des températures anormales des surfaces océaniques [°C] observées en décembre 1997 lors du phénomène *El Niño*

Les différentes causalités peuvent également se distinguer les unes des autres par la durée de leurs effets. Ces causalités éphémères, mais très répétitives sont principalement d'ordre mécanique. C'est par exemple le cas du mégot de cigarette qui déclenche un feu, qui est certes d'origine humaine, mais dont l'action relève aussi d'un acte mécanique. C'est aussi le cas des transferts de chaleur (le rayonnement) qui est à la base de la mécanique de propagation. Les turbulences aérologiques s'inscrivent à l'échelle de la parcelle et sont naturellement fluctuantes. Elles perturbent fortement la lisibilité de la direction générale d'un front de feu. Les effets des précipitations sont également immédiats sur l'inflammabilité des plantes. Ils s'étalent aussi plus durablement dans le temps. C'est ainsi que l'on peut vérifier leur portée sur les plantes plusieurs jours après les précipitations (en fonction de leur importance) avant qu'elles ne retrouvent leur stress hydrique initial.

A l'image des précipitations, d'autres causalités agissent de quelques heures à quelques jours. L'effet de *foehn*¹² par exemple se déploie sur quelques heures, principalement en fin de journée, en conditionnant fortement la propagation du feu (Carrega et Napoli, 2002 ; Carrega, 2005). Les flux de population sont très fluctuants à l'échelle de la journée et se concentrent sur quelques créneaux horaires particuliers (en début et en fin de journée). Les vents, lorsqu'ils se mettent en place, le font non seulement à une échelle au moins régionale, mais souvent sur plusieurs jours. Les épisodes venteux en Provence peuvent ainsi s'installer à l'échelle de la semaine (voire deux semaines).

Ces causalités que l'on peut qualifier de persistantes sont surtout d'ordre climatique. Cette persistance temporelle des causalités peut également s'intégrer dans des échelles beaucoup plus larges. La saisonnalité méditerranéenne influence fortement la quantité mensuelle de feux que l'on peut enregistrer (*Figure 13*).

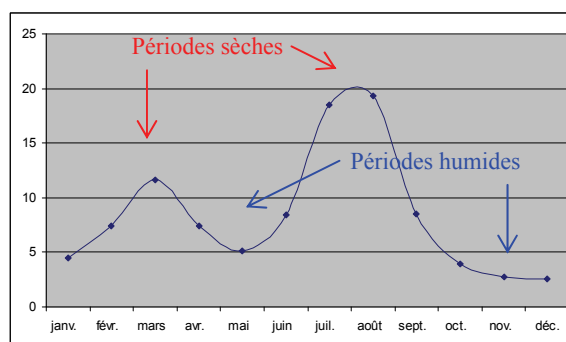


Figure 13. Un pourcentage de feux par mois en PACA entre 1973 et 2006 conforme à la définition de climat méditerranéen

Cette persistance à long terme des causalités concerne aussi des processus lents, comme l'étalement urbain en périphérie des massifs forestiers, qui sont observables sur quelques années et vraiment mesurables sur une décennie, voire sur plusieurs selon les territoires. Un autre processus lent est la repousse végétale qui est continue dans le temps, mais invisible à un instant *t*. Elle est fondamentale puisque son intensité conditionne la répétitivité pluri annuelle du feu. En outre, les écosystèmes méditerranéens actuels résultent pour la plupart des activités humaines (Barbero et *al.*, 1990).

¹² CARREGA P. 2003. Le risque d'incendie en forêt méditerranéenne semi-urbanisée : le feu de Cagnes-sur-Mer (31 août 2003), *L'Espace Géographique*, 4, pp. 305-314
 CARREGA P., NAPOLI A. 2002. Climat, Fœhns et incendies de forêts, Publications de l'Association Internationale de Climatologie, Vol. 14, pp. 35-43.

Ces perturbations récurrentes, en particulier les incendies, conduisent à la persistance et à l'extension de stades arbustifs très stables dans le temps (Trabaud et Lepart, 1980). Les espèces végétales sont également en perpétuelle évolution. Cette évolution, conditionnée par les changements climatiques globaux, est, elle aussi, continue mais elle s'inscrit sur une temporalité bien plus longue (pluri décennale, voire centennale). Selon la capacité des essences forestières à s'adapter aux nouvelles conditions climatiques, le réchauffement de la planète pourrait modifier le panorama forestier mondial (selon la FAO soit *l'Organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'agriculture*). L'aire de répartition de toute espèce végétale dépend en grande partie des régimes de température et de précipitations, de sorte que le changement climatique a de grandes chances d'entraîner une nouvelle distribution des essences forestières. Ces dernières tendent à se déplacer vers les plus hautes latitudes et altitudes en raison du réchauffement de la planète (Andrasko, 1990). Dans ce contexte, les habitats des arbres dans l'hémisphère nord peuvent s'étendre à 100 km plus au nord, tandis que leurs frontières méridionales pourraient bouger d'un même ordre de grandeur pour chaque degré dépassant les températures régionales actuelles. Par ailleurs, la modification du champ pluviométrique entraîne une intensification de la sécheresse dans les espaces déjà secs et dans le même temps une intensification de l'humidité là où la pluviométrie est déjà importante.

L'une des rares prédictions qui semblent certaines sur l'effet du réchauffement du globe est que « *le changement climatique régional aura un impact considérable sur les incendies des espaces naturels, et l'envergure de la réaction sera plus ou moins proportionnelle (avec un coefficient 2) à l'ampleur du changement* » (Main, 1987, p. 126)¹³. La causalité entre la variabilité du phénomène (son intensité et sa récurrence) et les changements climatiques est donc probable mais difficilement analysable en raison de la faible mémoire que l'on a des feux (34 ans pour nous). Les techniques de dendrochronologie peuvent palier dans une certaine mesure à cette étroitesse mnésique.

¹³ Main A., *Climatic change and its impact on nature conservation in Australia*. In G. Pearlman, éd. *Greenhouse: planning for climate change*. Sydney, Australie, CSIRO, 1987

C'est ainsi qu'après des années d'étroites collaborations, des archéologues suédois et des paléo-écologues de Montpellier¹⁴ viennent de montrer que, contrairement aux idées reçues, le climat a davantage d'impact sur la dynamique des feux de forêt que les pratiques humaines¹⁵. C'est ce qu'ils ont constaté sur une période de 10 000 ans couvrant le Mésolithique et le Néolithique dans le piedmont suédois de la chaîne scandinave, à hauteur du cercle polaire.

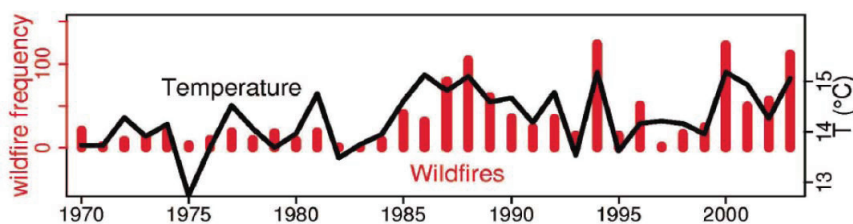
Les chercheurs franco-suédois ont démontré dans un article publié dans la revue internationale *Ecology* que la présence répétée, dense et durable de populations de chasseurs-cueilleurs n'a eu aucune conséquence sur la fréquence des incendies dans la forêt boréale, et que les changements de fréquence des feux seraient naturellement déterminés par des changements climatiques. L'analyse de charbons piégés dans les sédiments de trois lacs leur a permis de reconstituer la fréquence des feux dans cette zone durant les 10 derniers millénaires depuis le retrait glaciaire et de la comparer avec l'occupation humaine des lieux. La comparaison des données paléo-écologiques et des données de l'archéologie régionale soulignait donc une indépendance chronologique entre la fréquence des feux et les occupations humaines. Cette homogénéité du régime des incendies suggère une absence de processus locaux, moteur du déclenchement et de la propagation des feux. Elle démontre en revanche l'importance des mécanismes de contrôle régionaux, voire supra-régionaux, des incendies.

Le transfert à la région méditerranéenne contemporaine est tentant. Cela suppose d'envisager de la même façon l'interaction des chasseurs-cueilleurs du Néolithique avec leur environnement et celle des sociétés modernes. Cela est sûrement discutable, car on peut supposer un effet de seuil au dessus d'une certaine densité humaine et un effet de la technicité de nos sociétés qui offrent peut-être plus de possibilités de mise à feu. La question mérite néanmoins d'être posée puisque si avec une faible mémoire des feux, le rôle de l'homme semble évident, il serait bon de nuancer cette situation à l'échelle du millénaire. Or, dès les périodes glaciaires, des feux se sont propagés dans les régions méditerranéennes avec ou sans présence humaine. Le réchauffement climatique post-glaciaire a accru la fréquence, la sévérité et les surfaces des feux naturels dans un cadre supportable par les écosystèmes (Carcaillet *et al.*, 2007).

¹⁴ Centre de Bio-Archéologie et d'Écologie (UMR 5059 CNRS-UM2-EPHE)

¹⁵ Carcaillet C., Bergman I., Delorme S., Hörnberg G. & Zackrisson O.: Long-term fire frequency not linked to prehistoric occupations in northern Swedish boreal forest. *Ecology*, 88(2), 2007, pp. 465-477

Dans l'étude au sein de la forêt boréale, les chercheurs ont montré que même si les chasseurs-cueilleurs du Mésolithique et du Néolithique ou les éleveurs des périodes plus récentes auraient pu déclencher (accidentellement ou volontairement) des incendies de végétation, les conditions de propagation étaient, au départ, naturellement réunies (biomasse et climat). Les communautés humaines qui se sont succédé n'ont objectivement pas modifié les régimes de feux. Si le nombre de feux semble lié au mode d'occupation des sols, les surfaces brûlées paraissent, sur le long terme en tout cas, fortement conditionnées par les variations climatiques et donc celles du combustible. Sur des périodes plus courtes, cette corrélation semble également valide. A ce sujet, des chercheurs américains¹⁶ ont récemment compilé une base de données de grands feux de forêt occidentaux récents aux États-Unis depuis 1970 et l'ont comparée aux données de climat de la région. Leurs résultats montrent une grande activité incendiaire accrue dans les années 80 avec des saisons de feux de forêt plus longues et un nombre accru d'événements. Les chercheurs ont trouvé que les grands feux se sont produits environ quatre fois plus souvent pendant la période 1987-2003 que pendant la période 1970-1986.



Source : WESTERLING *et al.* (2006)

Figure 14 Variations corrélées de la température moyenne et du nombre de grands feux de forêt dans l'Ouest des États-Unis

Ainsi, « l'augmentation des grands feux de forêt semble être la conséquence d'une chaîne de réactions liées au réchauffement climatique » (Cayan *et al.*, 2006). Une telle conclusion à partir d'une fenêtre temporelle si courte semble un peu hâtive. Plus raisonnablement, ils démontrent que la variation de la température moyenne de la période de mars à octobre (période de croissance végétale dans l'ouest des États-Unis) est fortement corrélée ($R^2 = 0,76$) à la fréquence des grands feux de forêt (Figure 14). Cependant, on peut légitimement se poser la question des déterminants : la croissance de la température augmente-t-elle celle des plantes, diminue-t-elle leur niveau d'humidité, celui de l'atmosphère et celui des sols ? Il faudrait une régression multiple sur des données valables pour s'en assurer (ce qui n'existe pas encore à notre connaissance).

¹⁶ Scripps Institution of Oceanography et University of California, San Diego

Déjà, nous ne sommes plus dans la causalité au sens mécanique, mais dans la corrélation statistique. Comme le souligne Henri Atlan¹⁷, les méthodes probabilistes et statistiques ne sont pas des substituts à la connaissance des mécanismes et des lois causales qui produisent les phénomènes. Il indique ainsi que « *le possible que quantifie le calcul des probabilités n'est pas le même que le possible singulier de l'événement unique* » (Note prise par J.H. Dobois lors d'un séminaire d'Henri Atlan).

En d'autres termes, corrélation ne veut pas dire causalité. Ce n'est pas la corrélation qui établit la relation de causalité. Un test statistique ne permet en général que d'éliminer une hypothèse non significative, avec une certaine probabilité quand le test est négatif. Mais un test positif ne permet pas d'affirmer une hypothèse, il permet seulement de ne pas l'éliminer. La corrélation entre la variabilité climatique et l'intensité des manifestations des incendies peut venir étayer les mécanismes physiques établis. Mais dans le cas des feux américains, la généralisation spatio-temporelle (les États unis sur 30 ans) d'une causalité connue à grande échelle spatiale (au sens géographique donc très localement) et mesurable sur une fenêtre temporelle très courte (la minute) implique une marge d'erreur de 25 %. La corrélation à 75 % de validité permet seulement de ne pas exclure un lien entre la température estivale et les feux. Le déterminisme causal est donc possible (à la base de la science même), mais pas un déterminisme corrélatore qui peut amener à de grandes libertés d'interprétations (à chaque fois qu'il fait chaud, y a-t-il beaucoup de feux... ?). Cette différence entre la causalité et la corrélation est bien schématisée par F. Mazerolle¹⁸ dans son livre¹⁹. Nous reprenons ici son schéma et la description qu'il en fait pour illustrer notre propos (*Figure 15*).

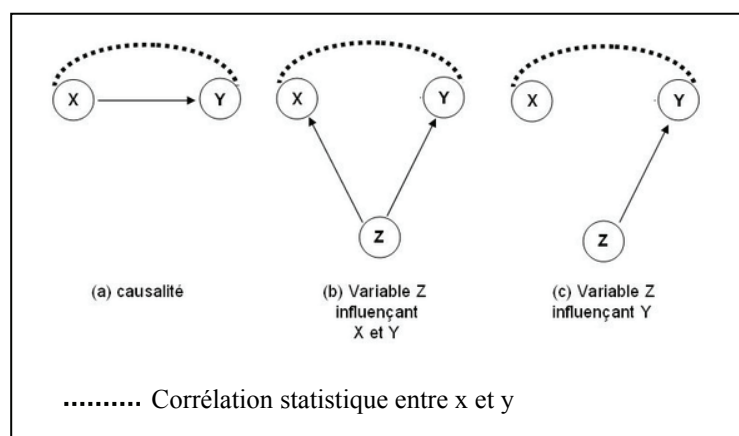


Figure 15. Causalité et corrélation : un transfert risqué

¹⁷ Henri Atlan est l'un des pionniers des théories de la complexité et de l'auto organisation du vivant.

¹⁸ Professeur agrégé de sciences économiques, Université Paul Cézanne, Aix-Marseille

¹⁹ « *Statistique descriptive : Série statistique à une et deux variables, Séries chronologiques, Indices* », Ed. Broché, 2005

Dans le cas (a), la causalité existe entre X et Y, c'est-à-dire que les variations de X expliquent celles de Y. La corrélation observée est donc bien le résultat d'une causalité directe. Cependant, comme la causalité n'est pas observable, on ne peut pas conclure à l'existence d'une causalité de X vers Y à la simple mise en évidence d'une corrélation. En effet, comme l'illustrent les cas (b) et (c), la corrélation peut aussi s'expliquer différemment.

Dans le cas (b), c'est une variable Z, qui peut être inconnue ou connue mais non prise en compte, qui influence simultanément X et Y. Dans ce cas, on observera effectivement une corrélation entre X et Y, mais cette corrélation n'impliquera pas de causalité de X vers Y. Dans le cas (c), c'est la variable Z qui influence uniquement Y. On constatera alors une corrélation entre X et Y, mais cette corrélation n'impliquera pas de causalité de X vers Y, puisque la variation de X est autonome et celle de Y causée par la variable Z. Globalement, le déterminisme peut donc ne pas induire la prédictibilité. Le transfert sémantique entre causalité et corrélation est d'autant plus problématique que le phénomène se inscrit dans un emboîtement d'échelles, et que la nature du processus change selon le niveau scalaire auquel on l'envisage (Simard, 1991). Dès lors, la relation entre deux variables peut être à la fois causale et corrélée. Ainsi, cette relation peut trouver son origine dans une causalité à grande échelle (la teneur en eau d'une plante dicte son inflammabilité). Ces relations de causalités sont le domaine privilégié des physiciens.

A méso-échelle, d'autres variables interagissent avec elles (la topographie, l'aérologie et l'ensoleillement influencent individuellement chaque plante). Globalement, la saisonnalité du climat, les dérèglements périodiques (*ENSO*) voire le changement du climat influencent indirectement et sur des périodes inégales la causalité entre teneur en eau et inflammabilité. Autrement dit, la mise en lumière d'une causalité sur le terrain, si elle est fondamentale pour faire avancer la science, n'est pas suffisante pour la prédiction, car, à d'autres échelles de temps et d'espace, toute une série de variables de nature différentes (climatiques, physiques et humaines) interagissent avec les objets concernés par la causalité de terrain (humidité / inflammabilité d'une plante dans l'exemple précédent).

A partir du schéma de F. Mazerolle, nous intégrons la dimension scalaire pour différencier la causalité de la corrélation (*Figure 16*).

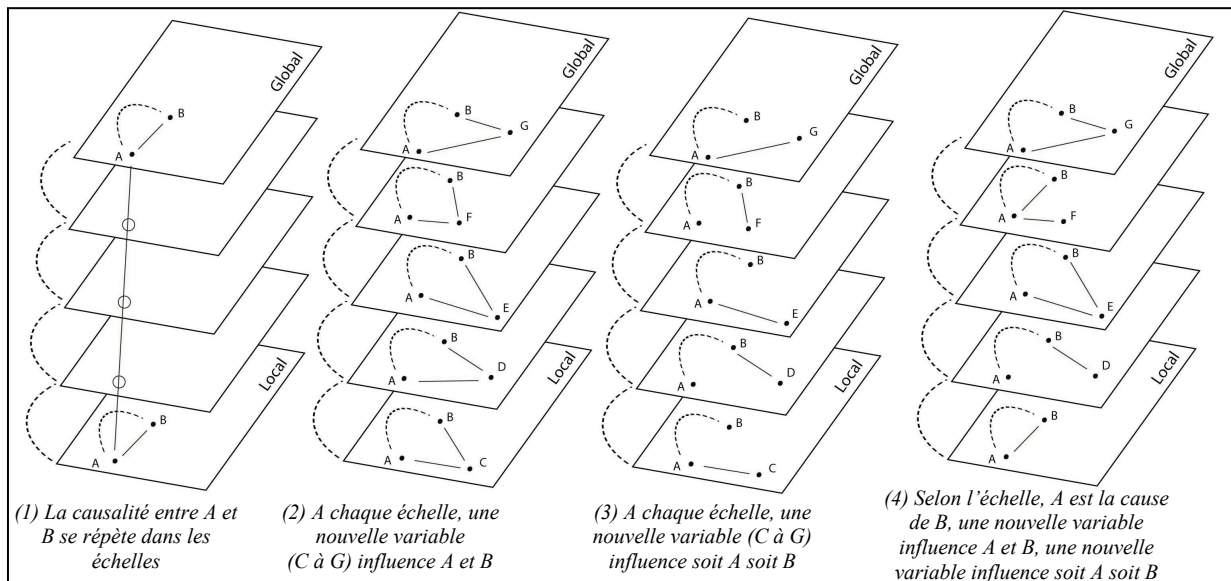


Figure 16. Causalités et corrélations dans les échelles géographiques

On peut d'abord envisager les échelles comme ne participant pas aux processus (1). Causalité et corrélation se confondent, puisque la corrélation traduit une réelle causalité. Les variations de A impliquent celles de B. Quelque soit l'échelle d'observation, la relation est identique : une seule échelle d'appréhension suffit à saisir dans son ensemble le problème. Ce cas est très rare voire inexistant car nous sommes en milieu ouvert : le système est obligatoirement en interaction avec d'autres systèmes ou variables (à l'inverse d'un laboratoire).

Ainsi, on peut d'abord envisager qu'à chaque échelle, une nouvelle variable influence A et B, de sorte que localement, A et B sont corrélés (2). Cette corrélation n'implique pas de causalité, puisque A et B sont indépendants l'un de l'autre mais liés tous les deux à une tierce variable (C à G). Ensuite, nous pouvons imaginer que selon les échelles, les nouvelles variables influencent de préférence A ou B, de sorte que dans l'ensemble, la corrélation entre A et B semble évidente (3) alors qu'il n'y a pas de causalité. Dans la réalité, ces trois modulations causalités / corrélations s'entrelacent dans les échelles. La causalité entre A et B peut être valide à grande échelle (localement). Cette causalité locale est pourtant nuancée dans les échelles par l'interaction d'une multitude de variables qui agit soit sur A, soit sur B (soit simultanément sur A et B) de sorte que, malgré la causalité sous-jacente, il est impossible de prévoir à long terme l'état du système (quand la plante va-t-elle brûler ?). Ce garde-fou méthodologique et conceptuel nous incite donc à aborder la mesure de la variabilité du climat avec prudence.

1.3.2 *Suivre et mesurer la variabilité du climat pour tenter d'anticiper le phénomène*

Les conditions climatiques déterminent les périodes d'intensification des saisons de feux, c'est-à-dire les périodes où un pic d'activité est observé. Ces pics d'activités coïncident dans la plupart des cas avec la (les) saison(s) sèche(s). Selon le type de climat, les feux de forêt (et de broussailles) sont surtout concentrés pendant les mois d'été comme en région méditerranéenne, ou pendant l'hiver (climat tempéré) et le printemps.

Les variables climatiques sont donc étudiées pour évaluer les dangers d'incendies. Elles sont depuis plusieurs années implémentées dans les indices météorologiques d'incendies. De tels indices sont construits pour faire le lien entre la variabilité observée du climat et le comportement potentiel des feux. Pour ce faire, les chercheurs produisent des indicateurs numériques ou qualitatifs tirés de la combinaison de variables météorologiques. Selon les versions, les indices sont par exemple spécifiques à la caractérisation du potentiel d'éclosion, en se concentrant sur les éléments les plus fins de la végétation qui sont les plus enclins à être initialement enflammés au début d'un feu. D'autres cherchent à modéliser l'influence des variables météorologiques sur le comportement potentiel d'un feu.

Dans les indices les plus complexes, la recherche a abouti à la définition de systèmes d'évaluation composés de sous modèles. Dès lors, ils sont à même de fournir des estimations tant sur l'occurrence probable de feux que sur leur comportement potentiel. En Europe, il n'y a pas d'approche uniforme pour l'évaluation du danger d'incendies lié à l'état de l'atmosphère (plusieurs projets européens ont cet objectif). Plusieurs méthodes, souvent bien différentes les unes des autres (nombre, nature et poids des variables prises en compte et méthode de calcul), ont été développées dans les pays méditerranéens. Une revue détaillée de ces indices peut être trouvée dans les travaux d'A.Camia (Camia, 1999).

Les conditions météorologiques et la sécheresse de la végétation ont des relations complexes qui dépendent non seulement du statut passé et présent des variables météorologiques, mais aussi du type de la végétation et de sa structure (continuité horizontale et verticale). En outre, elles dépendent des caractéristiques de la topographie et des propriétés physiques des sols du territoire étudié. La topographie agit principalement sur trois facteurs clefs dans la propagation des feux : les conditions atmosphériques, la végétation et le comportement de feu. Trois variables topographiques participent au développement de feux. Il s'agit de l'altitude, de la pente et de l'orientation.

L'altitude conditionne d'abord assez fortement les conditions atmosphériques (pluviométrie, température, humidité). Ainsi, les altitudes les plus hautes impliquent une diminution dans la température et une augmentation des pluies, ces deux facteurs déterminant l'humidité de l'air et des plantes. De fait, l'altitude agit aussi sur le développement de la végétation dont la densité tend à décroître à mesure que l'altitude augmente. L'altitude est donc un indicateur intéressant, mais qui implique néanmoins trop de causalités différentes pour être suffisant. Ce propos s'appuie sur les travaux d'une équipe de l'UMR ESPACE²⁰ qui indique que « *l'altitude est un facteur d'ordre implicite, car elle influe sur la fréquentation, les conditions biogéographiques et climatiques ou les pratiques agricoles. Elle est prise en compte au travers d'autres facteurs* » (Césari et al., 2004, p. 24).

Ensuite, L'orientation conditionne l'ensoleillement et l'exposition au vent des parcelles. Elle détermine pour une grande part la variabilité du stress hydrique de la végétation. Les parcelles exposées au Sud subissent des températures moyennes plus élevées que les autres, et donc conservent généralement moins l'eau. L'humidité ambiante et celle des plantes y sont donc inférieures. En raison de cette sensibilité plus accrue à la sécheresse, la biomasse tend à y être plus réduite. L'orientation conditionne l'exposition des parcelles au vent. Or, surtout dans le Sud-est de la France, le vent joue un rôle majeur dans la propagation du feu en apportant les flux conséquents d'air nécessaires au processus de combustion (*Figure 17*). Il participe aussi sur une échelle de temps plus longue à la prédisposition du substrat à l'éclosion du feu et à sa propagation. « *Une plus grande exposition au vent est un facteur aggravant du feu. Par ailleurs, le vent est un facteur de dessèchement de la végétation, favorisant un état de stress hydrique* » (Césari et al., 2004, p. 24).

Enfin, le rôle de la pente semble nul en ce qui concerne la répartition des feux dans l'espace (Césari et al., 2004). A l'inverse, il est prépondérant dans la propagation du feu. Le gradient de pente est ainsi directement proportionnel à l'intensité du front de flamme et à sa vitesse (McArthur, 1967). En effet, une pente forte induit une plus grande proximité entre les flammes et la ligne de séchage²¹, ce qui augmente le transfert thermique puisque le préchauffage de la végétation est plus rapide. Le feu est ainsi accéléré (*Figure 18*).

²⁰ Césari V. ; Durieux L. ; Prosper-Laget V., *Cartes de risque d'éclosion de feux : méthodologie et application à la zone PAREFEU*, Rapport final du projet PAREFEU, juin 2004, 65p.

²¹ La ligne de séchage est la ligne virtuelle où le rayonnement d'une flamme se confronte à la végétation. Cette ligne est horizontale sur terrain plat, mais directement au contact du substrat sur une pente raide.

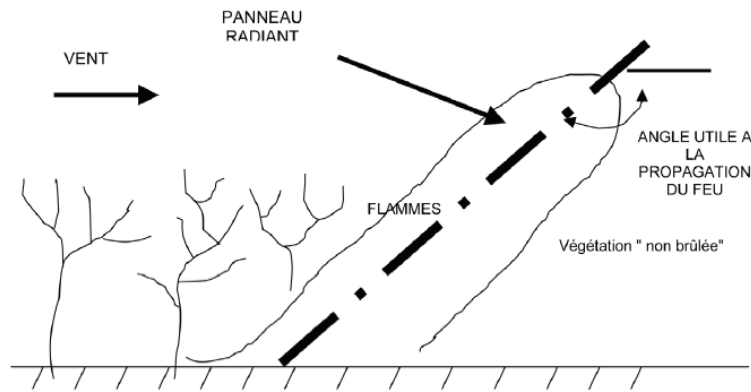


Figure 17. Répartition de l'énergie produite par le feu et celle utilisée pour sa propagation

Structurellement, la pente accélère également la vitesse de vent. En général, on considère que la vitesse de propagation est multipliée par deux sur une pente de 10 degrés par rapport à un terrain plat, et par quatre sur une pente de 20 degrés (McArthur, 1967). A l'inverse, la vitesse de propagation est significativement réduite lorsque le front de feu avance à contre-pente. En 1990, D. Icona a proposé un tableau synthétique (*Figure 18*) pour rendre plus intelligible la causalité existante entre la pente la vitesse du feu.

Pente en feu (%)	Prochaine pente (%)	Facteur multiplicatif
0	0	1.0
0	10	2.2
0	30	3.0
0	60	6.0
10	0	0.5
10	10	1.0
10	30	1.4
10	60	3.0
60	0	0.2
60	10	0.5
60	30	1.0
60	60	7.0

Source : Icona, 1990

Figure 18. Influence de la pente sur la vitesse du feu

L'interaction entre le relief et le vent régule en quelque sorte la propagation du phénomène. Cette causalité est largement intégrée dans les modèles prédictifs du comportement de feux.

Les causalités, au sens scientifique du terme c'est-à-dire reproductibles, sont donc d'ordres mécanique et climatique. Elles s'articulent dans les échelles spatiales et temporelles. Elles sont étroitement liées les unes aux autres, mais cette articulation des interactions, qui est en outre scalaire, rend le phénomène localement très variable.

Ces causalités physiques sont un champ de recherche très prolifique, car elles peuvent être reproduites. Les causalités humaines de l'éclosion ne sont pas du même ordre, bien qu'elles soient une porte d'entrée possible pour la compréhension du problème auquel se confrontent quotidiennement les sociétés méditerranéennes. C'est donc seulement par le prisme des corrélations statistiques qu'il est possible d'envisager le poids des structures spatiales anthropiques sur l'activité incendiaire. Cela étant, rappelons que la corrélation n'est pas synonyme de causalité et qu'ainsi le déterminisme au sens statistique (comme l'illustre un fort coefficient de détermination) peut ne pas induire des prévisions physiques robustes.

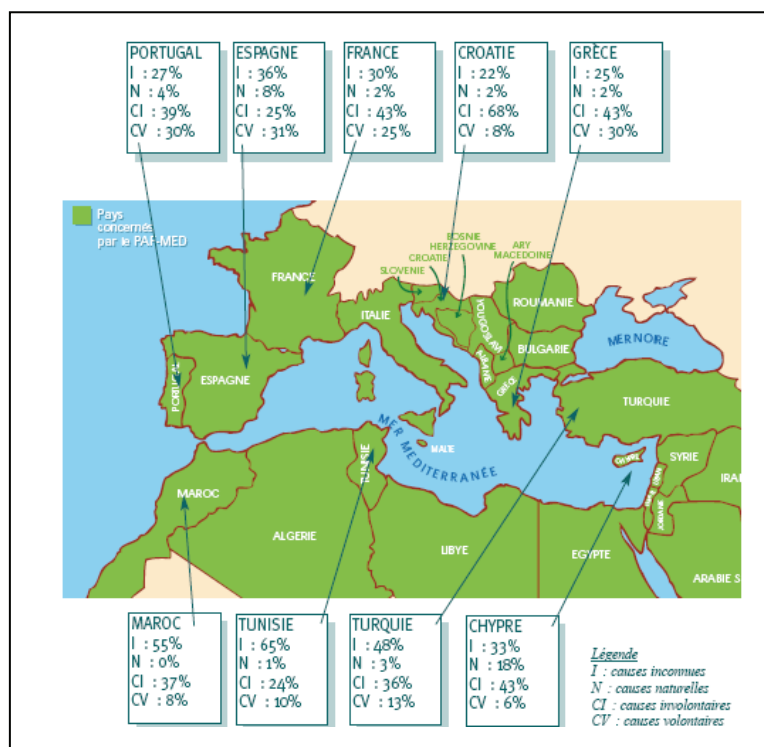
1.3.3 Une connaissance floue des causes humaines d'éclosion de feux de forêt

En 1996, les règles utilisées pour définir la saisie des causes dans la base *Prométhée* ont été modifiées. La typologie des causes a été également revue pour que les codes soient plus facilement exploitables. Elle repose, depuis cette date, sur une répartition en cinq familles : les causes d'origine naturelle (foudre), accidentelle (liées aux installations), humaine intentionnelle (la malveillance), involontaire (liées aux travaux professionnels) et encore involontaire (liées cette fois à l'activité des particuliers comme les loisirs). Chacune de ces familles est subdivisée en catégories et chaque catégorie peut être détaillée.

Une cause est dite « connue » lorsqu'elle est « certaine » mais aussi « probable » ou encore « supposée ». Une cause est « inconnue » si elle n'a pas fait l'objet d'une enquête ou si cette enquête n'a abouti à aucune conclusion. La sémantique floue ne permet donc pas d'interpréter précisément les résultats issus des traitements statistiques sur les causes de feux. Cette mise en garde nécessaire s'étoffe encore puisque la proportion de feux avec enquête, comme les protocoles eux-mêmes, est très variable selon les départements.

L'information importante à retenir est le faible pourcentage des incendies dont la cause est déterminée. Il est d'environ 50 % pour l'ensemble de la période (1973-2006) à l'échelle du Sud-est français. Comme l'a fait Ch. Bouisset, on peut aussi envisager le phénomène à l'échelle européenne (Bouisset, 1998). Le taux élevé de feux de cause inconnue est une constante dans la plupart des pays méditerranéens comme le notent D. Alexandrian, F. Esnault et G. Calabri (Alexandrian et al., 1998) : Il est de 56% en moyenne dans les cinq pays d'Europe du Sud et entre 50 et 77% dans la plupart des autres (Chypre, Israël, Maroc, Tunisie et Turquie).

Certains pays connaissent à l'inverse une proportion relativement faible de feux dont la cause est inconnue. Elle varie entre 25% et 47% pour la Croatie (Alexandrian, 1998), la Grèce (Annon, 1995) et le Portugal (Delattre, 1993). Reconstituée en 2005, la synthèse de la connaissance des causes de feux en Europe montre une tendance globale à la baisse des causes inconnues mais de façon toujours variable selon les pays (Figure 19).



Source : www.fao.org

Figure 19. La variabilité de la connaissance des causes de feux dans les pays méditerranéens

La représentativité limitée de l'échantillon sur lequel les résultats peuvent être interprétés ne permet pas de conclure sur l'ensemble du phénomène. Par exemple, même si la part de mise à feu intentionnelle (le pyromane, l'incendiaire ou le chasseur frustré) est de 50 %, sa représentativité réelle en France sur la période 1973-1998 est deux fois moindre (50 % des causes pour 50 % des feux). En France, les résultats relevés sont en outre très variables d'un département à l'autre, ce qui rend plus risquées encore les comparaisons de chiffres. Par exemple en 2002, 77 % des feux n'avaient donné lieu à aucune enquête de la part des services de l'Etat en Haute-Corse. Dès lors, si la part de mise à feu intentionnelle passe à 75 % (le chiffre est donné à titre d'exemple), la frustration des chasseurs est-elle vraiment plus accentuée qu'ailleurs ? 75% des causes pour un échantillon connu représentant 23 % des feux donne environ 17 % des feux dont l'intentionnalité est réellement acquise.

Comparé à la valeur moyenne sur l'ensemble du Sud-est méditerranéen (25%), ce résultat montre que les pyromanes et les chasseurs (et les autres catégories) peuvent même y être considérés comme « calmes ». Ailleurs, le taux de feux sans enquête est très différent : 16 % en Corse-du-Sud, 5 % dans l'Aude et dans certains départements, les enquêtes ont été conduites sur tous les feux. Comment dans ces conditions interpréter les résultats ?²²

Le constat établi dans un rapport interministériel²³ atteste même que « *L'amplitude des écarts est semblable d'une année à l'autre pour un même département, ce qui tendrait à montrer l'absence d'un travail régulier et systématique de détermination. Or, la recherche des causes est indispensable pour définir une politique de prévention efficace et une politique d'information et de communication adaptée* » (Perriez et al., 2003, p. 21). De plus, la variabilité de l'origine des enquêtes induit une retenue supplémentaire sur les résultats. Les enquêtes sont menées par la gendarmerie, la police, les forestiers et les pompiers. Certaines d'entre elles sont assurées par des forestiers coordonnateurs, chargés de faire la synthèse des différents éléments constatés. En 2002, la part des gendarmes était écrasante dans les Alpes-de-Haute-Provence (82%), les Hautes-Alpes (78%), l'Aude (95%) et le Vaucluse (72%). Les pompiers fournissaient plus de 80% des enquêtes dans les Alpes-Maritimes (85%), l'Ardèche (82%) et le Var (90%). Dans ce dernier département, aucune enquête n'a été menée par les gendarmes (c'était également le cas en Corse-du-Sud). Ailleurs, les forestiers ont fourni 65% et 76% des enquêtes (Hérault et Corse-du-Sud). Enfin, si la police nationale est censée prendre part aux enquêtes sur les causes de feux, elle n'a jamais fourni de résultat. L'homogénéité des résultats est-elle assurée et la comparaison entre les départements est-elle possible ? Le même rapport interministériel de 2003 pointe du doigt cette hétérogénéité des sources qui prête nécessairement à confusion. « *On ne sait si cette répartition des tâches entre les différents intervenants est le résultat d'une stratégie ou le fruit du hasard – ou encore de la disponibilité, selon les années, de telle ou telle catégories de personnel* » (p. 21). Ainsi, ces lacunes amènent les auteurs à conclure au sujet des incohérences des chiffres que « la rupture qui se serait produite en 1996 n'est pas, à la connaissance de la mission, expliquée, sinon par les différents changements de nomenclature, ce qui doit conduire à considérer l'ensemble des données sur les causes des départs de feu avec la plus grande prudence ». Une sémantique floue, des protocoles et des taux d'enquêtes variables sont les trois raisons qui nous amènent à écarter le volet de la causalité de mise à feu de notre analyse statistique.

²² Une solution consiste déjà à prendre en compte le taux d'enquête pour relativiser les chiffres avancés dans les enquêtes.

²³ Rapport sur la protection des incendies après les feux de l'été 2003 commandé par les quatre ministres (Agriculture, Intérieur, Environnement et Equipement). Disponible sur le site <http://agriculture.gouv.fr>

La quête de la connaissance des causes de feux est ancienne et malgré la modernisation des outils informatiques et juridiques, le flou autour de la raison mécanique de la mise à feu est resté presque identique.

C'est ainsi que A. Challot souligne qu'« *il n'a jamais été possible de produire des statistiques exactes en matière de causes directes d'incendie. La proportion de feux dont l'origine demeure inconnue est toujours importante* » (Challot, 2004, p. 251). Il rajoute même que « (...) *hier comme aujourd'hui dans nos médias, on a tendance à attribuer à la malveillance une forte proportion des incendies d'origine douteuse* ».

Il cite trois exemples parmi la grande quantité de feux recensés dans les archives. En 1841, sur les 46 feux dans les forêts du Var, 2 sont dus à l'écobuage, 2 à une malveillance supposée, 1 à une malveillance prouvée, 2 à l'imprudence de chasseurs et 39 d'origine inconnue (soit environ 80%). En 1927, sur les 74 feux d'origine supposée dans les Bouches-du-Rhône, 8 seraient dus à des locomotives, 15 à l'imprudence, 11 à la malveillance et 46 non attribués (soit environ 60%). En 1943 dans le Var, sur 121 incendies, 3 sont dus à la malveillance, 5 aux militaires, 3 à des charbonnières, 4 aux chemins de fer, 7 à des incinérations, 10 à des imprudences, 14 à des fours et 66 d'origine inconnue (soit environ 50%).

L'auteur s'appuie sur les travaux de l'historien H. Amouric (Amouric, 1984 et 1992) qui a exploré pendant quatre ans les archives communales, départementales et même nationales pour déterminer si notre rapport à la forêt a évolué au cours du temps et pour préciser le rôle des feux de forêt dans cette relation. Ce dernier conclut que « *la fausse idée d'un âge d'or, d'un autrefois qui aurait connu un harmonieux équilibre entre l'homme et la forêt est à bannir*²⁴ » (Amouric, 1992). Les interactions entre la nature et la société sont nombreuses (Arnould, 2001) et la récurrence des incendies de forêt en est une des conséquences (Arnould, 2005).

La méconnaissance des causes est la porte ouverte à l'hypothèse pratique et systématique de l'incendiaire, voire du commando d'incendiaires qui, « *si elle n'est pas à écarter, est en général peu vraisemblable. Elle a l'avantage d'éviter de s'engager dans des réflexions de fond et des études longues et coûteuses, mais l'inconvénient de nous faire prendre, à terme et faute d'en fournir la preuve, pour des benêts* » (Chevrou, 1995, p. 19). Cependant, dans l'hypothèse d'une intensification des moyens en personnel et matériel pour la recherche méthodique des causes, il y a fort à parier qu'une connaissance ultime sur la cause de chaque feu est utopique.

²⁴ H. AMOURIC, *Le feu à l'épreuve du temps*, Editions Narration, Témoins et arguments, 1992

En effet, les raisons de la mise à feu sont multiples et même si elles ont évolué dans le temps en raison du changement des modalités d'utilisation de la forêt par les sociétés (Arnould, 2001), le nombre des paramètres entrant en interaction (non linéaires qui plus est) dans l'éclosion du feu est si grand que la connaissance potentielle est limitée.

À grande échelle (à un instant t et pour 1 m^2), le phénomène conserve ainsi une part forte de hasard, car on est incapable de saisir dans leur ensemble et de lier les unes aux autres toutes les causalités (humaines, physiques et climatiques) qui interagissent simultanément, mais à différentes échelles et qui sont plus ou moins persistantes dans le temps. En l'état, le flou régnant autour de la cause humaine de l'éclosion de chaque foyer d'incendie semble être une constante contre laquelle il est difficile de lutter, et ce d'autant plus que l'on cherche à caractériser de grands territoires et de longues périodes. Les efforts méthodologiques, techniques et financiers portent leurs fruits sur quelques feux pris isolément. Les travaux espagnols inspirés des méthodes de la police scientifique donnent ainsi des résultats encourageants (*Entrenamiento e Información FOrestal*²⁵) et qui s'exportent à l'étranger (au Portugal et récemment en France durant l'été 2005). Le savoir-faire de chaque pays est actuellement le sujet de recherche du projet européen *Forest Focus* qui vise, entre autres, à la collecte, au traitement et à la validation harmonisée des données (Freer-Smith et al., 2004).

Néanmoins, sur la durée et sur plusieurs milliers de feux répartis à l'échelle régionale ou nationale, le rapport espéré entre le gain (la connaissance des causes) et les pertes (le temps et les moyens financiers nécessaires à la recherche) est intrinsèquement limité. A ces larges échelles de temps et d'espace, ce n'est donc pas nécessairement le taux de réponse qu'il faut chercher à améliorer (sauf d'un point de vue juridique et technique) mais bien la question qu'il faut faire progresser pour espérer comprendre la variabilité du phénomène.

1.3.4 Des causes humaines de feux aux règles statistiques de la répartition des feux : une question d'échelles

La volonté de connaître les causes humaines d'éclosion est largement motivée par les raisons judiciaires de recherche de(s) coupable(s) qui, si elle est l'unique voie d'information à destination du grand public et des autorités, peut conduire le système de prévention et de lutte à se dédouaner d'une véritable introspection critique.

²⁵ <http://www.eimfor.com>

Cette appréhension du problème à l'échelle de l'individu, de la parcelle et des événements un à un, ne permet néanmoins pas une prise de recul nécessaire pour saisir sa globalité. L'immédiateté temporelle comme la « réalité » du terrain peuvent, si elles sont l'unique entrée du raisonnement, contraindre la compréhension du phénomène feu à un aspect mécanique (néanmoins essentiel pour la science). Cette prédominance de l'échelle locale trouve sa source dans la matérialité même du feu de forêt.

En effet, contrairement à l'étalement urbain qui se produit sur de larges échelles temporelles et spatiales, le phénomène feu prend forme sur des échelles étroites. Son emprise spatiale ne dépasse ainsi que très rarement un kilomètre en longueur et une centaine de mètres en largeur (en Europe et pour la majorité des cas). Il démarre en quelques minutes et évolue durant plusieurs heures, voire deux ou trois jours maximum (toujours dans un contexte européen). Si l'approche locale permet par exemple l'estimation du stress hydrique des plantes et de la disponibilité immédiate du matériau végétal nécessaire au feu (Trabaud, 1989), les règles de la structuration du phénomène relèvent plutôt d'une analyse globale. D'abord par l'étude des « *phénomènes mécaniques liés à la météorologie (sécheresse, température et vent)* » (Chevrou, 1995) qui sont récurrents dans les régions méditerranéennes.

Ces contraintes climatiques peuvent s'intensifier lors d'un effet de foehn que P. Carrega illustre dans son article sur le feu de Cagnes-sur-mer d'août 2003 (Carrega, 2005). Les règles globales structurantes du phénomène relèvent ensuite de la pression anthropique sur l'espace (densité urbaine, aires de loisir, etc.) qui est très variable à la fois dans l'espace en raison des concentrations de bâti qui drainent les flux de population et dans le temps (mouvements pendulaires domicile / travail). La compréhension de la mise à feu (et donc des lieux de mise à feu) passe ainsi par l'acceptation, certes difficile pour beaucoup, qu'une corrélation statistique établie sur plusieurs centaines de feux nous apporte plus d'informations que la causalité mécanique connue d'une poignée. On rejoint ici l'ensemble des travaux sur la distribution spatiale des éclosions d'incendies pour identifier des « bassins de mise à feu ». Leur situation dans l'espace est en effet très fortement corrélée à la distance aux routes (Follin, 2000 ; Mangiavillano, 2004 ; Carrega, 2006) et aux aires urbaines (Catry et *al.*, 2007). Le recul spatial et temporel nécessaire pour comprendre statistiquement l'éclosion du feu n'explique malheureusement pas l'action mécanique micro locale de chaque foyer.

Il semble qu'il y ait dans les échelles une évolution de l'appréhension des règles structurantes du phénomène. A un niveau local (pour une temporalité courte, un individu, une parcelle et un feu), le phénomène incendiaire apparaît comme une suite de fluctuations aléatoires difficilement lisibles du point de vue statistique, mais mécaniquement liées à des causalités bien établies par les physiciens (pour la propagation du feu). A un niveau plus global, c'est-à-dire pour une temporalité longue, une population, une aire communale, voire départementale et une série de feux, le phénomène incendiaire devient très structuré statistiquement, mais sans le retour possible aux causalités locales. Du local au global et pour l'éclosion du phénomène, la notion de corrélation statistique vient en quelque sorte se substituer, faute de mieux, à celle de causalité mécanique.

Cette hypothèse semble corroborée par les travaux de D. Alexandrian et M. Gouiran sur les causes de feux par l'analyse discriminante. Dans leur article, ils ont proposé une méthode pour attribuer « *une origine aux feux qui n'en pas* »²⁶ (Alexandrian D. et Gouiran M., 1990). Le modèle, élaboré au sein de *l'Association pour le Développement et la Diffusion de l'analyse de Données* (ADDAD), vise à attribuer de manière subjective aux feux de cause inconnue la même origine que les feux éclos dans un contexte similaire. Ce contexte est construit sur une suite d'indicateurs qui évoquent tantôt la temporalité (mois, jours, heures), tantôt la spatialité locale (distance aux routes, proximité d'une décharge) et tantôt la spatialité globale (communes, lieux touristiques, activités industrielles, etc.). Les feux de cause connue sont répartis aléatoirement en deux groupes, l'un pour construire le modèle et l'autre pour tenter de le valider.

Les résultats montrent qu'une connaissance statistique globale est possible, mais que le modèle se trompe quatre fois sur cinq pour les feux pris individuellement. Une tendance générale peut ainsi être développée. Elle permet par exemple de distinguer entre elles les catégories de mise à feu (feux agricoles, feux supposés malveillants; feux). Mais cette tendance ne permet pas la compréhension mécanique locale de chaque éclosion. Une corrélation statistique est possible entre la répartition spatio-temporelle de variables et celle des feux. Mais l'aller-retour explicatif entre cette corrélation globale et une causalité locale est à l'inverse peut probable.

La raison de ce paradoxe réside dans la trop grande quantité de paramètres à prendre en compte dont la nature est variable (climat, substrat, comportements humains individuels, mouvements de populations, etc.) et dont les interactions ne sont pas linéaires.

²⁶ « *Les causes d'incendies de forêt, levons le voile* », Revue Forestière Française, Numéro Spécial, 1990, p.36

Le nombre de paramètres et la non-linéarité de leurs interactions sont d'autant plus grands et intenses que la focale d'analyse est fine. Cette focale d'analyse concerne les échelles spatiales et temporelles. Or, c'est bien à un instant t et pour une résolution spatiale métrique que se déroule la mécanique de l'éclosion. La prise de recul spatiale et temporelle permet de minimiser le nombre de variables et donc le poids des fluctuations aléatoires. Dans ces conditions, il est possible de faire ressortir les corrélations statistiques pour espérer comprendre la variabilité de l'éclosion des feux.

Pour la propagation du feu et à l'inverse de son éclosion, ces deux modalités d'analyse sont étroitement liées. La corrélation statistique globale s'explique en effet localement par une série de causalités mécaniques. Ainsi, la répartition mensuelle des surfaces brûlées sur trente ans se comprend par le déficit chronique en eau des espaces méditerranéens. Ce stress hydrique périodique conditionne le comportement potentiel au feu de chaque plante (Ellerkamp, 2002). Néanmoins, la connaissance des règles déterministes locales n'est pas suffisante pour se projeter dans le temps en raison, là aussi, de la non-linéarité des interactions entre les variables. Ainsi, le degré d'humidité d'une plante permet d'estimer un potentiel local d'inflammabilité (Trabaud, 1985 et 1989 ; Valette, 1990) mais pas la prédiction d'inflammabilité.

Conclusion

L'aspect statistique envisage l'étude de la répétitivité du phénomène. La mécanique décrit les conditions de sa diffusion. Ces deux approches sont très différentes en raison des divergences disciplinaires qui séparent la mécanique des fluides, la climatologie et l'analyse spatiale. Elles sont néanmoins complémentaires puisqu'elles décrivent à des échelles différentes un même processus. C'est bien la compréhension de la variabilité des feux de forêt qui est sous-jacente à ces thématiques de recherche. Cette variabilité peut être déclinée des points de vue du spatial et du temporel auxquels se rajoute la dimension d'échelle. Les liens entre ces trois dimensions du phénomène restent un sujet peu étudié.

Il semble ainsi difficile d'appréhender la variabilité des feux de forêt (en taille, en nombre, dans l'espace et au cours du temps), car elle intervient sur de grandes gammes d'échelles (Simard, 1991). Elles nous apportent chacune des éléments de compréhension particuliers. Elles poussent le chercheur à s'intéresser tantôt à l'aspect mécanique (local) et tantôt aux conditions climatiques (global). Nous explorerons le côté statistique de cette variabilité dans les échelles. Néanmoins et par analogie avec la variabilité hydrologique, *« plutôt que de la considérer comme une difficulté à plus ou moins contourner, on peut au contraire tenter de la considérer comme un phénomène fondamental pouvant receler un élément de simplification important : la symétrie d'échelle. En effet, la façon la plus simple de comprendre cette variabilité (...) est de considérer qu'il y a un processus élémentaire et invariant d'échelle qui reproduit d'échelle en échelle cette variabilité. Ce processus peut être physiquement défini par les interactions non linéaires entre structures de différentes échelles »* (Schertzer et al., 2006).

Nous étudierons donc la structuration dans les échelles du phénomène feu selon ces deux modalités d'analyse (multi-échelles et invariance d'échelle) qui posent des questions différentes et néanmoins complémentaires.

Chapitre 2. Des séries des feux « anormales » dominées par le poids des événements extrêmes

« Tout n'est qu'apparence, non ? »

Alberto Giacometti



Le dessin à l'œuvre

Centre Pompidou - Musée National d'Art Moderne

Alberto Giacometti

Table des matières

Chapitre 2

Introduction	67
2.1 <i>Valeurs brutes et valeurs relatives dans les séries de feux en régions méditerranéennes</i>	68
2.1.1 L'intensité des manifestations des feux de forêt à une échelle nationale	68
2.1.2 La variabilité de l'intensité du phénomène feu à une échelle régionale	70
2.1.3 La variabilité de l'intensité du phénomène feu à une échelle départementale.....	72
2.2 <i>Les paramètres centraux dans les distributions statistiques de feux de forêt</i>	74
2.2.1 Une analyse gaussienne des feux de forêt : réalité ou artéfact méthodologique ?	76
2.2.2 La fin de la moyenne pour décrire les séries de feux de forêt	77
2.2.3 La dominance en fréquence des très petits feux dans les séries statistiques.....	79
2.3 <i>« Anormalité » des séries statistiques de feux de forêt</i>	81
2.3.1 Histogrammes des distributions statistiques de feux de forêt.....	82
2.3.2 Représentation schématique des distributions par le diagramme de Tukey : le poids des événements extrêmes	83
2.3.3 Des distributions statistiques de feux de forêt asymétriques et pointues.....	87
2.3.4 Test d'anamorphose sur les distributions statistiques de feux de forêt : la droite de Henry	90
Conclusion.....	95

Introduction

L'appréhension courante du phénomène feu de forêt est largement centrée dans des considérations métriques. Cette posture impose d'attribuer une forme de « vérité » au terrain et une illusion d'immédiateté qui est entretenue par la dimension spectaculaire du phénomène. Or, dans un projet géographique résolument scientifique, on se doit de dépasser ce niveau élémentaire d'observation en recherchant des récurrences. Nous commençons ici ce travail en nous mettant sur la piste d'un ordre statistique qui transcende l'unicité des lieux.

Afin de saisir correctement la situation du Sud-est de la France par rapport aux autres grands espaces touchés régulièrement par les incendies, nous entamons dans un premier temps cette analyse par la présentation des ordres de grandeur des séries statistiques. Ce travail va s'articuler à plusieurs échelles spatiales : les pays, les régions et les départements. Comme nous l'avons déjà évoqué, l'utilisation de la moyenne pour décrire une série de feux ou son évolution est une pratique courante²⁷. Une valeur centrale permet de caractériser une distribution de feux. En effet, elle permet de la résumer en la scindant en deux. Pour communiquer au grand public sur les données de feux, il semble, comme nous le verrons, que la médiane soit plus judicieuse. Cette pratique est malgré tout statistiquement discutable (c'est peu dire), ce qui rend d'une certaine façon caduque la vision normée et régulière de ce phénomène.

Dans ce chapitre, nous souhaitons poser les bases d'une analyse méthodique de la variabilité statistique du phénomène incendiaire. Il y a deux variables à considérer : la taille de la surface brûlée et l'effectif de feux. La première variable correspond ainsi à l'agressivité globale du phénomène sur une période donnée. La seconde renvoie à sa fréquence d'apparition dans un espace durant cette même période. Nous verrons par la suite que la relation entre la taille des feux et leur fréquence d'apparition est tout à fait fondamentale pour espérer comprendre la nature complexe, donc instable, variable et « anormale » de ce phénomène.

²⁷ En particulier pour les bilans annuels des saisons estivales qui servent de références à l'action publique de lutte et de prévention.

2.1 Valeurs brutes et valeurs relatives dans les séries de feux en régions méditerranéennes

La base de données *Prométhée* donne pour chaque unité administrative du Sud-est de la France, l'effectif de feux pour la période sélectionnée (1973-2006) et la surface brûlée associée. Les valeurs sont brutes. Elles ne permettent pas de saisir la représentativité de chaque région et de chaque département dans le total des mises à feu et des surfaces brûlées dans le Sud-est de la France sur un tiers de siècle.

À condition de postuler une indépendance des événements et sans connaître la spécificité de chaque territoire, il est possible de décrire globalement la répartition des feux sur 34 ans, mais pas de l'expliquer ni même de réellement comparer les unités administratives. L'effectif de feux représente le nombre total des mises à feu recensées depuis 1973. La surface brûlée cumulée, exprimée en hectares (ha), représente la somme de toutes les surfaces brûlées par les feux recensés. La valeur brute est très sensible à un effet de taille. Il est donc nécessaire de la relativiser soit par la taille du territoire étudié, soit par la population qui y réside. Pour décrire ces valeurs brutes et ces valeurs relatives, nous nous plaçons d'abord à une échelle européenne. Il s'agit ainsi de resituer dans un premier temps le cas français dans un contexte plus large (européen).

A l'échelle du Sud-est français, c'est ensuite la résolution des observations que nous modifions pour différencier dans un second temps les régions et les départements du Sud de la France. Dans l'ensemble, le phénomène y représente plus de 90 000 événements et plus de 800 000 ha de végétation brûlée en 34 ans.

2.1.1 L'intensité des manifestations des feux de forêt à une échelle nationale

Comparée à ce qu'il est possible de trouver dans les autres espaces méditerranéens, la quantité d'événements dans le Sud-est de la France est assez faible (*Figure 20*) : 5 fois moins de feux qu'au Portugal et qu'en Espagne, 4 fois moins qu'en Italie et un nombre équivalent à la Grèce.

Les surfaces brûlées depuis 34 ans sont aussi très limitées par rapport à ce qu'elles représentent sur une même période dans les autres pays (8 fois plus petites qu'en Espagne, 5 fois plus petites qu'en Italie, 4 fois plus petites qu'au Portugal).

	Effectifs de feux	Surfaces brûlées cumulées (ha)
Portugal	455 131	3 106 834
Grèce	80 228	1 359 690
Italie	321 494	3 739 430
Espagne	439 795	6 227 220
Sud-est français	84 052	802 553

Figure 20. Le phénomène feu de forêt dans les pays méditerranéens de 1973 à 2006 : les valeurs brutes

Pour l'année 2007, la Grèce a vu disparaître près de 280 000 ha de végétation, ce qui représente en une seule année plus de 25% de ce qui a brûlé en 34 ans dans le Sud-est de la France. Évidemment, ces chiffres masquent des réalités bien différentes, principalement parce que la France possède la plus petite surface boisée soumise à un climat méditerranéen. Par conséquent, à cette échelle méditerranéenne, nous nuancions les valeurs brutes par les superficies (en km²) et la population (en date de 2000) pour exprimer la répartition des feux en densités (Figure 21).

	Effectifs de feux	Surfaces brûlées cumulées (ha)	Superficie (km ²)	Densité de feux	Densité de surf. brûlées	Population (en milliers)	Nb feux / 1000 habitants
Portugal	455 131	3 106 834	91 906	4,9	6,8	10 800	42,1
Grèce	80 228	1 359 690	131 990	0,6	16,9	10 940	7,3
Italie	321 494	3 739 430	301 263	1,1	11,6	58 060	5,5
Espagne	439 795	6 227 220	500 780	0,9	14,2	43 000	10,2
Sud-est français	84 052	802 553	67 456	1,3	9,6	7 088	11,9

Figure 21. Valeurs relatives des feux de forêt dans les pays méditerranéens de 1973 à 2006

Exprimées en densité, les valeurs de l'effectif et des surfaces brûlées sont désormais comparables entre les pays²⁸ (Chevrou, 1995). D'abord, nous relativisons le nombre de feux par la superficie du territoire. Le Portugal ressort fortement avec une densité de feux par km² très importante (4 fois plus que dans le Sud-est de la France et 5 fois plus qu'en Espagne). La densité spatiale de feux dans le Sud-est de la France (1,3 feux / km²) est légèrement supérieure qu'en Italie (1,1 feux / km²). Elle est aussi 2 fois plus importante qu'en Grèce (0,6 feux / km²) et 50% plus forte qu'en Espagne (0,9 feux / km²).

²⁸ Pour être plus précis, il faudrait les relativiser selon la superficie de la zone climatique méditerranéenne.

Ensuite, nous relativisons l'effectif de feux par le nombre d'habitants. Cette densité exprime « l'usage » du feu par la société. Le Portugal se détache encore largement (42,1 feux pour 1000 habitants) devant le Sud-est français (11,9) et l'Espagne (10,2). La Grèce et l'Italie ont des valeurs bien plus faibles qu'ailleurs (7,33 et 5,54). En ce qui concerne la densité des surfaces brûlées (1 hectare brûlé pour 1 km² de territoire), l'Espagne (14,16 ha / km²) et surtout la Grèce (16,95 ha / km²) se détachent des autres pays. Le Sud-est de la France a une densité de surface brûlée de 9,55 ha / km², ce qui le situe entre le Portugal (6,83 ha / km²) et l'Italie (11,63 ha / km²).

Si en valeurs brutes, l'espace méditerranéen français semble moins soumis aux feux de forêt, il est au contraire au premier plan en termes de densités. Ainsi, la gestion du phénomène est très difficile à mettre en œuvre en raison de la coexistence du feu et de la société dans un espace très étroit. C'est l'adéquation entre cette étroitesse spatiale et la masse des populations qui différencie le Sud-est français du reste des régions méditerranéennes. Cette situation est encore plus exacerbée au Portugal. À l'échelle du Sud-est français, nous abordons plusieurs résolutions pour différencier les régions PACA, Languedoc-Roussillon (L-R) et Corse mais également les départements les plus concernés par le feu de forêt (*Figure 22*).

2.1.2 La variabilité de l'intensité du phénomène feu à une échelle régionale

La région PACA et la Corse se ressemblent beaucoup, tant en termes d'effectifs de feux (environ 30 000 chacune) que de surfaces brûlées cumulées (environ 300 000 ha). La région Languedoc-Roussillon (L-R) est nettement en retrait avec 1/3 de feux en moins (environ 20 000) et 1/3 de surfaces brûlées en moins (environ 200 000). Les valeurs minimales recensées sont par ailleurs identiques. La base de données est donc *a priori* assez bien harmonisée. En revanche, les valeurs maximales divergent. Avec un maximum de 11 500 ha, la région PACA a produit le plus grand feu répertorié depuis 1973 à l'échelle du Sud-est du pays. Avec 9 000 ha, le plus grand feu en Corse est nettement plus petit, mais également bien supérieur à celui recensé en L-R (6 000 ha). La Corse a une densité de 3,72 feux / km² soit une valeur trois fois supérieure à celle de la région PACA (1,03) et plus de cinq fois à celle de la région L-R. (0,71). Ces chiffres nous indiquent un phénomène très inégalement réparti entre les trois régions méditerranéennes.

	Effectifs de feux	Surfaces brûlées cumulées (ha)	Minimum	Maximum	Superficie (km ²)	Densité de feux	Densité de Surface brûlée
Sud-est	84 052	802 553	0,0001	11580	67 456	1,3	11,9
PACA	32 487	288 986	0,0001	11580	31 400	1	9,2
L.R.	19 318	191 545	0,0001	6600	27 376	0,7	7,0
CORSE	32 247	322 022	0,0001	9000	8 680	3,7	37,1
Bouches-du-Rhône	8 027	80 265	0,0001	4500	5 087	1,6	15,8
Var	13 019	123 440	0,0001	11580	5 973	2,2	20,7
Alpes-Maritimes	6 623	59 476	0,0001	3402	4 299	1,5	13,8
Vaucluse	2 964	8 030	0,0001	1782	3 567	0,8	2,3
Gard	6 237	48 920	0,0001	4100	5 853	1,1	8,4
Hérault	4 587	33 726	0,0001	1200	6 101	0,8	5,5
Pyrénées-Orientales	3 620	49 723	0,0005	6600	4 116	0,9	12,1
Aude	3 113	38 170,35	0,0001	2200	6 139	0,5	6,22
Ardèche	7 545	46 054	0,0001	1850	5 529	1,4	8,3
Marseille	637	7 931	0,001	2900	240	2,7	33,1
Nice	353	566	0,0010	80	72	4,9	7,9
Vidauban	137	24 298	0,0004	11580	74	1,9	328,7
Nîmes	271	2 310	0,0001	405	162	1,7	14,3
Ajaccio	1 760	5 778	0,0001	1800	82	21,4	70,4

Figure 22. Valeurs brutes et valeurs relatives des feux de forêt dans le Sud de la France de 1973 à 2006

La prégnance de la Corse doit pourtant être relativisée, car derrière la faible densité de feux apparente en PACA et en L-R, se cachent des réalités très disparates. La région PACA est en effet largement occupée par des espaces qui ne sont pas soumis au climat méditerranéen.

C'est le cas pour les Hautes-Alpes et les Alpes-de-Haute-Provence où ces espaces non méditerranéens occupent respectivement et approximativement 5 500 km² et 7 000 km² soit 30 % de la superficie régionale. En ce qui concerne la région L-R., le département de la Lozère (5 000 km² soit 1/5^e de la superficie régionale) est très peu concerné par le phénomène en raison là aussi d'un climat non méditerranéen (ici à dominante « continentale » plus humide). En termes de densité des surfaces brûlées, la Corse devance encore nettement ses régions voisines. De 1973 à 2006, *l'île de beauté* a produit des feux qui ont brûlé environ 37 ha par km² de territoire. Ce chiffre est quatre fois plus élevé que celui de PACA (9,2 ha / km²) et cinq fois plus qu'en L-R. (7 ha / km²). Que ce soit par l'effectif ou par les surfaces brûlées, la densité du phénomène feu est bien plus intense en Corse qu'en PACA et qu'en L-R. Nous changeons de focale pour nous porter vers une résolution départementale. Les résultats seront ainsi plus comparables et le raisonnement plus précis.

2.1.3 La variabilité de l'intensité du phénomène feu à une échelle départementale

Les feux de forêt sont inégalement répartis dans les départements de la région PACA. Nous les observons selon les mêmes paramètres utilisés lors de la description inter régionale, à savoir l'effectif de feux, la densité de feux et la densité des surfaces brûlées.

Le Var se détache des autres départements avec plus de 13 000 feux enregistrés et 120 000 ha brûlés en 34 ans. En termes de densités, ce département devance toujours largement ses voisins. L'occurrence du phénomène est de 2,18 feux par km² et les surfaces brûlées atteignent 20,67 ha par km². Les Bouches-du-Rhône et les Alpes-Maritimes se ressemblent beaucoup. D'abord, les superficies sont presque équivalentes (5 000 km² et 4 300 km²). Ensuite, l'effectif de feux est aussi comparable ($\approx 8\,000$ pour les Bouches-du-Rhône et $\approx 6\,600$ pour les Alpes-Maritimes). Relativisés, ces chiffres donnent une densité respective de feux de 1,58 et 1,54 par km². Pour les surfaces brûlées, ces deux départements sont un peu moins semblables avec une densité respective de 15,78 ha/km² pour l'un (Bouches-du-Rhône) et 13,83 ha/km² pour l'autre (Alpes-Maritimes). En outre, la quantité de feux en Vaucluse est bien moindre que dans les autres départements de la région PACA (environ 3 000). Ce constat concerne également les surfaces brûlées ($\approx 8\,000$ ha). Les densités y sont donc bien plus faibles (0,83 feux/km² et 2,25 ha/km²).

En Languedoc-Roussillon, l'éclosion du feu est bien moins intense qu'en PACA. C'est le Gard qui a le plus de feux recensés depuis 1973 (6 000 environ). De ce point de vue, il est comparable au département des Alpes-Maritimes qui, lui, arrive en troisième position en PACA. Le Gard a également la plus grande superficie brûlée ($\approx 49\,000$ ha), chiffre qu'il partage avec les Pyrénées-Orientales. La taille maximale d'un feu dans l'historique régional Occitane a été atteinte dans le département pyrénéen (6 600 ha). Un seul feu représente donc près de 14 % de la surface brûlée en 34 ans. C'est considérable, mais tout de même moins que ce que l'on peut observer dans le Vaucluse. En effet, ce rapport y est de 22 % ! Ainsi, 1/5^e de la végétation brûlée depuis 1973 l'a été en une seule fois, ce qui indique le poids majeur des événements rares et destructeurs dans les séries de données. Ceci conduit à douter dès à présent de la validité du modèle gaussien pour lequel on sait que les événements importants correspondent à des probabilités extrêmement faibles ($\approx +3$ ou $+4$ écarts-types). Les autres départements languedociens ont eux des valeurs comprises entre 4 % et 9%, chiffres qui sont équivalents à ceux que l'on trouve en PACA.

La densité de feux est moins importante qu'en PACA. Le maximum est atteint dans le Gard (1,07 feux / km²). Après, les Pyrénées-Orientales et l'Hérault ont une densité de 0,88 et 0,77 feux / km². Ces valeurs sont comparables à celle du Vaucluse. Enfin, l'Aude accueille la plus faible densité de feux du Sud-est de la France avec une valeur de 0,51 feux / km². En ce qui concerne la densité des surfaces brûlées, seul le département des Pyrénées-Orientales a une valeur que l'on retrouve également en PACA (12,8 ha / km²). Pour les autres départements languedociens, cette densité varie entre 5 et 9 ha / km².

Toutefois, un département est surprenant. L'Ardèche, appartenant administrativement à la région Rhône-Alpes, a une mise à feu très importante (7 500 événements sur 34 ans). Elle est par exemple supérieure, sur la même période, à celle des Alpes-Maritimes et du Gard. Elle est aussi presque équivalente à celle des Bouches-du-Rhône. Les superficies brûlées sont en outre supérieures à celles de l'Hérault et de l'Aude, et enfin comparables à celles du Gard et des Pyrénées-Orientales. Pour la Drôme, le faible recul historique ne nous permet pas d'avoir un raisonnement précis.

La cartographie des différentes densités permet d'illustrer les valeurs relatives décrites ici (*Figure 10* p. 36). On a ainsi construit la représentation à une échelle départementale de l'inégale intensité avec laquelle le phénomène feu s'est manifesté en 34 ans dans le Sud de la France. Ces valeurs nous permettent de distinguer le poids de chaque département en ce qui concerne l'éclosion et la propagation du feu.

2.2 Les paramètres centraux dans les distributions statistiques de feux de forêt

Traditionnellement, les distributions de feux sont caractérisées par la moyenne pour déterminer la tendance centrale des séries de données. Elle est très souvent utilisée dans les études. Elle permet de donner au lecteur des ordres de grandeur. Il s'agit souvent de comparer les différents ensembles et ainsi d'avoir un moyen simple d'illustrer un phénomène à différentes échelles. Il existe plusieurs façons de calculer une moyenne. Celle qui est le plus utilisée, souvent de manière tacite, est la moyenne arithmétique. Il en existe deux autres que nous laissons de côté dans cette étude (géométrique et harmonique). Deux autres outils simples peuvent servir à caractériser la tendance centrale d'une distribution. Il s'agit du mode et de la médiane.

L'utilisation de la moyenne n'est pas sans conjectures ni conséquences. En effet, cela suppose que l'incertitude dans une série de données est représentée par une courbe gaussienne, c'est-à-dire par un graphique symétrique qui représente une distribution de probabilité. La plupart des études conventionnelles d'incertitude en statistique, en économie, et surtout en sciences humaines restent très attachées à cette approche « normée » du hasard. Depuis la fin du XXe siècle avec les travaux d'H. Poincaré, ce que l'on pensait être une loi universelle dans la nature s'est progressivement trouvé être un cas particulier limité à certains systèmes. Les travaux français sur la variabilité des feux restent très influencés par cette vision du monde où les valeurs mesurées ne s'écartent que très peu de la valeur centrale.

Cet *a priori* de normalité a de graves conséquences sur notre représentation des risques naturels. En effet, la courbe en cloche possède "des queues minces" dans le sens où l'on considère de grands événements possibles, mais beaucoup trop rares pour être raisonnablement envisagés. Le modèle sous-estime ainsi probablement l'apparition des très grands feux de forêt. Avant de montrer en quoi les séries sur les feux sont « anormales », nous prenons le temps de faire un rappel sur les propriétés d'une courbe gaussienne.

La loi de Gauss ou loi « normale » est une des principales distributions de probabilité. Elle a été mise en évidence par Gauss au XIX^e siècle et permet de modéliser de nombreuses variables. Sa densité de probabilité dessine une courbe dite *courbe en cloche* ou *courbe de Gauss* (Figure 23).

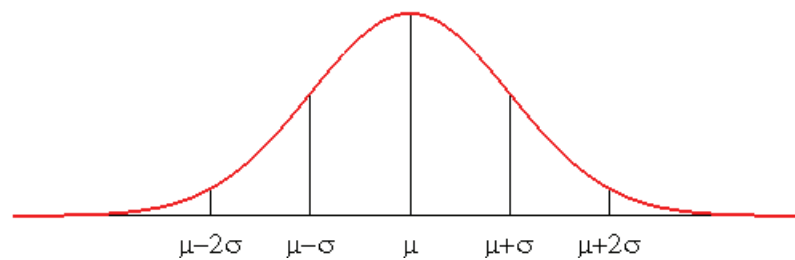


Figure 23. Schématisation d'une courbe de Gauss

Pour une population « normale » d'effectif N , de taille moyenne μ et d'écart-type σ , l'aire de la portion entre $\mu - \sigma$ et $\mu + \sigma$ vaut approximativement $2/3$ de N ; entre $\mu - 2\sigma$ et $\mu + 2\sigma$ elle vaut approximativement 96% de N . En résumé, une série « normale » présente une dispersion caractéristique des valeurs. Ainsi, en théorie on sait que :

- 68% de la population est dans l'intervalle $[\bar{x} - \sigma ; \bar{x} + \sigma]$
- 76% de la population est dans l'intervalle $[\bar{x} - 0,5H ; \bar{x} + 0,5H]$ (H étant la largeur à mi-hauteur)
- 95% de la population est dans l'intervalle $[\bar{x} - 2\sigma ; \bar{x} + 2\sigma]$
- 99% de la population est dans l'intervalle $[\bar{x} - 3\sigma ; \bar{x} + 3\sigma]$.

Une propriété importante de cette courbe, outre sa symétrie, est que la surface qu'elle délimite avec l'axe horizontal est égale à 1. Il s'agit donc d'une *densité de probabilité*. En probabilité, une variable aléatoire suit une loi normale (ou *loi normale gaussienne*, *loi de Laplace-Gauss*) d'espérance m et d'écart type σ si elle admet une densité de probabilité f telle que :

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-m}{\sigma}\right)^2}$$

Nous proposons au lecteur quelques pages portant sur les différents paramètres centraux dans les séries statistiques de feux de forêt. Comme nous le verrons, la moyenne n'a guère de sens statistiquement. Surtout, elle biaise l'appréhension des phénomènes complexes dans la nature. Cela ne nous empêche pas tout de même de donner quelques paramètres centraux pour des territoires assez vastes (régions et départements) et ceci, afin de permettre un certain nombre de comparaisons. Toutefois, cela n'a guère de sens autre que de faire écho à certaines habitudes qu'il faudra progressivement changer.

2.2.1 Une analyse gaussienne des feux de forêt : réalité ou artéfact méthodologique ?

La moyenne est la valeur unique que devraient avoir tous les individus d'une population (ou d'un échantillon) pour que leur total soit inchangé. Dans la plupart des cas, le total formé par les individus d'une population est la somme de leurs valeurs. La moyenne est alors la moyenne arithmétique. Mais si le total représenté par une population n'est pas la somme de leurs valeurs, la moyenne pertinente ne sera plus la moyenne arithmétique. Si, par exemple, le total d'un ensemble d'individus est calculé par l'inverse de la somme des inverses (c'est le cas des vitesses d'un ensemble de fractions d'un trajet, par exemple), c'est leur moyenne harmonique qui doit être calculée. Ainsi, la vitesse moyenne sur une distance est la moyenne harmonique des vitesses sur les sous distances. Si, par contre, le total d'un ensemble d'individus est le produit de leurs valeurs, il convient de calculer leur moyenne géométrique. Le taux moyen d'évolution pour une période est la moyenne géométrique des taux d'évolutions des sous périodes. C'est donc naturellement dans sa version arithmétique que la moyenne est toujours utilisée pour caractériser les séries de feux. A partir des données disponibles²⁹, nous comparons les pays européens selon la taille moyenne de leurs feux. La prise de conscience des besoins d'un recueil des données sur les incendies n'a pas été simultanée en Europe : l'Espagne a entamé sa mise en mémoire des événements à partir de 1960, la France et l'Italie au début des années 70, la Grèce et le Portugal ne se sont appliqués à rejoindre la démarche de leurs voisins qu'à partir des années 80. L'écart entre les pays est assez considérable en matière de mémoire des feux. Près de vingt ans de données séparent ainsi l'Espagne du Portugal, soit pour l'Espagne deux fois plus d'années archivées par rapport au Portugal ou à la Grèce. La France quant à elle a, en sa possession, un historique des feux inférieur d'un tiers par rapport à celui de l'Espagne.

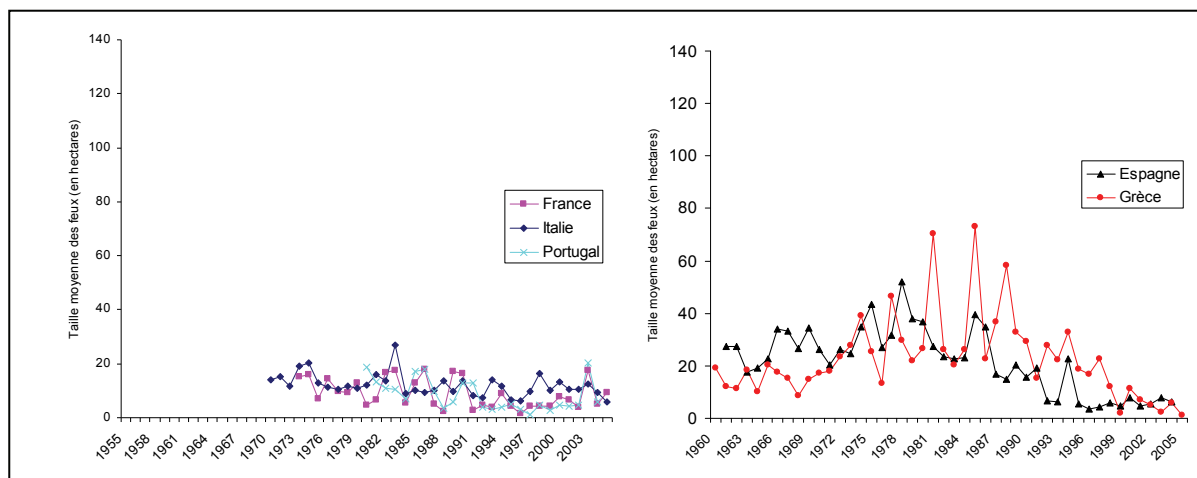


Figure 24. Taille moyenne des feux en Europe méditerranéenne entre 1955 et 2005

²⁹ www.fao.org

Cette figure nous livre deux éléments de l'espace euro-méditerranéen des feux de forêt : le premier est la correspondance pérenne entre la France, l'Italie et le Portugal. Cette ressemblance est à la fois chronologique et quantitative. Leur taille moyenne des feux fluctue depuis le début du recueil des données autour de 10 hectares. Le deuxième point important est la correspondance lente et progressive de la Grèce à l'ensemble euro-méditerranéen à partir des années 1992-1993 et une appartenance plus nette et plus précoce de l'Espagne (1987). Cette hypothèse d'un contexte européen, évidente aux premiers abords, doit pourtant être relativisée par le fait que des pays comme le Maroc ou le Chili, dont la mémoire des feux est largement supérieure à celle de la France (depuis 1960 pour le Maroc et 1963 pour le Chili), ont le même profil en ce qui concerne la taille moyenne des feux. Or, le Chili n'est pas sur le même continent et ne subit pas un véritable climat méditerranéen et le Maroc ne fait clairement pas parti de l'Europe. Malgré des feux largement moins importants qu'au Portugal ou qu'en France, le Maroc et le Chili ont depuis toujours (depuis 1975 pour le Chili) la même signature de surface moyenne des feux (environ 10 hectares). Doit-on pour autant rapprocher ces pays entre eux ? Ces chiffres nous semblent révélateurs d'un biais méthodologique et sont probablement à considérer comme des approximations.

2.2.2 *La fin de la moyenne pour décrire les séries de feux de forêt*

Il semble que nous sommes face à un artéfact méthodologique puisque la moyenne nous amènerait à comparer des pays aux fonctionnements sociétaux et climatiques très différents. Le lissage des données imposé par l'utilisation d'une moyenne masque des réalités tellement distinctes qu'il devient très risqué d'interpréter les résultats. Tout au plus, on peut constater qu'au cours du temps, les résultats des rapports annuels entre le nombre des feux et la superficie brûlée tendent à se ressembler. Cette généralité ne permet pas de décrire les données puisque la moyenne est très sensible aux valeurs extrêmes. Par conséquent, il est évident que l'on ne sait en réalité absolument rien de la façon dont cette valeur centrale est obtenue.

Le recours à une moyenne présuppose en outre que la valeur centrale de la série de données est la plus à même pour la « résumer ». Cependant, avec l'utilisation d'une moyenne, une distribution statistique peut profondément changer de structure au cours du temps, alors même que l'on peut se forger l'image d'un processus stable. En effet, la valeur de 10 ha peut être à la fois obtenue par des feux proches de 10 ha et par des feux très hétérogènes (une majorité de très petits feux et quelques très grands). Pour illustrer ce propos, nous calculons la taille moyenne des feux dans le Sud de la France.

La moyenne pour chaque unité spatiale donne les ordres de grandeur du phénomène (Figure 25). Nous poserons par la suite le problème de la normalité et donc le caractère illogique et erroné de la moyenne pour les séries statistiques de feux de forêt.

	Effectifs	Somme (ha)	Moyenne (ha)
Sud-est	84 052	802 553	9,55
PACA	32 487	288 986	8,90
L.R.	19 318	191 545	9,92
CORSE	32 247	322 022	9,99
Bouches-du-Rhône	8 027	80 265	10,00
Var	13 019	123 440	9,48
Alpes-Maritimes	6 623	59 476	8,98
Vaucluse	2 964	8 030	2,71
Gard	6 237	48 920	7,84
Hérault	4 587	33 726	7,35
Pyrénées-Orientales	3 620	49 723	13,74
Aude	3 113	38 170	12,26
Ardèche	7 545	46 054	6,10

Figure 25. Taille moyenne des feux dans le Sud de la France (1973-2006)

Le caractère infondé de la moyenne est encore plus grand à une focale communale (Figure 26) : la valeur de 3 ha pour Ajaccio (Corse) est comparée à celle de plus de 170 ha pour Vidauban (Var). Ces deux communes illustrent le lissage forcé de réalités excessivement différentes : pour Ajaccio, la moyenne est obtenue avec un effectif de 1 760 feux dont la majorité à une taille restreinte. Un seul feu est extrême (1 800 ha) mais le très grand nombre de mises à feu nivelle la valeur de la moyenne par le bas. Pour Vidauban, c'est exactement la situation inverse. On y trouve un faible nombre de feux (271). Le poids des valeurs extrêmes est en outre très fort, d'autant que c'est dans cette commune que se trouve le plus grand feu recensé dans le Sud-est de la France depuis 1973 (11 500 ha). Par ailleurs, au moins deux autres feux y ont brûlé plus de 1 000 ha. L'utilisation de la moyenne est infondée.

	Effectifs	Somme (ha)	Moyenne (ha)
Sud-est	84 052	802 553	9,55
<i>Marseille</i>	637	7 931	12,45
<i>Nice</i>	353	566	1,60
<i>Vidauban</i>	137	24 298	177,36
<i>Nîmes</i>	271	2 310	8,52
<i>Ajaccio</i>	1 760	5 778	3,28

Figure 26. Taille moyenne des feux dans certaines communes du Sud de la France (1973-2006)

On constate alors que la pertinence de cet indicateur est très limitée, car les séries présentent toutes des valeurs extrêmes. Par exemple, en France à une échelle départementale, on sait déjà qu'un seul feu dans le Vaucluse représente 22 % de la masse totale, 14 % dans les Pyrénées-Orientales, 10 % dans le Var. Si on descend à une échelle communale, le poids des extrêmes est encore plus prégnant : à Ajaccio (Corse) 31 %, à Marseille (Bouches-du-Rhône) 37 % et à Vidauban (Var) 48 % ! Dans ces conditions, la moyenne n'a plus aucun sens. Il faudrait vérifier le poids des événements extrêmes dans les pays mentionnés plus haut, mais, faute de bases de données accessibles, cela reste impossible à l'heure actuelle.

Le poids des très grands feux semble être une constante (en France mais nous le vérifierons par la suite pour le Canada) ce qui, raisonnablement, arrête ici l'utilisation de la moyenne pour décrire les distributions de feux de forêt. Une autre valeur centrale, insensible aux valeurs extrêmes, permet de décrire la tendance centrale d'une distribution. Il s'agit de la *médiane*. Le *mode*, quant à lui, nous indique la valeur la plus récurrente dans une série de données. Ces deux valeurs centrales nous indiquent que les séries de feux sont largement dominées par les très petits feux.

2.2.3 La dominance en fréquence des très petits feux dans les séries statistiques

La *médiane* est la valeur du caractère (par exemple la note, le nombre d'ouvriers, la taille d'un feu de forêt, ...etc.) telle que la moitié des individus se trouve en dessous de cette valeur et l'autre moitié au-dessus. Cette valeur partage donc une population (pour nous une série de feux sur 34 ans), dont les valeurs ont préalablement été classées par ordre croissant, en deux sous populations égales. Le *mode* est la valeur de la variable correspondant au plus grand effectif ou à la plus grande fréquence. Une série peut avoir plusieurs modes.

Pour les séries de feux, le mode va nous servir à déterminer la taille des feux la plus courante dans les distributions. À partir de la base *Prométhée*, nous calculons donc le mode et la médiane pour chaque unité administrative (*Figure 27*). Le mode et la médiane varient très peu d'un espace à l'autre. Les régions Corse et PACA ont une médiane à 0,10 (PACA) et 0,20 (Corse). Cette donnée exprime l'énorme part des très petits feux dans les séries de données. Pour PACA, environ 16 000 feux (sur 32 000) sont inférieurs ou égaux à 0,1 ha (0,2 ha pour la Corse).

	Effectifs	Somme (ha)	Mode	Médiane
Sud-est	84 052	802 553	0,1	0,3
PACA	32 487	288 986	0,1	0,1
L.R.	19 318	191 545	1	1
CORSE	32 247	322 022	0,1	0,2
Bouches-du-Rhône	8 027	80 265	0,1	0,1
Var	13 019	123 440	0,1	0,1
Alpes-Maritimes	6 623	59 476	0,1	0,4
Vaucluse	2 964	8 030	0,1	0,2
Gard	6 237	48 920	0,1	1
Hérault	4 587	33 726	0,1	1
Pyrénées-Orientales	3 620	49 723	1	1
Aude	3 113	38 170	1	1,5
Ardèche	7 545	46 054	0,1	1
<i>Marseille</i>	637	7 931	0,1	0,5
<i>Nice</i>	353	566	1	0,3
<i>Vidauban</i>	137	24 298	0,1	0,1
<i>Nîmes</i>	271	2 310	0,1	1
<i>Ajaccio</i>	1 760	5 778	0,1	0,1

Figure 27. Mode et médiane des distributions statistiques de feux de forêt (1973-2006)

Pour la région L-R., la médiane se situe à 1 ha. Dans l'hypothèse où les feux sont renseignés suivant les mêmes protocoles (dont on a déjà vu les différents biais), on peut émettre l'hypothèse que les très petits feux (0,1 et 0,2 ha) sont plus fréquents en PACA et en Corse que dans la région languedocienne. Sur le terrain, une surface de 0,1 ha représente 100 m². Cela correspond à tous les feux en quelque sorte « mort-nés », soit par une action de lutte, soit par l'absence d'une condition propice à leur propagation. Le phénomène feu de forêt est donc d'abord une histoire de très petits événements. En témoigne par exemple le mode (la valeur la plus fréquente) qui prend souvent la valeur 0,1 ha (1 ha pour le L-R.).

À une échelle départementale, la médiane permet de distinguer les départements languedociens des autres. Là encore, comme à l'échelle régionale, les médianes y sont proches de 1 ha, voire 1,5 ha pour l'Aude. En PACA, la médiane reste le plus souvent à 0,1 ha, voire 0,4 ha pour les Alpes-Maritimes. On constate ainsi que pour toutes les unités spatiales, les valeurs du mode, de la moyenne et de la médiane sont très différentes (il y a souvent un facteur 10 à 100 entre les valeurs de la moyenne et celles de la médiane). Cette information est très importante, car elle permet de pressentir « l'anormalité » des distributions. En effet, cette concordance entre ces trois valeurs centrales est une condition indispensable à l'utilisation d'indicateurs usuels pour caractériser une distribution gaussienne.

Le recours à une distribution gaussienne est si fréquent qu'il peut finir par être abusif. Il faut alors rechercher des critères de normalité (ou d'anormalité). Le premier critère, le plus simple et celui que nous examinerons en premier, consiste à tracer l'histogramme ou le diagramme en bâtons de la distribution et à vérifier si le diagramme est en forme de « cloche ». Ce critère, subjectif, permet cependant de se forger une idée sur les distributions et de les juger alors non gaussiennes.

Nous verrons que plusieurs indicateurs nous amènent à réfuter cette normalité. Ceci va nécessairement nous pousser à reconstruire une vision du phénomène feu de forêt plus en adéquation avec sa nature irrégulière et rugueuse et donc, dans une certaine mesure, à faire écho aux pratiques opérationnelles qui visent à augmenter la réactivité potentielle des moyens sans trop faire confiance aux « prédictions » sur l'intensité du phénomène incendiaire.

2.3 « Anormalité » des séries statistiques de feux de forêt

La mesure de la dispersion permet de dépasser la simple caractérisation d'une distribution par la moyenne en décrivant la morphologie des séries de feux. Néanmoins, la mesure de l'hétérogénéité présente l'inconvénient majeur de prendre comme référence la valeur centrale (pour nous la moyenne arithmétique). Or, nous avons vu que d'une part la moyenne est très variable, et que d'autre part elle n'est jamais proche de la médiane et du mode. Ces conditions à priori « anormales » (au sens gaussien) limitent la pertinence de tels outils.

Pour nous rendre compte de la forme des distributions, nous cherchons à les schématiser. Nous construisons d'abord leur histogramme pour visualiser la répartition des valeurs. Nous utiliserons ensuite la technique simple de la *boîte à moustaches*. La morphologie d'une distribution peut également être quantifiée, notamment par la mesure de son asymétrie et de son aplatissement. Enfin, nous reprendrons un outil simple, peut-être le plus ancien et le plus utilisé, pour écarter définitivement l'hypothèse de normalité des distributions statistiques de feux de forêt.

C'est donc en quatre étapes que nous développerons ce propos :

- La construction et le commentaire des histogrammes de fréquence ;
- L'utilisation du diagramme de Tukey, appelé plus communément *boite à moustaches* ;
- La quantification de la dispersion des distributions par leur asymétrie et leur aplatissement ;
- La schématisation des distributions et comparaison à la *droite de Henry* ;

2.3.1 Histogrammes des distributions statistiques de feux de forêt

La construction d'un histogramme (*Figure 28*) est la façon la plus simple pour décrire une série de données. Les données de feux des trois régions du Sud de la France sont confrontées à une courbe de Gauss.

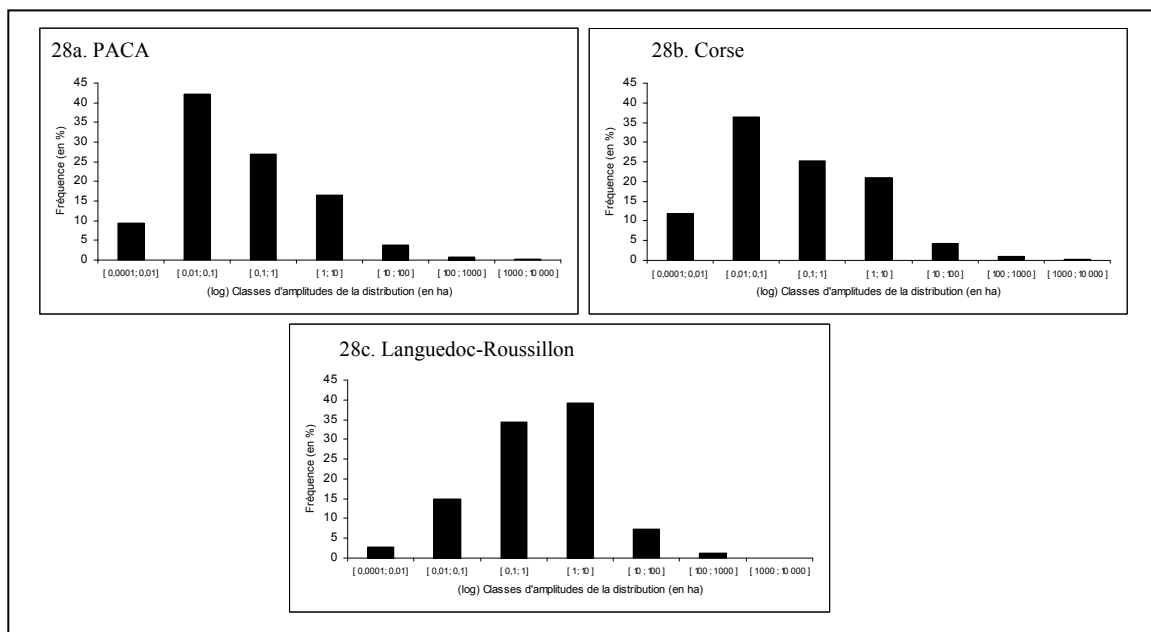


Figure 28. Histogramme des distributions et comparaison à une distribution théorique gaussienne

Très vite, on peut constater une nette différence entre les données réelles et une distribution gaussienne. C'est surtout vrai pour PACA et la Corse. Comme les valeurs des médianes et du mode nous le laissaient entrevoir, les histogrammes permettent de se rendre compte visuellement de la part considérable que représentent les très petits feux dans l'ensemble des données.

Pour la région Languedoc-Roussillon, le profil de la distribution semble un peu différent. Comparativement, le poids en fréquence des très petits feux y est moindre. Au contraire, ce sont les valeurs proches de la moyenne (≈ 10 ha) qui semblent être les plus nombreuses. Il faut en outre faire attention à l'échelle des classes qui influe beaucoup sur le profil des histogrammes. Le raisonnement induit par cette lecture graphique est très subjectif. Pour le rendre plus fiable, nous utilisons maintenant des outils et méthodes dont la robustesse a été largement éprouvée depuis plusieurs décennies. Surtout, il s'agit de tendre le plus possible vers une approche quantitative pour exclure (ou pas) l'hypothèse de normalité des distributions de feux.

2.3.2 Représentation schématique des distributions par le diagramme de Tukey : le poids des événements extrêmes

La « boîte à moustaches » (traduction de *Box & Whiskers Plot*) est une invention de Tukey (1977) qui souhaitait représenter schématiquement la distribution d'une variable. Le modèle utilise 5 valeurs qui résument les données : le minimum, les 3 quartiles Q1, Q2 (médiane), Q3, et le maximum. Il en existe plusieurs variantes. Celle qui est utilisée ici est une version simplifiée développée par C. Monteil (INP/ENSAT Toulouse) et exploitée par M. Le Guen (2001). Cette version affiche plusieurs informations pour chaque série de données.

Tout d'abord, nous matérialisons le premier et le troisième quartile (Q1 et Q3) qui sont les bordures inférieure et supérieure de la boîte rectangulaire. Ensuite, la médiane et la moyenne sont repérées pour les comparer graphiquement. La moyenne et la médiane peuvent être confondues (ou presque) en cas de normalité de la distribution (on verra que ce n'est pas le cas). En outre, nous détectons les extrémités inférieure et supérieure des moustaches, correspondant respectivement à la plus petite donnée supérieure à $Q1 - 1.5 * (Q3 - Q1)$, et à la plus grande donnée inférieure à $Q3 + 1.5 * (Q3 - Q1)$.

Enfin, la boîte à moustaches intègre les minimums et maximums. À ce sujet, si le minimum ou le maximum ne sont pas confondus avec le tiret d'extrémité de moustache, c'est qu'il s'agit de valeurs « atypiques ». La boîte à moustaches va nous servir à vérifier schématiquement la présence de valeurs « atypiques » lorsque les distributions de feux sont considérées comme normales. Ces valeurs représentent pour nous les feux de taille extrême dont on devine peu à peu le poids dans la distribution des données historiques des incendies.

Dans la boîte à moustaches définie par Tukey, la boîte a pour hauteur la distance interquartile (Q3-Q1), et les moustaches sont basées généralement sur 1,5 fois la hauteur de la boîte. Dans ce cas, une valeur est *atypique* si elle dépasse de 1,5 fois l'écart interquartile au dessous du 1^{er} quartile ou au dessus du 3e quartile. La valeur 1,5 est une valeur pragmatique (Tukey, 1977) qui a une raison probabiliste. En effet, dans le cas d'une distribution normale, la zone délimitée par la boîte et les moustaches devrait contenir 99,3 % des observations. Seul 0,7% d'observations atypiques devrait donc ressortir. Si le coefficient vaut 1, la probabilité serait de 0,957, et elle vaudrait 0,999 si le coefficient est égal à 2. « Pour Tukey la valeur 1.5 est donc un compromis pour retenir comme atypiques assez d'observations, mais pas trop d'observations » (Le Guen, 2001, p. 6)³⁰.

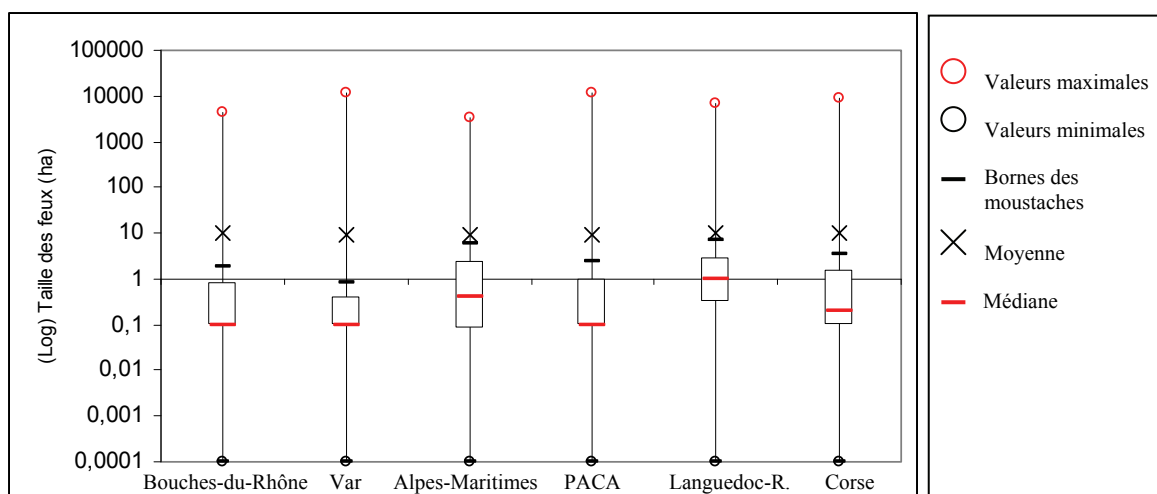


Figure 29. Les distributions de feux dans le Sud-est de la France : diagramme de TUKEY

A la lecture de ce graphique, le premier constat concerne toutes les unités spatiales étudiées. Il s'agit d'une non-concordance forte entre la moyenne et la médiane. Cette information, que nous avons déjà abordée, est ici visuellement remarquable. La moyenne est fortement « tirée » vers la valeur de 10 ha par le poids des valeurs maximales, alors même que le troisième quartile, qui représente 75 % des individus statistiques, est largement inférieur (souvent autour de 1 ha). La moyenne se retrouve ainsi considérée comme une valeur *atypique* (au dessus de la borne supérieure des moustaches), ce qui est tout de même étrange pour un paramètre censé « résumer » une distribution de valeurs.

³⁰ LE GUEN M., 2001 « La boîte à moustaches de TUKEY : un outil pour initier à la statistique », p.6 : <http://www.sfds.asso.fr/groupe/statvotre/Boîte-a-moustaches.pdf>

« L'anormalité » apparente des distributions concerne de manière très forte le Var où la moyenne (9,48 ha) est 12 fois plus forte que la moustache supérieure (la valeur qui est 1,5 fois supérieure à l'écart interquartile Q3-Q1 soit 0,8 ha). C'est moins le cas pour le département des Alpes-Maritimes où la moyenne (8,98 ha) et la moustache supérieure (6,1 ha) sont relativement proches. Le poids des valeurs extrêmes est ainsi beaucoup plus fort dans le Var que dans les Alpes-Maritimes. Ce constat est étayé par la hauteur de la boîte (écart interquartile Q3-Q1) qui varie fortement selon l'un ou l'autre département. Le Var a 50% de ses feux qui sont concentrés de part et d'autre de la médiane (Q2) entre 0,1 et 0,4 ha. Pour les Alpes-Maritimes, les 50 % des feux sont concentrés entre 0,08 et 2,5 ha.

La part des très petits feux (pour nous inférieurs à 1ha) est ainsi plus forte dans le Var que dans les Alpes-Maritimes. Le poids des grands feux dans les distributions concerne également plus vigoureusement le Var (la valeur maximum s'établit à 11 500 ha) que les Alpes-Maritimes (3 402 ha). La distribution statistique des feux est donc beaucoup plus déséquilibrée dans le Var que dans les Alpes-Maritimes.

	Bouches-du-Rhône	Var	Alpes-Maritimes	PACA	LR	CORSE
Q1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,3	0,1
minimum	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001
moustache inf.	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001
médiane	0,1	0,1	0,4	0,1	1	0,2
moyenne	10	9,5	8,9	8,9	9,9	9,9
moustache sup.	1,8	0,8	6,1	2,4	7	3,5
maximum	4500	11580	3402	11580	6600	9000
Q3	0,8	0,4	2,5	1	3	1,5
Nombre de valeurs atypiques inf.	0	0	0	0	0	0
Nombre de valeurs atypiques sup.	1290	2284	928	4602	2391	4443
Effectif de feux	8027	13019	6623	32487	19318	32247
% de valeurs atypiques sup.	16,07	17,54	14,01	14,17	12,38	13,78

Figure 30. Tableau synthétique des paramètres du diagramme de TUKEY appliqué aux séries de feux

Le tableau ci-dessus est la synthèse de la boîte à moustaches construite pour chaque distribution sur *Excel*® à l'aide d'une macro spécifique³¹. Outre les valeurs centrales que l'on connaît déjà, le tableau indique le nombre de valeurs atypiques strictement au-dessus de la moustache supérieure (nombre de valeurs atypiques sup.).

³¹ « *BoxPlots* » v1.2 - 8 mars 2005 - développé par Claude Monteil (INP/ENSAT Toulouse)

Alors que dans le cas d'une distribution gaussienne, les valeurs extrêmes (dites *atypiques*) ne devraient pas dépasser 0,7% de la distribution, elles représentent respectivement 16 % dans les Bouches-du-Rhône, 18 % dans le Var, 14 % dans les Alpes-Maritimes, 14 % en PACA, 12 % en Languedoc-Roussillon et presque 14% en Corse. Cette sur-représentation des valeurs fortes (les grands feux) nous indique d'une part que les distributions ne semblent pas être gaussiennes, et d'autre part que cette « anormalité » semble caractériser les distributions de feux quels que soient les territoires étudiés. A titre de comparaison, nous avons appliqué le même protocole de mesure sur les données concernant les feux au Canada enregistrés depuis 1959 (*Figure 31*).

La *Base de Données sur les Gros Incendies (BDGI)*, disponible librement sur Internet³², recense tous les feux de plus de 200 ha à l'échelle du pays (soit tout de même plus de 11 000 événements). Nous cherchons à savoir si cette sur-représentation des grands feux par rapport à une distribution normale concerne également des feux qui évoluent dans un tout autre contexte que celui du Sud-est de la France et surtout à une tout autre échelle.

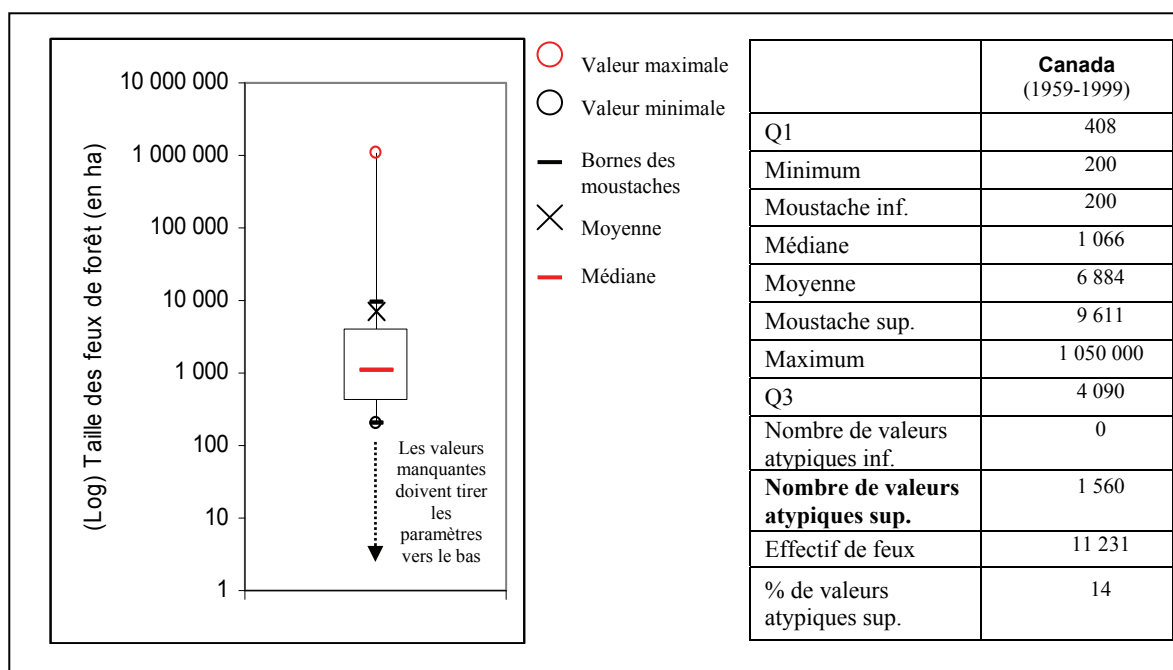


Figure 31. Distribution des feux (> 200 ha) au Canada entre 1959 et 1999 : diagramme de Tukey

³² http://www.nofc.forestry.ca/fire/research/climate_change/lfdb_f.htm

La moyenne et la médiane sont là aussi très éloignées l'une de l'autre. Alors que les dimensions des feux de forêt au Canada sont sans communes mesures avec celles que l'on connaît en Europe (le feu maximum atteint plus d'un million d'hectares), la part des feux considérés comme *atypiques* par le modèle (les valeurs au dessus de la moustache supérieure) est étonnamment comparable avec celles mesurées pour la France (ici 14 %). Il semble donc que la structure statistique des feux de forêt au Canada présente les mêmes caractéristiques de dispersion que celles du Sud-est de la France. La seule différence est liée à une question de taille (on passe d'un département à une région et à un quasi continent) qui implique des dimensions de feux très différentes. Les règles de distribution des petits et des grands feux semblent ainsi dépasser les particularités locales et se répéter dans les échelles.

Nous relevons ici cette similarité statistique sans pour le moment l'expliquer. Nous voulons donc vérifier si cette concordance statistique est un simple hasard où si, au contraire, nous sommes en face d'une propriété structurelle du phénomène. Pour le vérifier, nous allons systématiquement comparer les distributions de feux français à celle des feux Canadiens. En effet, si on peut légitimement penser que les feux de forêt sont interdépendants dans le Sud-est de la France et qu'ainsi la ressemblance des séries de données est probablement liée à l'appartenance à un même contexte, ne serait-ce que par le climat, c'est n'est pas le cas avec les feux Canadiens. Nous avons vu que l'outil « boîte à moustaches » permet de schématiser la symétrie d'une distribution statistique de feux de forêt, condition à sa normalité. Or, leur asymétrie est frappante. Elle concerne, à des degrés divers, l'ensemble des 5 unités spatiales françaises étudiées ici et le Canada. Nous cherchons désormais à quantifier la morphologie des distributions statistiques de feux avec un coefficient de symétrie (ou d'asymétrie) et d'aplatissement.

2.3.3 Des distributions statistiques de feux de forêt asymétriques et pointues

On peut tenter de préciser l'absence de normalité des distributions de feux en faisant appel à des indicateurs morphologiques qui mesurent leur degré de symétrie et leur degré d'aplatissement. L'asymétrie d'une distribution s'étudie par rapport à une valeur centrale : il s'agit d'évaluer si la distribution est plus étalée à gauche ou à droite, de cette valeur, ou bien si les observations sont également réparties de part et d'autre de cette valeur. Ainsi, une distribution est dite symétrique si les observations repérées par leurs fréquences sont également dispersées de part et d'autre d'une valeur centrale qui peut être le mode, la médiane, la moyenne arithmétique.

Le coefficient de *Pearson* (appelé *skewness* en anglais), est le plus répandu de ces indicateurs. Il prend comme valeur de référence la différence entre la moyenne et le mode. Le coefficient d'asymétrie de *Yule et Kendall* (1968) est basé sur les écarts entre les quartiles. Il compare l'étalement vers la gauche et l'étalement vers la droite. Dans le cas d'une distribution symétrique (gaussienne), les quartiles sont à égale distance de chaque côté de la médiane (nous savons déjà que ce n'est pas le cas). On obtiendrait alors :

$$(Q3-Mé) - (Mé - Q1) = 0$$

Le coefficient de *Yule et Kendall* s'écrit :

$$s = \frac{(Q3 - Mé) - (Mé - Q1)}{(Q3 - Mé) + (Mé - Q1)}$$

Si $s = 0$ alors la distribution est symétrique

Si $s > 0$ alors il y a un étalement vers la droite (oblique à gauche)

Le coefficient de *Yule et Kendall* peut varier entre -1 et +1. En effet, la médiane se situant toujours entre le premier et le troisième quartile, on obtient les deux possibilités extrêmes suivantes : la médiane est égale au premier quartile ($Mé = Q1$ alors $S = 1$) où la médiane est égale au troisième quartile ($Mé = Q3$ alors $S = -1$).

Outre l'asymétrie, nous cherchons à mesurer l'aplatissement des distributions par rapport à une distribution normale. Nous choisissons le coefficient d'aplatissement de *Fisher*. C'est une mesure permettant d'évaluer la forme de la distribution des valeurs d'une variable par rapport à une distribution théorique. En d'autres termes, ce coefficient caractérise la forme de pic ou l'aplatissement relatif d'une distribution comparée à une distribution normale. Une valeur positive indique une distribution relativement pointue, tandis qu'une valeur négative signale une distribution relativement aplatie. La valeur zéro indique une distribution gaussienne parfaite.

Le coefficient de *Fisher*, implémenté dans de nombreux logiciels de statistique, se calcule ainsi :

$$\left\{ \left(\frac{n(n+1)}{(n-1)(n-2)(n-3)} \right) \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i - \bar{x}}{\sigma_x} \right)^4 \right\} - \frac{3(n-1)^2}{(n-2)(n-3)}$$

On peut ainsi différencier les espaces selon l'asymétrie et l'aplatissement de leur distribution de feux de forêt. Nous mesurons pour cela le coefficient de *Yule et Kendall* et celui de *Fisher* pour chaque distribution de feux et les comparons. Nous caractérisons donc la morphologie horizontale (*Yule et Kendall*) et verticale (*Fisher*) des distributions.

	Valeurs brutes		Dispersion statistique des feux de forêt					Asymétrie	Aplatissement
	Effectifs	Somme (ha)	Moyenne	Mode	Médiane	Q1	Q3	Coefficient de <i>Yule et Kendall</i>	Coefficient de <i>Fisher</i>
Canada (+200 ha)	11 231	77 310 200	6 883,6	200	1066	408	4090	0,64	429,6
Sud-est France	84 052	802 553	9,6	0,1	0,3	0,1	2,00	0,79	2 452,6
PACA	32 487	288 986	8,9	0,1	0,1	0,1	1	1,00	2 878,6
L.R.	19 318	191 545	9,9	1	1	0,3	3	0,48	2 170,9
CORSE	32 247	322 022	9,9	0,1	0,2	0,1	1,5	0,86	1 499,6
Bouches-du-Rhône	8 027	80 265	10	0,1	0,1	0,1	0,8	1,00	582,9
Var	13 019	123 440	9,5	0,1	0,1	0,1	0,4	1,00	2 016
Alpes-Maritimes	6 623	59 476	8,9	0,1	0,4	0,1	2,5	0,74	1 080,5
Vaucluse	2 964	8 030	2,7	0,1	0,2	0,1	1	0,89	1 951
Gard	6 237	48 920	7,8	0,1	1	0,3	3	0,48	1 708,4
Hérault	4 587	33 726	7,4	0,1	1	0,2	3	0,43	334
Pyrénées-Orientales	3 620	49 723	13,7	1	1	0,5	2,5	0,50	1 218,7
Aude	3 113	38 170	12,3	1	1,5	0,5	4	0,43	414,1
Ardèche	7 545	46 054	6,1	0,1	1	0,2	5	0,67	845,7

Figure 32. La morphologie des distributions statistiques de feux de forêt : asymétrie et aplatissement

Les distributions de feux sont toutes en asymétrie positive, voire extrêmement positive pour certaines d'entre elles ($S = 1$ soit la médiane = le 1^{er} quartile). Morphologiquement, elles sont largement étalées vers la droite (oblique à gauche). A un niveau régional et comme on pouvait le deviner à la lecture des histogrammes, l'asymétrie en PACA est maximale ($S=1$). Elle est également très forte en Corse ($S=0,86$) et à un degré moindre en Languedoc-Roussillon ($S=0,48$).

Les départements se distinguent également les uns des autres par le degré d'asymétrie de leur distribution statistique de feux. Le Var et les Bouches-du-Rhône ont une asymétrie maximale ($S=1$). Les Alpes-Maritimes et le Vaucluse présentent une asymétrie très forte ($S=0,74$ et $S=0,89$). Tous les autres départements présentent un coefficient de *Yule et Kendall* d'environ 0,5. Dans son ensemble, le Sud-est de la France est caractérisé par la forme très oblique (à gauche) de sa distribution statistique de feux avec un étalement des valeurs vers la droite ($S=0,79$).

En comparaison, cette forme est légèrement moins asymétrique au Canada ($S=0,64$), mais il faut garder en tête que cette série ne concerne que le feux ≥ 200 ha. L'asymétrie semble ainsi être une propriété structurelle des séries de feux.

La mesure du degré d'aplatissement des séries de feux montre qu'elles sont toutes plus aiguës qu'une distribution normale. Néanmoins, certaines distributions le sont plus que d'autres. La valeur la plus forte est recensée pour PACA. La région Languedoc-Roussillon présente elle aussi une distribution des feux très aiguë. La Corse l'est à un degré moindre. Le Var, le Gard et le Vaucluse sont les départements dont la distribution statistique des feux est très aiguë. Cette mesure nous éloigne un peu plus d'une forme gaussienne pour les séries de feux.

Le faisceau d'indices nous confirme l'hypothèse que les distributions statistiques de feux ne répondent pas à une distribution normale. Nous complétons ce travail en utilisant la droite de Henry. La droite de Henry est une autre approche graphique, peut être la plus répandue, permettant d'évaluer qualitativement la normalité d'une distribution.

2.3.4 Test d'anamorphose sur les distributions statistiques de feux de forêt : la droite de Henry

La droite de Henry correspond aux fréquences théoriques cumulées tirées de la loi Normale. Les points indiquent les valeurs des fréquences réelles cumulées pour les différentes valeurs de la variable. Si la distribution des valeurs réelles de la variable était parfaitement "normale", tous les points se trouveraient sur la droite de Henry.

Conformément aux travaux de Sneyers (1974) et à la procédure décrite par Saporta (2006) reprise dans les travaux actuels de Rakotomalala (2007), il s'agit de :

- trier les données de manière croissante pour former la série $x_{(i)}$;
- à chaque valeur $x_{(i)}$, nous associons la fonction de répartition empirique³³ :

$$F_i = \frac{i-0.375}{n+0.25}$$

- calculer les quantiles successifs $Z(i)$ d'ordre F_i en utilisant l'inverse de la loi normale centrée et réduite (commande directe dans *Excel* ®) ;

³³ Saporta G. (2006) *Probabilités, Analyse des données et Statistique*, Technip, 2ème édition, p.361

Si les données sont compatibles avec la loi normale, les points forment une droite, dite *droite de Henry*, alignés sur la diagonale principale. Nous comparons dans la Figure 33 les trois séries régionales tirées de la base *Prométhée* avec la série canadienne des grands feux de forêt (>200 ha entre 1959 et 1999). Pour une meilleure lisibilité des graphiques, les échelles des abscisses et des ordonnées sont limitées à 2 000 ha pour les régions françaises (alors que quelques feux sont proches de 10 000 ha) et 500 000 ha pour le Canada (alors que la valeur maximale est de 1 million d'hectares).

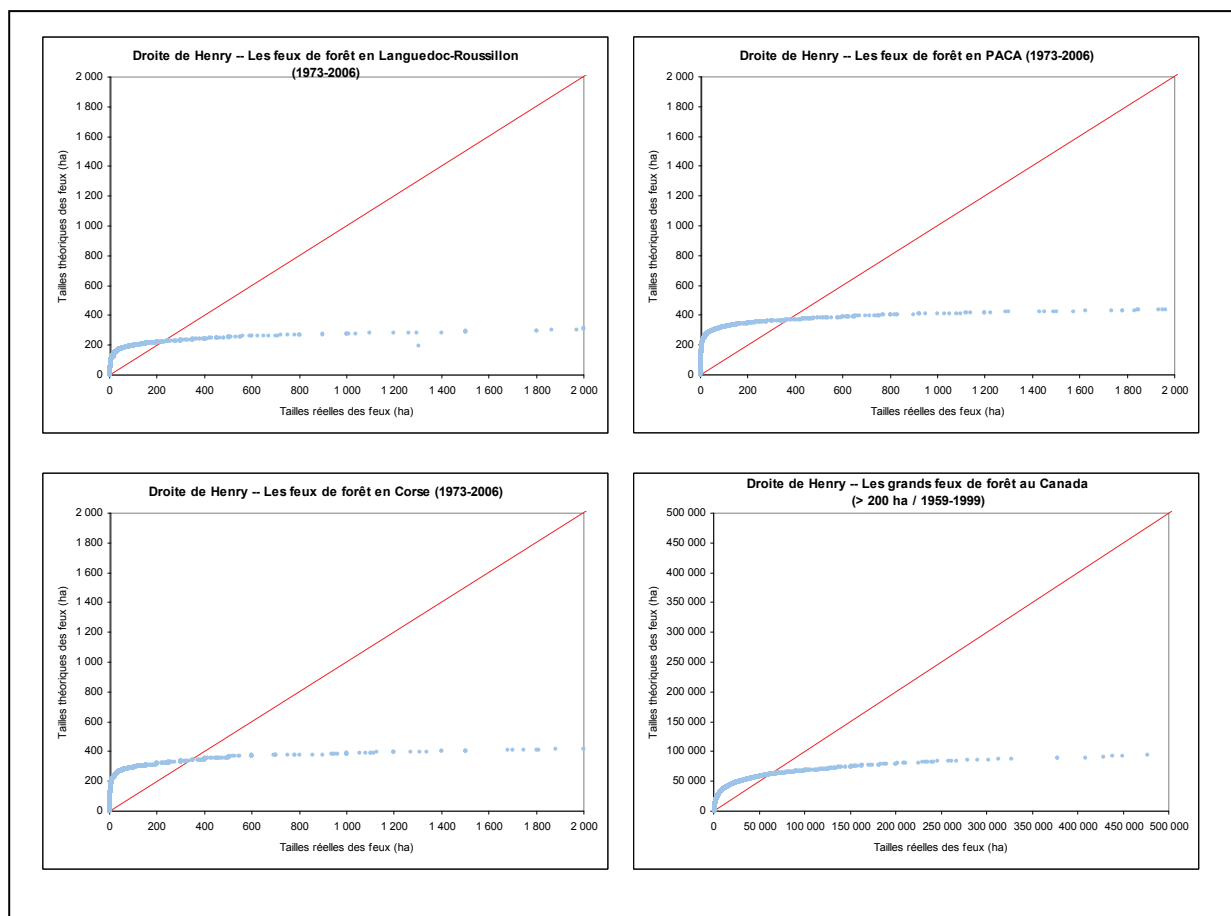


Figure 33. La droite de Henry pour séries statistiques d'incendies de forêt

Nous constatons que les séries de feux s'écartent très nettement de la *droite de Henry*, ce qui confirme définitivement la non-concordance des distributions à une loi normale. Ceci implique que la moyenne n'est pas un bon indicateur pour comprendre statistiquement les feux. Mais cela implique également de renoncer aux indicateurs comme l'écart-type et sa variante, le coefficient de variation, qui prennent comme référence la valeur centrale. Ce constat remet profondément en cause la plupart des travaux statistiques sur le sujet.

Ainsi, R. B. Chevrou proposait d'admettre que : « Dans l'hypothèse d'une loi normale, la probabilité que la surface annuelle brûlée s'écarte de la moyenne de plus de deux fois l'écart-type est de 36 % (...) »³⁴. On sait désormais que de telles hypothèses sont fausses puisqu'elles nous amènent à sous estimer largement la probabilité d'occurrence des très grands feux et à sous-estimer tout aussi largement la part des très petits feux. La présomption de symétrie des distributions n'est en effet pas valable.

Les distributions présentent en effet une part écrasante de très petits feux (nous avons vu que la médiane d'une série de plusieurs milliers de valeurs s'établit souvent vers 0,1 ha) et seuls quelques événements destructeurs sont responsables de la majorité des surfaces brûlées. Ce trait de caractère semble correspondre à une distribution en loi puissance dont un des caractères est une « longue traîne » (*heavy tail* en anglais).

L'effet *heavy tail*, qui peut être traduit en français par effet « longue traîne » ou « longue queue », peut donc être appréhendé comme un outil de la théorie des statistiques permettant de mettre en valeur l'importance du poids des événements peu fréquents ou de faible amplitude par rapport à celui des événements à grande fréquence ou amplitude dans le cadre de l'étude d'une distribution. La longue traîne est une expression courante pour désigner des distributions qui présentent un profil en loi puissance, profil connu depuis longtemps des statisticiens (loi de Zipf, de Pareto, de Lévy). La loi la plus utilisée en statistique (la loi normale que nous avons réfutée) est critiquée dans certaines de ses utilisations pour sa queue « étroite ». En finance par exemple, cette queue étroite correspond à une sous estimation des variations extrêmes, et de nouveaux modèles, dits à *large queue*, cherchent à éliminer ce problème. Le phénomène est aussi connu sous les noms de *grandes queues*, *queue des lois de puissance* ou *queues de Pareto*.

Ces distributions sont en général de la forme ci-contre :

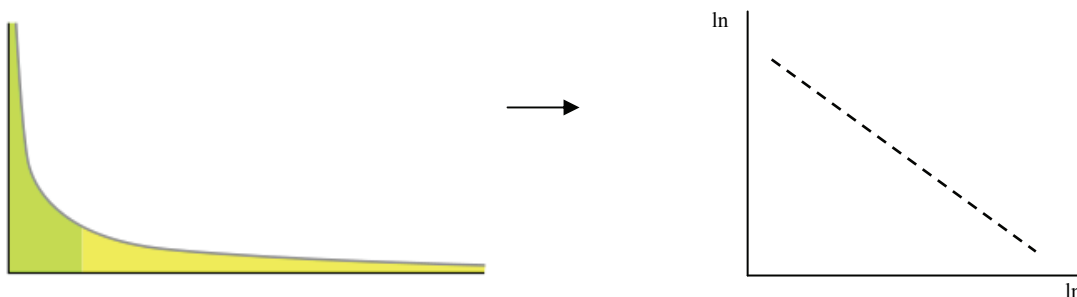


Figure 34. Représentation schématique d'une distribution présentant une longue traîne

³⁴ Incendies de forêt : variabilité des surfaces annuelles brûlées, FAO/CIHEAM, atelier de Tétouan, Maroc, 1999, p.105

Dans ces distributions, une population à grande fréquence ou grande amplitude est suivie par une population à fréquence faible ou de faible amplitude, qui diminue graduellement en une « traîne ». Bien souvent, les événements peu fréquents ou de faible amplitude (*la longue traîne représentée par la portion jaune du graphique*) peuvent au total représenter un poids ou un nombre plus important que la première partie du graphique. La structuration en loi puissance semble ainsi mieux correspondre au phénomène incendiaire. La suite de ce travail va consister à valider cette hypothèse et à faire évoluer le modèle généralement admis pour en rendre compte.

Conclusion

La variabilité du phénomène feu de forêt est grande. Issues de la base de données *Prométhée*, les séries statistiques portant sur les différentes tailles des surfaces brûlées sont anormales, au sens gaussien du terme. En effet, plusieurs indicateurs parmi lesquels le degré d'asymétrie et d'aplatissement nous donnent à penser que l'approche traditionnelle de calcul des probabilités (courbe de Gauss) est inadaptée pour les distributions de feux. C'est ainsi que si le calcul de la moyenne reste tout à fait possible, cette valeur ne peut pas seconder les observateurs, les hommes politiques ou les opérationnels, en tant que dimension pertinente au phénomène incendiaire à même de servir de référence dans le calcul des risques. Dans cette première phase d'analyse, nous avons donc « déconstruit » en quelque sorte l'*a priori* de normalité dans les manifestations des feux de forêt. Cette idée, fautive comme on a pu le vérifier, implique que l'état de surprise face à l'activité incendiaire reste tout à fait majeur, et ce, malgré les moyens techniques et humains croissants qui sont déployés au quotidien par les sociétés. De plus, il semble que l'inadéquation de l'approche gaussienne concerne l'ensemble des espaces dans le monde concerné par les incendies de forêt, et pas seulement le Sud-est méditerranéen français. Ceci implique que ce phénomène, dans l'irrégularité de ses manifestations, est régi par des mécanismes universels qui s'appuient sur les structures spatiales et climatiques spécifiques à chaque département, région ou pays. Quelles que soient en effet les échelles auxquelles le phénomène est étudié, il semble nous offrir la même structure statistique dont la nature fractale sera l'objet de recherche tout au long de cette thèse. Dans ce premier chapitre analytique, nous avons envisagé brièvement une alternative connue au modèle gaussien. Cette structuration statistique semble en effet correspondre à ce qui a été nommé dans la littérature la *loi puissance*, *loi de Zipf* ou *loi de Pareto*. Il semble donc judicieux de se lancer sur cette piste de recherche prometteuse qui, si elle est restée peu ou pas envisagée par les chercheurs français, est depuis une vingtaine d'années un sujet prolifique pour la compréhension des différents régimes d'incendies de forêt dans le monde. Cependant, la structuration puissance n'est pas spécifique au phénomène incendiaire puisqu'elle concerne toute une série de phénomènes complexes dans lesquels interagissent de manière non-linéaire des variables de natures différentes. On rejoint ici la question de l'universalité des processus et la thématique des feux semble être un champ intéressant d'expérimentation. Le chapitre suivant visera alors à éclairer le lecteur sur l'histoire de loi puissance, les domaines où elle a été vérifiée, sa mesure ainsi que les travaux de référence dans le domaine des feux de forêt.

Chapitre 3. La loi puissance dans la nature

*« Assurons-nous bien du fait, avant de nous inquiéter de la cause.
(...) Nous éviterons ainsi le ridicule d'avoir trouvé la cause de ce qui n'est point »*

B. Le Bouyer de Fontenelle
L'Histoire des Oracles (1687)



Farbstudie Quadrate, 1913

Wassily Kandinsky

Table des matières

Chapitre 3

Introduction	99
3.1 <i>Loi puissance, loi de Zipf, loi de Pareto : petit rappel historique et théorique</i>	100
3.1.1 Les mots, les villes et les séismes, un point commun : la loi puissance	101
3.1.2 Le principe du moindre effort comme critère d'optimalité des systèmes.....	104
3.1.3 La loi de Pareto : une forme continue de loi puissance	106
3.1.4 L'importance des très petits comme des très grands événements	107
3.2 <i>La mesure d'une loi puissance</i>	108
3.2.1 Calcul des fréquences simples et cumulées.....	109
3.2.2 Calcul de la densité de fréquences	110
3.2.3 Modélisation d'une fonction puissance.....	111
3.2.4 La normalisation des valeurs : rendre comparables les distributions	112
3.2.5 L'universalité des lois puissance ? Une question fondamentale.....	113
3.3 <i>Les séries des feux de forêt distribuées en loi puissance : des travaux largement établis à l'étranger</i>	118
3.3.1 Un panorama synthétique des travaux existants.....	119
3.3.2 Les conditions de mesure d'une loi puissance : précision ou pertinence ?.....	122
Conclusion.....	126

Introduction

Le projet scientifique de cette recherche doctorale consiste à rechercher un ordre supérieur de type statistique, qui transcende l'unicité des lieux et nous renseigne sur la nature profonde, donc abstraite, du phénomène feu de forêt.

Plusieurs des phénomènes que cherchent à mesurer les scientifiques présentent une taille caractéristique que l'on peut considérer comme une échelle, c'est-à-dire une valeur typique autour de laquelle sont centrées les séries de données recensées. Un exemple simple est la variation de la taille des êtres humains. La plupart des êtres humains adultes mesurent 1,80 m. Il y a une certaine variation autour de cette valeur centrale, notamment selon le sexe et les régions du globe, mais il nous est impossible de rencontrer des personnes de 10 cm ou de 3 m. Cette structuration particulière des valeurs selon une loi gaussienne a, à tort comme on l'a vu précédemment, largement influencé le schéma de pensée et d'analyse du phénomène feu de forêt. À la différence de cette distribution gaussienne plus familière, une distribution en loi puissance n'a aucune échelle de référence (pas de valeur centrale qui donne une dimension de référence au phénomène) ce qui explique par conséquent qu'elle s'applique à des phénomènes dits « invariants d'échelle ». Cette structuration implique que le phénomène se présente quelles que soient les échelles tout en gardant la même forme. Par exemple, un tourbillon dans un évier qui se vide à la même forme qu'un vortex dans un fleuve en crue ou qu'un cyclone dans l'atmosphère. Le phénomène de turbulence dans un fluide transcende ainsi les échelles.

Beaucoup de phénomènes anthropiques et naturels, comme les tailles des villes, celles des revenus, celles des fréquences de mots dans des textes et celles des grandeurs des tremblements de terre sont structurées selon une distribution en loi puissance. Une loi puissance nous donne à comprendre la probabilité assez forte des très grands événements, tandis que la queue exponentielle dans une distribution gaussienne les rend peu vraisemblables (d'où une certaine surprise lorsqu'ils se présentent). En d'autres termes, une loi puissance implique que les petites occurrences sont extrêmement communes, tandis que les très grands événements sont extrêmement rares, mais assez probables tout de même. Ce type de régularité ou « loi » est désigné parfois sous le nom de « loi de Zipf » en géographie et parfois de « loi de Pareto » en économie. Mais, pour ajouter à la confusion des termes, ces lois se rapportent alternativement à des distributions hiérarchisées ou non. Avant de confronter les séries de feux à cette loi et pour faire la part des choses, il convient de faire un bref rappel historique, théorique et statistique.

3.1 Loi puissance, loi de Zipf, loi de Pareto : petit rappel historique et théorique

Beaucoup de scientifiques recherchent souvent des mécanismes spécifiques aux grandes manifestations du phénomène qu'ils étudient (les villes en géographie, les mots en littérature, les tremblements de terre et les incendies de forêt en géophysique ou en climatologie), « *en utilisant pour chacun des cas pris isolément une description individuelle de type narratif* » (P. Bak, 1996, p. 42). Pourtant, lorsqu'il s'agit de systèmes ouverts dans lesquels interagissent une grande quantité de variables (c'est le cas pour ces exemples), le nombre d'événements d'une intensité donnée suit une fonction de distribution visiblement très simple.

Tous les phénomènes auxquels les chercheurs se confrontent ne sont pas centrés autour d'une valeur de référence (centrale). Certains varient au contraire sur une énorme amplitude de valeurs, parfois même sur plusieurs ordres de magnitude (Malamud et Turcotte, 1998), c'est-à-dire que chaque valeur est dix fois plus grande que la précédente et dix fois plus petite que la suivante. Un exemple classique en géographie de ce type de comportement est la taille des villes. La plus grande population aux USA se concentre à New York où elle est de 8 millions en date du recensement de 2000. Dans le monde, c'est l'agglomération de Tokyo (Japon) qui conserve son rang de plus grande concentration humaine avec près de 35 millions d'individus. À l'inverse, la ville qui accueille le plus petit nombre d'habitants aux USA est celle de *Milliken*, dans l'Oregon (USA), avec seulement 4 individus recensés en 1993. En réalité, elle était composée d'une seule et grande maison, occupée donc par la totalité de la population. Comme le rappelle avec humour M.E.J. Newman (Newman, 2006), la cabane en bois trônant dans le jardin était occupée par un nombre extraordinaire de chats et une concentration très impressionnante d'insectes, ce qui donnait l'image d'une ville moins peuplée d'humains que d'animaux. Plus officiellement, selon le livre des records « Guinness », la plus petite ville en Amérique est *Duffield*, en Virginie, avec une population de 52 âmes.

En Europe, la petite ville de *Hum*, située au cœur de l'Istrie en Croatie, accueille 18 habitants toute l'année. La variation de la taille des villes est donc potentiellement considérable. Quelle que soit la façon dont on observe cette variable, le rapport entre la plus grande et la plus petite population est au moins de 8 millions. Clairement, c'est tout à fait différent de ce que l'on peut rencontrer pour la taille des personnes.

Sachant cela, nous pouvons immédiatement en déduire qu'il ne peut y avoir qu'un nombre restreint de très grandes villes. En effet, dans un pays tel que l'Amérique avec une population totale de 300 millions de personnes, c'est tout au plus environ 40 villes de la taille de New York qui pourrait potentiellement exister. Or, ce qui est étonnant, c'est que lorsque l'on trace l'histogramme de la taille des villes, mais cette fois avec des axes logarithmiques, un modèle remarquable émerge : la distribution, une fois tracée de cette façon, suit de très près une ligne droite. Une loi puissance peut être ainsi caractérisée comme « *une fonction de distribution de quantités mesurables* » (P. Bak, 1996, p. 44).

Les distributions en loi puissance se produisent dans une gamme extraordinairement diverse de phénomènes. En plus des populations des villes, on peut citer la taille des tremblements de terre, celle des cratères de lune, celles des éruptions solaires, celles des données informatiques et des guerres. On peut citer en outre la fréquence de l'utilisation des mots dans toute langue humaine (et animale !), la fréquence de l'occurrence des noms de famille dans la plupart des cultures, la fréquence des citations d'articles scientifiques, la vente des livres et enfin le nombre de visites des principaux sites internet dans le monde. Bien que ces références soient très nombreuses, elles ne sont pas exhaustives. Ceci est un simple aperçu de la foule d'autres variables qui suivent une forme en loi puissance.

3.1.1 *Les mots, les villes et les séismes, un point commun : la loi puissance*

Lorsqu'un alignement semble justement apparaître dans un graphique bi-logarithmique, on est immédiatement tenté de définir la distribution comme répondant à la définition d'une loi puissance, une loi de Zipf ou encore de Pareto, sans pour autant s'arrêter sur l'un ou sur l'autre de ces termes. Chacun des trois termes est en effet employé pour décrire des phénomènes où les grands événements sont rares, et où les petits sont tout à fait communs. Par exemple, il y a peu de grands tremblements de terre mais beaucoup de petits. Il y a quelques mégapoles, mais beaucoup de petites villes. Cette observation semble avoir été faite en premier par F. Auerbach (1913), bien qu'elle soit souvent attribuée à G.K. Zipf. Que signifie-t-elle ?

Soit $p(x) dx$ la fraction des villes avec une population composée entre x et $x+dx$. Si la distribution s'aligne sur un graphique bi-logarithmique, alors :

$$\ln p(x) = -\alpha \ln x + c$$

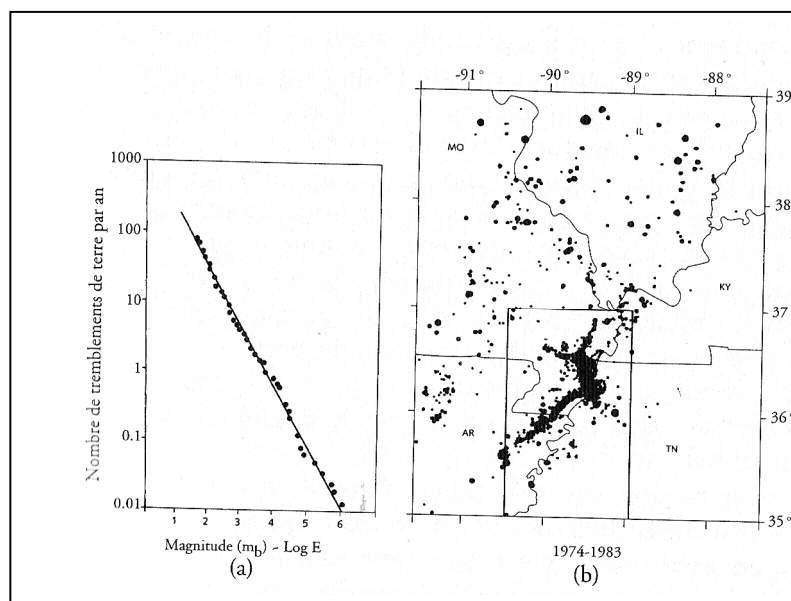
où α et c sont constants. Le signe moins est facultatif, mais plutôt commode puisque la pente de la ligne est souvent négative. En prenant l'exponentiel des deux côtés, cela revient à :

$$p(x) = Cx^{-\alpha}$$

avec $C = e^c$

On dit que des distributions de cette forme suivent une loi de puissance. La constante α s'appelle l'exposant de la loi puissance. La constante C est la plupart du temps inintéressante.

Pour les tremblements de terre, ce type de distribution est connu sous le nom de loi de *Gutenberg-Richter*. Elle implique que pour mille tremblements de terre de magnitude 6, il en existe cent de magnitude 7, dix de magnitude 8, etc. Lorsqu'on représente une série de séismes dans un graphique, l'axe des ordonnées est logarithmique. C'est aussi le cas pour l'axe des abscisses puisque la notion de *magnitude* (m) est une expression logarithmique de l'énergie dissipée par un séisme, et pas l'énergie elle-même (*Figure 35*). L'énergie d'un séisme de magnitude 8 est ainsi dix millions de fois plus puissante qu'un celle d'un séisme de magnitude 1. La loi de *Gutenberg-Richter* semble ainsi être un exemple illustre de la forme puissance d'une distribution.



« Quand la nature s'organise. Avalanches, tremblements de terre et autres cataclysmes »
Per Bak, Flammarion, traduit de l'américain par Michel Fioche, 1999 (1er édition 1996), 284

Figure 35. Distribution des tremblements de terre au Sud-est des États-Unis entre 1974 et 1983

D'autre part, c'est là peut-être que se situe l'acceptation la plus délicate pour les spécialistes du terrain, cette loi nous apprend que les grands tremblements de terre suivent exactement la même loi que les petits. Ils en sont le prolongement statistique « naturel » et leurs spécificités tiennent surtout aux conséquences radicalement différentes qui en résultent.

Comme le propose si judicieusement P. Bak, « on peut donc en conclure qu'il est inutile d'essayer de trouver des explications particulières pour les grands tremblements de terre, mais qu'il vaut mieux tenter de bâtir une théorie générale englobant tous les tremblements de terre, les grands et les petits ». (Bak, 1996, p. 30). Cette démarche doit inspirer la recherche sur les feux de forêt dans laquelle la croyance en la spécificité des très grands incendies est encore très prégnante. Or il semble que ce phénomène, comme les autres cités plus haut, se conformerait à une loi puissance (c'est en tout cas ce que nous chercherons à vérifier par la suite).

La loi de *Zipf* (en tant que variante de la loi puissance) se rapporte habituellement à la « taille » (y) d'une occurrence d'un événement relatif à son rang. *George Kingsley ZIPF*, professeur de linguistique de Harvard, a déterminé dans son ouvrage de 1949, *Human Behavior and the Principe of Least Effort*, l'existence de régularités simples dans les systèmes d'origine humaine. Ainsi, il a cherché à caractériser la « taille » (ou la fréquence de l'utilisation en texte anglais) du 3^{ème}, du 8^{ème} ou du 100^{ème} mot le plus commun dans un texte (il prit comme matière d'expérimentation le livre de James Joyce : *Ulysse*). La loi de *Zipf* (Zipf, 1935, 1949) déclare que la taille (y) de la plus grande occurrence d'un événement est inversement proportionnelle à son rang (r) :

$$y \sim r^{-b}, \text{ avec } b \text{ comme unité de mesure.}$$

Pour les courbes dont la pente est proche de 1, l'appellation « loi puissance » exprime l'idée qu'une quantité peut se traduire comme une puissance d'une autre quantité. Les phénomènes abordés dans la Figure 36 p. 114 peuvent s'exprimer sous la forme d'une loi puissance. L'invariance d'échelle les caractérise tous puisqu'une ligne droite semble avoir le même aspect à tous les niveaux de la distribution.

Autrement dit, il n'existe pas de structure à une échelle donnée qui puisse nous permettre de la différencier des autres : « *il n'y a ni pic, ni bosse nulle part* » (Bak, 1996, p. 45). Une distribution puissance nous apprend donc beaucoup sur les phénomènes. Mais les relations entre les événements est uniquement d'ordre statistique. L'explication de ce lien est, aux premiers abords, difficile à cerner. G.K. Zipf, lorsqu'il a découvert cette récurrence d'organisation, a évoqué « la loi du moindre effort » comme source de l'irrégularité que l'on peut observer dans les variables.

En géographie, la théorie des « lieux centraux » envisage ainsi ce comportement maximisant des sujets comme moteur de la création des structures spatiales observables et mesurables. Néanmoins, et comme le souligne P. Bak, « *Zipf ne fournit aucun indice permettant de passer du niveau individuel au niveau statistique* » (Bak, 1996, p. 44). Ainsi donc, la loi de Zipf et plus généralement la loi puissance semble être une propriété émergente d'un système dans le sens où la très simple structuration statistique n'est pas une conséquence claire des règles dynamiques et mécaniques sous-jacentes. La loi de *Gutenberg-Richter* est donc un constat d'une structuration statistique émergente (le nombre de séismes en fonction de leur magnitude) mais ne nous aide pas à comprendre le lieu ni la date des événements.

De même, la loi de Zipf nous donne matière à comprendre l'organisation statistique des villes, mais pas leur répartition spatiale (c'est essentiellement la théorie des lieux centraux qui s'en charge). Néanmoins, ces deux formes de structuration hiérarchiques (statistique et spatiale) sont très proches. Dans l'espace, chaque amas d'individus trouve sa position en fonction et en rapport des autres. « *La loi rang-taille et la théorie des lieux centraux décrivent sous des formes diverses le même phénomène* » (Guérin-Pace, 1993, p. 52). En effet, l'un comme l'autre ressort de la géométrie fractale (Ph. Martin, 2000).

3.1.2 Le principe du moindre effort comme critère d'optimalité des systèmes

Il existe une explication de la distribution en loi puissance en terme de structure hiérarchisée de l'ensemble des mots d'un texte : on considère qu'à chaque mot du lexique correspond un nombre fixe de mots qui lui sont associés tel que le rapport entre la fréquence d'un mot et celle d'un de ses associés est constant. Ainsi, on en déduit simplement la loi de Zipf.

Ces deux hypothèses correspondent en fait à un principe d'optimalité de l'utilisation d'un alphabet fini. Le travail principal de Zipf explore à ce sujet une théorie basée sur un processus concurrentiel équilibrant la minimisation de l'effort de l'orateur et celle de l'auditeur. Il emploie une analogie dans laquelle des mots sont considérés comme les outils, qui sont ainsi construits et disposés selon leur pouvoir à réaliser une tâche de communication aussi efficacement que possible. Il faut noter que le point culminant de sa recherche sur ce rapport a coïncidé avec la publication des propositions de C. E. Shannon (1948)³⁵ dans la théorie de l'information.

B. Mandelbrot a depuis longtemps perçu et décrit les connexions entre ces deux travaux : « *L'usage de critères extrémaux, qui exigent que telle ou telle quantité soit grande ou aussi petite que possible, est très familier en physique ; par exemple avec le principe de moindre action, le principe d'entropie maximum, le principe de production minimum d'entropie* » (Mandelbrot, 1997, p. 210). L'auteur a proposé une variante de la loi de Zipf, appelée Zipf-Mandelbrot qui, à l'information de Shannon donnée, correspond « *au moindre nombre de lettre* » (Mandelbrot, 1997, p. 211).

Le principal danger d'interprétation de loi de Zipf ou de celle de Zipf-Mandelbrot, réside dans la croyance que la structuration hiérarchisée du langage est consciente ou préméditée. En fait, lorsque Zipf a proposé sa loi statistique, il a considéré sans préciser si c'est consciemment ou pas que l'orateur doit construire un flux continu d'informations, c'est-à-dire un flux continu d'expressions donnant des significations spécifiques, de façon à réduire au minimum son effort comme orateur et le rendre compatible pour une communication efficace à un auditoire. Pour éviter cet amalgame, B. Mandelbrot propose d'insister sur l'optimalité de la statistique des mots, activité, selon lui, moins facilement associée à l'idée que l'Homme est foncièrement parfait (Mandelbrot, 1997). D'ailleurs, le simple fait que la structuration statistique hiérarchisée des mots ait été vérifiée dans la communication animale (Suzuki et *al.*, 2004 ; McCowan et *al.*, 2003) limite fortement les raccourcis pratiques, naïfs et simplistes. En outre, comme nous le verrons un peu plus tard, la loi puissance se vérifie dans une multitude de systèmes complexes, biologiques, technologiques, comportementaux et physiques. Souvent, c'est la loi de Pareto qui est la plus citée (nous l'avons déjà mentionné plus haut).

35 *A Mathematical Theory of Communication*, The Bell System Technical Journal, Vol. 27, pp. 379–423, 623–656, Octobre 1948

3.1.3 La loi de Pareto : une forme continue de loi puissance

L'économiste italien V. *Pareto* observa au début du XX^{ème} siècle que 20% de la population italienne possédait 80% de la richesse nationale d'où le nom de loi « 80-20 » ou « 20-80 ». Lorsque *Pareto* a proposé sa loi, il était donc intéressé par la répartition des revenus. Au lieu de se demander quel est le rang du plus grand revenu, il s'est demandé combien de personnes ont un revenu plus grand que le revenu x . La loi de *Pareto* (**P**) est donc donnée en termes de fonction de répartition cumulative, c'est-à-dire que le nombre d'événements plus grands que x est une puissance inverse de x . Soit une variable aléatoire X suivant une distribution de *Pareto*, alors la probabilité que X soit plus grande qu'un réel x est donnée par :

$$P(X > x) = \left(\frac{x}{x_m} \right)^{-k}$$

Ce calcul est valable pour tout $x \geq x_m$, où x_m est la valeur minimale (positive) que peut prendre X , et k est un réel positif. Les distributions de Pareto sont des distributions continues. La loi de *Zipf*, parfois nommée distribution « zeta », peut être considérée comme l'équivalent discret de la loi de Pareto. Pour les séries de feux, c'est donc plutôt dans sa version « *Pareto* » que nous confronterons les données à une loi puissance. En finance, il a été démontré (Mandelbrot, 1968) qu'une telle distribution se déduit naturellement, à la fois dans le cas des revenus salariaux et des revenus spéculatifs à partir de l'hypothèse d'une structure hiérarchisée : à chaque agent d'un niveau de revenu donné correspond un nombre précis d'agents subordonnés et il existe un rapport constant entre le revenu d'un agent et le revenu de ses subordonnés. Le nombre de subordonnés pour un agent et ce rapport sont des variables aléatoires qui, dans l'intervalle d'observation, ne dépendent ni de l'agent, ni de son niveau de revenu. « *On considère ainsi que l'ensemble des revenus d'une population est structuré par une propriété d'homothétie interne* » (Mullon et Pichon, 1990, p. 190³⁶). Par ailleurs, P. Levy a développé dans son ensemble la théorie statistique de la loi de Pareto et a montré que les lois normales sont des cas particuliers des lois de Pareto (Levy, 1925).

³⁶ *Les problèmes statistiques de la très grande variabilité*, SEMINFOR, 1990, atelier *Problèmes statistiques du transfert d'échelles*

Dans ce contexte, il est donc important d'envisager l'ensemble des événements, les petits comme les plus grands pour caractériser la structuration statistique d'une série de données. En effet, d'un strict point de vue déontologique, il serait assez malvenu de tenter de comprendre la nature fondamentale d'un processus et triant au préalable les données pour sélectionner celles qui sont « convenables » et rejeter *a priori* celles qui ne le sont pas. Par ailleurs, cette démarche dépasse la seule thématique des incendies. Elle est encore largement répandue par son aspect pratique. Cette démarche a été largement battue en brèche par les travaux de P. Bak (Bak, 1987, 1997, 2002).

3.1.4 L'importance des très petits comme des très grands événements

Si la loi de *Gutenberg-Richter* (1944) traite des séismes, les répliques sismiques (les séismes qui suivent pendant une période relativement courte un plus grand séisme) sont également structurées en loi puissance. Cette connaissance est même plus ancienne que la célèbre loi de *Gutenberg-Richter*, puisque c'est la loi d'*Omori* (Omori, 1895) qui en rend compte. Concrètement, la *loi d'Omori* définit la décroissance du nombre de répliques (aftershock en anglais) après un séisme important. Cette formule empirique a été découverte par le sismologue japonais Fusakichi Omori (1894) à partir de la séquence sismique qui a suivi le tremblement de terre de *Nobi* en 1891.

Ainsi, la corrélation temporelle entre les tremblements de terre montre que juste après un séisme, la fréquence d'une magnitude sismique dite « de réplique » diminue avec le temps T tel que :

$$N(T) \propto T^{-\alpha}$$

$$\text{où : } \alpha \approx 1$$

Les répliques sismiques sont décrites en tant qu'événements corrélés qui se produisent à la suite d'un grand séisme. Cette définition est employée couramment pour séparer dans les bases de données les tremblements de terre de leurs répliques. La loi d'*Omori* est basée sur cette classification des tremblements de terre et en cela, a participé à la croyance généralement admise qu'une réplique sismique est créée par un mécanisme différent de la cause des séismes principaux.

J.K. Gardner et L. Knopoff ont ainsi suggéré, tout à fait raisonnablement, qu'un tremblement de terre devrait être caractérisé en tant que réplique sismique s'il appartient à un faisceau d'événements corrélés et comme choc principal s'il appartient à une série d'événements aléatoires isolés que l'on peut envisager avec la statistique de Poisson (Gardner et Knopoff, 1974). Les travaux de P. Bak sur les séismes (Christensen et *al.*, 2002) ont cependant démontré qu'il ne semble y avoir aucune méthode scientifique rigoureuse pour distinguer si un tremblement de terre est une réplique sismique ou un séisme principal, parce que, selon cette définition, la catégorisation dépend de la longueur de l'échantillon étudié, des magnitudes enregistrées et de l'échelle de temps considérée.

Plus spécifiquement, P. Bak et son équipe ont prouvé que les intervalles temporels entre les tremblements de terre en Californie (1984-2000) se conforment à une loi puissance qui couvre un gradient de huit magnitudes, exprimant ainsi la véritable structuration hiérarchique du phénomène tremblement de terre. La structuration statistique des tremblements de terre se produisant dans les minutes et les heures d'un premier tremblement de terre peut être liée à celle des tremblements de terre espacés d'un intervalle décennal. Les scientifiques ont donc beaucoup utilisé des échelles de temps dimensionnées pour la vie humaine, construisant ainsi une vue anthropocentrique du phénomène.

On doit ainsi naturellement admettre l'unité du phénomène : « *il n'y a aucune manière de distinguer les séismes de leurs répliques.* » (Christensen et *al.*, 2002, p. 1). La loi d'*Omori*, qui se rapporte uniquement aux statistiques des répliques sismiques se produisant dans les premières minutes d'un tremblement de terre, est un simple cas particulier des phénomènes hiérarchiques dont le profil statistique en loi puissance montre qu'il se répète à toutes les échelles de temps qui nous sont accessibles.

3.2 La mesure d'une loi puissance

L'identification d'un comportement en loi puissance dans les systèmes anthropiques ou environnementaux peut être assez compliquée à mettre en œuvre. La stratégie habituelle se base sur un résultat que nous avons déjà évoqué : une distribution d'une quantité selon une loi puissance apparaît comme une ligne droite une fois tracée avec des échelles logarithmiques. Plusieurs étapes de traitements sont nécessaires pour aboutir à une distribution en loi puissance la plus correcte possible.

3.2.1 Calcul des fréquences simples et cumulées

Il s'agit dans un premier temps de dénombrer le nombre d'occurrences de chaque valeur de surface brûlée observée. Le nombre total de valeurs de la série de données est respecté. De ce point de vue, la variable est toujours considérée comme une variable continue puisqu'il n'y a pas encore de discrétisation des valeurs.

On utilise la *fréquence cumulée* pour déterminer le nombre d'observations qui se situent au-dessus (ou au-dessous) d'une valeur particulière dans un ensemble de données. On calcule la fréquence cumulée à l'aide d'un tableau de distribution de fréquences, qu'on peut construire à partir de tracés en arborescence ou directement à partir des données. On calcule la fréquence cumulée en ajoutant chaque fréquence tirée d'un tableau de distribution de fréquences à la somme de celles qui précèdent (la méthode est dite alors *descendante*). La dernière valeur sera toujours égale au total des observations, puisque toutes les fréquences auront déjà été ajoutées au total précédent.

A partir des fréquences simples, nous calculons donc la fréquence cumulée descendante, c'est-à-dire, pour une valeur de feu (en ha), le nombre de feux qui ont une surface supérieure à A_F (pour *Aire Feu*). La fréquence cumulée peut aussi être exprimée de manière relative au total, de façon à ce que la dernière valeur soit égale à 1 ou 100 (%). Dans ce cas, il faut diviser les valeurs cumulées par l'effectif total des feux N . L'une ou l'autre approche des fréquences cumulées donnent la même information.

En utilisant les fréquences cumulées, ce sont des milliers de valeurs *ex æquo* qui sont représentées graphiquement. Cette situation amène à la construction de nuages de points passablement « étagés », c'est-à-dire avec des valeurs distribuées le long de lignes, ce qui fausse potentiellement la qualité des régressions. Cela se produit surtout avec les très petits feux (0,01 ha par exemple.) et les valeurs qui ont longtemps servi de seuil minimum (c'est le cas pour la valeur 0,1 ha entre 1973 et 1991). Une solution consiste alors à discrétiser les valeurs en utilisant la densité de fréquences. Cela revient donc à construire un histogramme, sauf que la méthode est représentée en courbe.

3.2.2 Calcul de la densité de fréquences

La densité de fréquences se mesure en relativisant la fréquence cumulée par la surface correspondante. Cette surface correspondante définit un intervalle compris entre la valeur en question, le seuil, et le minimum de la distribution. Il faut faire attention à la façon dont les fréquences cumulées sont calculées : soit en valeur brute à partir des seules fréquences simples, soit en les relativisant à l'effectif total. Les auteurs qui ont mis au point et suivi la méthode de mesure d'une loi puissance appliquée aux feux de forêt ont fait le choix de ne pas relativiser à l'effectif total (Malamud et al., 1998 ; Ricotta et al., 2001, 2003 ; Millington, 2003 ; Malamud, 2005 ; Fiorucci et al., 2006). De toute façon, le rapport est homothétique et ne change rien aux résultats. La densité de fréquence $f(A_F)$ est définie comme :

$$f(A_F) = -\frac{\delta N_F}{\delta A_F}$$

avec A_F la surface brûlée et δN_F le nombre de feux dans un intervalle δA_F .

Par conséquent, on obtient des densités de fréquence par intervalles décroissants qui sont comparables entre elles. Les fréquences sont en moyenne indépendantes de la taille de l'intervalle pour une unité d'intervalle donnée. « Cela revient à construire une nouvelle distribution non cumulée en prenant la négative de la dérivée de la distribution cumulée et en respectant les surfaces A_F » (Turcotte, 2002). En outre, « la densité de fréquence est utilisée car les fréquences cumulées peuvent masquer des tendances sous-jacentes dans les ensembles de données finis. Parce qu'il y a beaucoup plus de petits feux que de grands, on accroît l'intervalle δA_F en accroissant l'intervalle A_F , de façon à obtenir approximativement des intervalles égaux en coordonnées logarithmiques » (Malamud, 2005).

Le passage en densité de fréquence revient donc à une forme de discrétisation. En effet, on considère que cette valeur (par exemple 0,01 ha), marque la borne et on reporte la fréquence de tous les feux qui ont cette taille. Cette construction s'apparente à celle d'un histogramme. C'est d'ailleurs l'appellation la plus courante dans les travaux sur le sujet (Malamud, 1998, 2005) à la différence près qu'ici, les valeurs sont représentées en courbe. Mais c'est en réalité la même approche méthodologique que pour un histogramme.

Par rapport à l'utilisation de fréquences cumulées, il y a donc une réduction importante du nombre d'observations. Surtout, il n'y a plus ce problème *d'ex-æquo* qui fausse, comme cela a été évoqué, la lisibilité des distributions. La densité de fréquence présente aussi l'avantage de fournir un exposant de fonction puissance qui ne soit pas égal à l'exposant réel -1, contrairement aux exposants calculés sur les fréquences cumulées. A l'exception de cette différence constante, les paramètres de la fonction puissance restent rigoureusement identiques sur au moins 7 décimales. Le coefficient de détermination est par ailleurs très légèrement supérieur avec les densités de fréquences (Newman, 2006). Les graphiques mettant en relation les valeurs de la distribution avec ses fréquences cumulées ou ses densités de fréquences sont rigoureusement identiques en termes de formes, notamment dans la queue de la distribution. On peut donc utiliser indistinctement fréquences cumulées ou densités de fréquences : le seul changement est le -1 de l'exposant. Cela a été testé pour une variable aléatoire construite par M.E.J. Newman (Newman, 2006). On retrouve même l'exposant réel avec très peu de variation (1,47 ou 2,47 contre 2,5 dans la construction de la série). L'ajustement par modèle linéaire est également identique.

3.2.3 Modélisation d'une fonction puissance

À partir de cette étape, on peut construire un graphique mettant en relation les densités de fréquences, en ordonnées (y), avec les valeurs des surfaces en abscisses (x). Pour les mathématiciens, la meilleure solution pour représenter graphiquement une distribution puissance est d'utiliser la fonction de distribution cumulée (FDC), en anglais *Cumulative Distribution Function* (CDF) :

$$P(x) = \Pr(X > x)$$

Cette distribution n'introduit pas de biais et préserve la signature linéaire des fonctions puissances sur des axes bi-logarithmiques (Mitzenmacher, 2003). Les valeurs, représentées dans un plan bi-logarithmique, révèlent alors un nuage de point linéaire caractérisé par une pente négative régulière, considérée comme la signature d'une fonction puissance :

$$p(x) = Cx^{-\alpha}$$

Pour cette fonction puissance, la fonction de probabilité $p(x)$ dépend de deux paramètres constants dont principalement α qui est l'exposant de la loi. A partir d'un graphique log-log, il est facile d'ajuster un modèle linéaire simple à cette distribution pour en trouver les paramètres. En effet,

$$\ln p(x) = -\alpha \ln x + \ln c$$

$$\text{avec } C=e^c$$

Cette méthode de construction d'une fonction puissance est admise par la plupart des chercheurs dans la thématique des feux de forêt. Ils l'utilisent pour découvrir les valeurs de l'exposant des fonctions puissances pour différentes régions du monde (Malamud et *al.*, 1998, 2005 ; Song et *al.*, 2001, 2005 ; Ricotta et *al.*, 2001, 2003 ; Millington, 2003 ; Turcotte, 2004 ; Fiorucci et *al.*, 2006). Les séries statistiques de feux de forêt analysées concernent des espaces et des périodes variés, ce qui peut poser un problème de comparaison des résultats.

3.2.4 La normalisation des valeurs : rendre comparables les distributions

Pour permettre cette nécessaire comparaison des données portant sur des espaces et sur des périodes de taille différentes, il est nécessaire de les ramener à une unité de mesure commune (Malamud et *al.*, 1998, 2005). La solution la plus simple, également admise par les chercheurs sur le sujet, est de normaliser la densité de fréquences $f(A_F)$ par la taille en km² de la région étudiée A_{study} et par la période des observations en années T tel que :

$$\begin{aligned} \dot{f}(A_F) &= \frac{f(A_F)}{A_{study}T} \\ &= \frac{n}{\delta A_{study}T} \end{aligned}$$

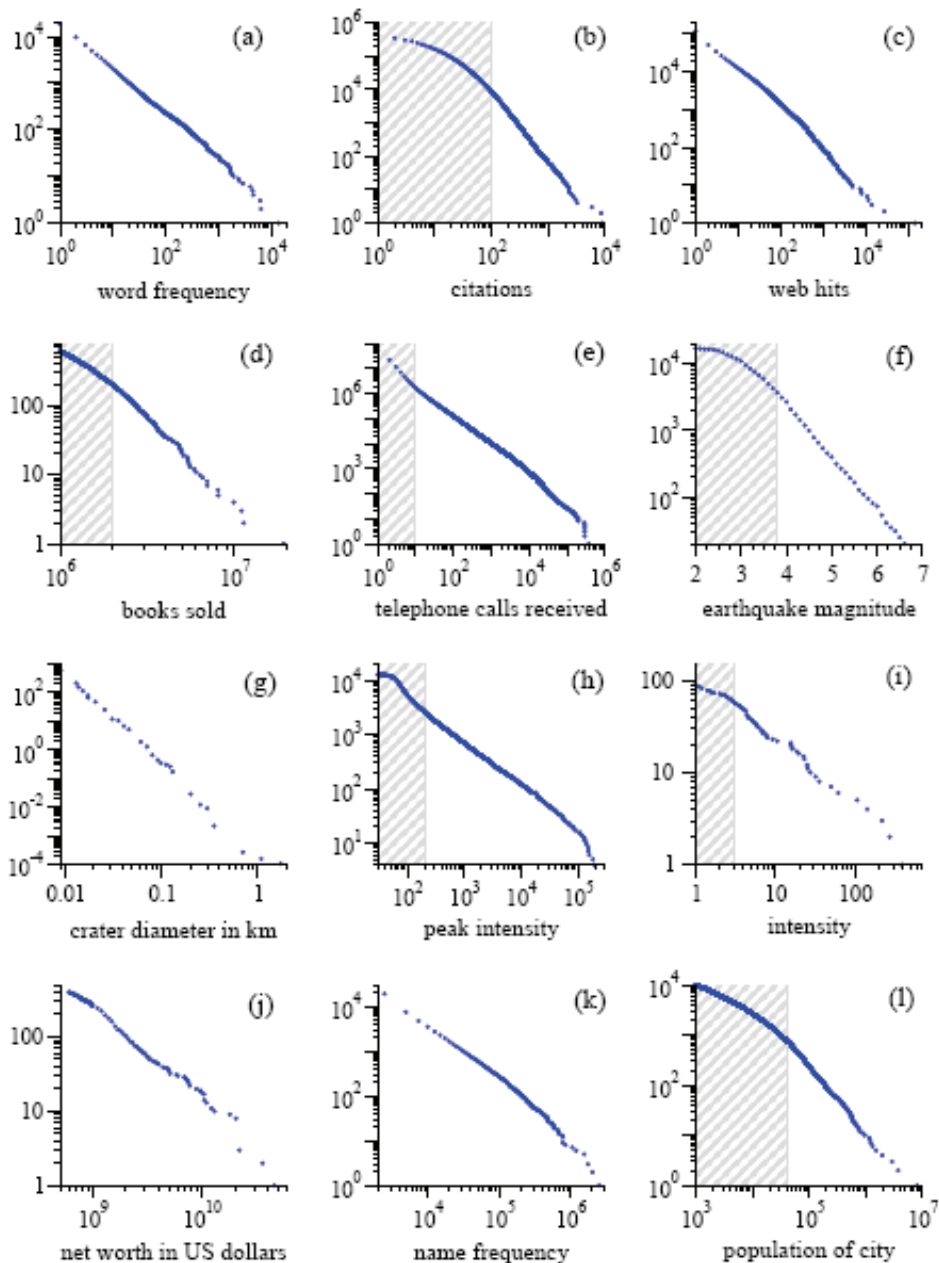
Ainsi, l'unité de mesure de la densité de fréquences $f(A_p)$ porte sur les feux par km² et par an. D'autres chercheurs proposent de remplacer la surface totale des espaces étudiés par la superficie boisée qui s'y trouve (Song et al., 2001, 2005), ce qui est nettement plus logique (les espaces en eau ne sont pas concernés par le feu), mais qui suppose dans le même temps de détenir des informations précises et adéquates pour tous les autres pays. D'autre part, la normalisation vise principalement à éviter l'effet de taille mais ne modifie en aucune façon la pente des distributions. Cette normalisation permet ainsi de projeter sur un même graphique des valeurs issues d'espace de tailles différentes et portant des temporalités elles aussi différentes.

3.2.5 L'universalité des lois puissance ? Une question fondamentale

La récurrence depuis 50 ans des exemples de structuration en loi puissance de phénomènes aussi variés qu'hétéroclites (Figure 36 p. 114) nous amène nécessairement à réfuter une vision du monde fortement disciplinaire et uniquement phénoménologique (dans le sens de la spécificité de chaque phénomène observé). Ainsi, il s'agit pour nous de replacer l'analyse des feux de forêt dans une perspective scientifique beaucoup plus large que sa propre thématique. Cela suppose de se porter vers un niveau d'abstraction supplémentaire pour se concentrer sur l'essence même du phénomène, qui est en réalité similaire à beaucoup d'autres.

Surtout, au-delà même d'une simple et pourtant fondamentale avancée scientifique (c'est-à-dire une pierre à l'édifice de la compréhension du monde), la perception judicieuse de la variabilité du phénomène feu de forêt se doit d'être au service des pouvoirs publics. Cette traduction concrète de théories et modèles en apparence compliqués (les idées sont en réalité très simples, mais ce sont les phénomènes qui sont complexes) gagnerait par exemple à servir de support à une nouvelle forme d'appréhension des risques dits « *structurels* » (Fiorucci, 2006).

Dans la figure suivante (tirée d'un article de M.E.J.Newman de 2006), nous pouvons admettre approximativement une forme d'universalité de la loi puissance à travers douze quantités différentes mesurées dans les systèmes sociaux, physiques, biologiques et technologiques de diverses sortes. Néanmoins, la confrontation entre ces distributions de points et une droite ne semble valable que pour certains intervalles de valeurs (les zones grisées ne sont pas du tout rectilignes). Pris dans leur ensemble, les points semblent plutôt se structurer selon une forme parabolique. Notre travail consistera donc par la suite à explorer plus finement la structuration des séries statistiques de feux de forêt.



Source : M.E.J Newman , "Power laws, Pareto distributions and Zipf's law", 2006

Figure 36. L'universalité de la loi puissance ?

(a) **Fréquence des mots** : J.B.Estoup (1916) a observé que la fréquence avec laquelle les mots sont employés semble suivre une loi puissance, ce qui venait corroborer les travaux célèbres de *Zipf*.

(b) **Citations d'articles scientifiques** : Comme observé par D. J. de S. Price (1965), les nombres de citations des articles scientifiques semblent avoir une distribution en loi puissance (données issues du *Science Citation Index*).

(c) **Sites internet** : la distribution cumulative du nombre de visites reçus par des sites Web pendant un seul jour d'un sous-ensemble d'utilisateurs du service internet d'American Online (AOL). Source Adamic et Huberman (2000).

(d) **Ventes de livres** : La distribution cumulative de toutes les copies de livres vendues aux USA. Cela concerne les 633 livres dits « best-sellers » qui ont vendu au moins 2 millions de copies entre 1895 et 1965. Source A. Hackett (1967).

(e) **Appels téléphoniques** : La distribution cumulative du nombre d'appels reçus en un seul jour par les 51 millions d'utilisateurs du service téléphonique « AT&T » aux Etats-Unis. D'après Aiello et *al.*, (2000).

(f) **Magnitude des séismes** : La distribution cumulative de l'importance des séismes (échelle de Richter) qui se sont produits en Californie entre janvier 1910 et mai 1992. (Données issues du *Berkeley Earthquake Catalog*).

(g) **Diamètre des cratères de la lune** : La distribution cumulative du diamètre des cratères de lune. D'après Neukum et Ivanov (1994).

(h) **Intensité des éruptions solaires** : La distribution cumulative de l'intensité maximale de rayons gamma issus des éruptions solaires. Les observations ont été faites entre 1980 et 1989 par l'instrument connu sous le nom de *Hard X-Ray Burst Spectrometer* à bord du satellite « *Solar Maximum Mission* » lancé en 1980 par les Américains.

(i) **Intensité des guerres** : La distribution cumulative de l'intensité de 119 guerres de 1816 à 1980. L'intensité est calculée en prenant le nombre de décès par bataille parmi tous les pays acteurs d'une guerre, en le divisant par toutes les populations combinées des pays, puis en multipliant le tout par 10 000. Les données sont tirées des travaux de M. Small et J.D. Singer (Small et Singer, 1982) et ont surtout été étudiées dans une perspective d'invariance scalaire par D.C. Roberts D.L. Turcotte (Roberts et Turcotte, 1998).

(j) **Poids économique des individus les plus riches** : La distribution cumulative du poids total économique des personnes les plus riches des Etats-Unis. Le poids économique est calculé par la somme des gains (en Dollars) accumulés sur les marchés boursiers par l'entreprise de l'individu, somme qui est ensuite relativisée par les dettes officielles en cours.

(k) **Fréquences des noms de famille** : La Distribution cumulative de l'occurrence aux USA des 89 000 noms de famille les plus communs (ceux qui sont enregistré par le bureau du recensement des USA en 1990).

(l) **Populations urbaines** : La distribution cumulative de la taille des populations urbaines aux USA à partir des données du recensement américain de 2000.

Toutefois, peu de distributions suivent réellement une loi puissance sur leur gamme entière. C'est surtout ambigu pour les plus petites et les plus grandes valeurs de la variable mesurée. La distribution dévie en effet d'une forme en loi puissance au-dessous d'une valeur minimale X_{min} . La figure ci-dessous montre des distributions avec des petites valeurs aux comportements variables ; la forme en ligne droite de loi puissance s'affirme seulement pour les valeurs comprises entre les plus faibles et les plus élevées. L'extraction d'une valeur pour l'exposant α à partir des distributions peut être quelque peu subjective, puisque cela implique de faire un jugement, parfois imprécis, de la valeur X_{min} au-dessus de laquelle la distribution suit une loi puissance.

quantity	minimum	exponent
	x_{min}	α
(a) frequency of use of words	1	2.20(1)
(b) number of citations to papers	100	3.04(2)
(c) number of hits on web sites	1	2.40(1)
(d) copies of books sold in the US	2 000 000	3.51(16)
(e) telephone calls received	10	2.22(1)
(f) magnitude of earthquakes	3.8	3.04(4)
(g) diameter of moon craters	0.01	3.14(5)
(h) intensity of solar flares	200	1.83(2)
(i) intensity of wars	3	1.80(9)
(j) net worth of Americans	\$600m	2.09(4)
(k) frequency of family names	10 000	1.94(1)
(l) population of US cities	40 000	2.30(5)

Source : M.E.J Newman , "Power laws, Pareto distributions and Zipf's law", 2006

Figure 37. Seuil de mesure de l'exposant α pour différents phénomènes naturels

Le tableau ci-dessus énumère les exposants obtenus pour chacune des distributions de la Figure 36 avec les différentes valeurs de X_{min} utilisées dans les calculs (Newman, 2006). Tandis que la loi puissance semble être un excellent modèle pour la plupart des ensembles de données représentées, il semble que deux cas soient contestables : celui des sites internet (c) et celui des noms de famille (k) qui pourraient avoir deux régimes différents de loi puissance. Ils proposent tous deux des distributions légèrement différentes de celle de la fréquence des mots par exemple. Par ailleurs, les données pour la vente des livres (d) couvrent une très petite gamme de valeurs (la valeur de X_{min} étant très forte).

La courbure apparente est traditionnellement perçue comme un artéfact par rapport au modèle généralement admis (droite). Or, il nous semble plus judicieux de faire évoluer le modèle utilisé pour s'adapter au monde réel, quitte à sortir dans une certaine mesure des sentiers battus.

Pour le moment néanmoins et en accord avec les conclusions de l'auteur des données, on peut, sans exagérer dans l'interprétation des résultats, affirmer qu'on observe des distributions en loi puissance dans la langue, la démographie, le commerce, l'information, l'informatique, la géologie, la physique et l'astronomie. Ceci représente ainsi une formidable perspective pour la compréhension du monde. L'apparente ubiquité de la loi puissance dans le monde a conduit beaucoup de scientifiques à se demander s'il y a un seul, simple et fondamental lien mécanique entre tous ces différents systèmes. Nous verrons plus tard dans le cadre de cette thèse qu'il existe plusieurs théories explicatives pour rendre compte de l'émergence d'une telle structuration hiérarchique des quantités. Parmi elles, deux théories principales sont en concurrence.

La première, proposée par P. Bak en 1987³⁷ et 1988³⁸, n'a été que récemment introduite en France pour notre discipline géographique par A. Dauphiné (*Les théories de la complexité chez les géographes*, 2003). Il s'agit des systèmes Auto-organisés Critiques, en anglais *Self-Organized Criticality* (SOC). On observe le principe du SOC dans les systèmes en état de non-équilibre qui ont d'importants degrés de liberté et des interactions fortement non-linéaires entre les variables qui les composent. Beaucoup d'exemples ont été identifiés depuis l'article original (1987) mais, jusqu'ici, il n'y a aucun ensemble connu des caractéristiques générales qui garantissent qu'un système montrera le principe du SOC. C'est en partie à cause de ce flou mécanique qu'une deuxième théorie a été proposée à la fin des années 90. Plus récente, encore quelque peu confidentielle, mais surtout très prometteuse, cette théorie est connue principalement chez les physiciens sous l'appellation anglaise *Highly Optimized Tolerance* (HOT) que l'on pourrait traduire en français par le principe de tolérance hautement optimisée (Carlson et Doyle, 1999). Nous reviendrons largement sur les mécanismes générateurs des lois puissances. Néanmoins, nous devons confronter avant cela le phénomène incendie de forêt à une loi puissance. A l'étranger, cette structuration statistique des données de feux dans les échelles est depuis une dizaine d'années un champ de recherche prolifique (Etats-Unis, Chine, Italie). C'est ce que nous présentons maintenant.

³⁷ Bak P., Tang C., Wiessenfeld, K. (1987). "Self-organized criticality : an explanation of $1/f$ noise". *Physical Review Letters* 59: 381–384.

³⁸ Bak P., Tang C., Wiessenfeld, K. (1988). "Self-organized criticality". *Physical Review A* 38: 364–374.

Par la suite, nous vérifierons si nos données sur les feux de forêt en France présente une forme en loi puissance. Nous chercherons ainsi à confronter les cas français et canadien (les feux de + de 200 ha depuis 1959) aux résultats proposés dans la littérature pour les feux américains, australiens, chinois, japonais et italiens.

3.3 Les séries des feux de forêt distribuées en loi puissance : des travaux largement établis à l'étranger

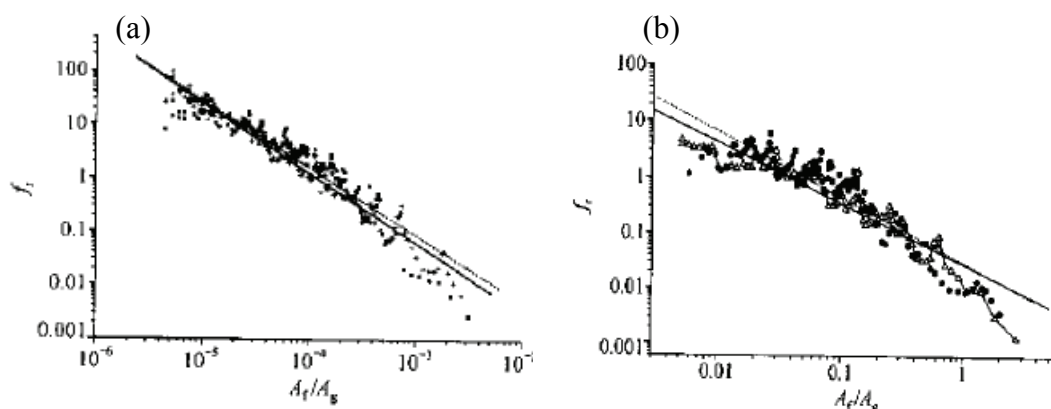
L'évaluation habituelle d'un risque structurel dans un territoire est le plus souvent effectuée à partir des données topographiques et de l'occupation du sol (végétation, densité humaine, surfaces agricoles, etc.). Or, cette évaluation des risques structurels peut également se servir des données historiques concernant les occurrences d'incendies de forêt dans le territoire étudié. Néanmoins, le risque structurel ne peut pas seulement être considéré en termes de « fréquence des événements ». En effet, les incendies de forêt, comme d'autres phénomènes (glissements de terrain, tremblements de terre, inondations), sont caractérisés par un grand nombre d'événements de très basse intensité, dont la gestion nécessite une mobilisation limitée des ressources, et peu d'événements extrêmes, dont l'occurrence implique l'intervention et la coordination d'une très grande quantité des ressources disponibles au sein d'une société afin de tenter d'y faire face. La loi puissance est caractéristique de ces phénomènes.

Beaucoup de travaux sont apparus ces dernières années dans la littérature pour proposer l'analyse des distributions statistiques en loi puissance (donc caractérisées par une invariance d'échelle) d'un ensemble hétérogène de données sur les incendies de forêt comme approche quantitative de mesure d'un risque (Malamud et Turcotte, 1998 ; Ricotta et *al.*, 1999 ; Song et *al.*, 2001 ; Ward et *al.*, 2001 ; Millington, 2003 ; Zhang et *al.*, 2003 ; Turcotte et Malamud, 2004 ; Telesca et *al.*, 2005 ; Malamud et *al.*, 2005 ; Fiorucci et *al.*, 2006). Une telle distribution implique que la probabilité qu'un événement ayant un effet majeur se produise est proportionnelle à la puissance de cette valeur. Dans le cas des feux de forêt, l'effet majeur et destructeur est représenté par la surface brûlée (Malamud et *al.*, 2005).

Si ces travaux sont désormais largement admis à l'étranger, il n'existe aujourd'hui aucune application sur le cas de la France. Pourtant, les données sont assez anciennes (35 ans), nombreuses (près de 100 000 feux recensés), souvent plus précises que celles qui sont utilisées à l'étranger (la taille des feux varie approximativement entre 0,0001 ha et 10 000 ha, le plus grand feu est donc cent millions de fois plus étendu que les plus petits) et couvrent un territoire assez vaste (tout le pourtour méditerranéen français soit 11 départements sur une superficie d'environ 80 000 km²). Comblers cette lacune sera l'objet d'un chapitre par la suite.

3.3.1 Un panorama synthétique des travaux existants

La première analyse de la structuration en loi puissance des séries statistiques de feux de forêt a été proposée il y a dix ans (Malamud *et al.*, 1998). Dans cette étude, les quatre ensembles de données que les auteurs ont examinés pour les États-Unis et l'Australie ont tous montré un comportement en loi puissance sur une amplitude de valeurs couvrant six ordres de magnitudes. Un ordre de magnitude est entendu ici comme un simple intervalle entre deux puissances de 10. Les résultats obtenus montrent des pentes analogues (entre 1,3 et 1,5) en dépit des différences majeures entre les facteurs influençant les régimes du feu. En 2001, ce sont des séries de feux en Chine qui ont été confrontées à la loi puissance (Song *et al.*, 2001). Là aussi, les résultats exposés semblent prouver une invariance d'échelle sur trois ordres de magnitude avec une pente variant entre 1,25 et 1,75 (deux exemples sont présentés dans la *Figure 38*).



(a) Structuration statistique des feux de forêt en Chine à plusieurs dates : entre 1950 et 1969 ($\alpha = 1,30$) et entre 1970 et 1989 ($\alpha = 1,25$). (b) Les régions chinoises présentent une loi puissance différentes : la province d'Heilong-Jiang ($\alpha = 1,09$) a une pente moins forte que la région autonome de Nei-Mongol ($\alpha = 1,17$).
Source : Song W., Fang W. et Wang B., *Self-organized criticality of forest fires in China*, 2001

Figure 38. Loi puissance et feux de forêt en Chine

La région méditerranéenne a été aussi le champ d'expérimentation de la loi puissance. L'espace méditerranéen américain (Californie) a ainsi été l'objet de plusieurs études (Malamud et al., 2005 ; Millington, 2003) (Figure 39). Pour les feux en Italie, un comportement en loi puissance semble ressortir mais avec une pente plus restreinte (variant entre 1,1 et 1,2) représentative de trois ordres de magnitude (Ricotta et al., 1999, 2001). Plus récemment, C. Ricotta suggère la présence de multiples « cassures » dans la distribution en loi puissance (Ricotta, 2003). Il propose ainsi la présence d'au moins trois formes différentes de structuration « rang / fréquence » dans les données. Mieux, il envisage que cette statistique peut être modélisée par une forme de loi puissance qui change en fonction de l'échelle considérée. D'autres études, qui ne traitent pas spécifiquement de la structuration en loi puissance du phénomène feu de forêt, ont évoqué le rôle de l'action humaine sur la taille de feux en Californie (Minnich, 1983) et ont envisagé cette propriété émergente en Suède sur des données couvrant une période de mille ans (Niklasson et Granström 2000).

La communauté scientifique n'est pas totalement en accord sur les performances du modèle *loi puissance* pour rendre compte des feux de forêt. Comme Ricotta (1999, 2001, 2003), Cumming (2001) et F.P. Schoenberg (Schoenberg et al., 2003) proposent une loi puissance sur des données tronquées. Bien avant ces travaux, la distribution exponentielle était une voie privilégiée de recherche (Baker, 1989). Plus récemment, Reed et McKelvey (2002) ont proposé une distribution de type *Weibull* comme modèle explicatif. Dans leur article, ces deux chercheurs ont ainsi suggéré qu'une simple loi puissance pour les distributions de feux de forêt est bien trop simpliste, donc invalide, pour décrire leur structuration rangs / fréquences sur l'ensemble de leur amplitude (des micros aux macros feux).

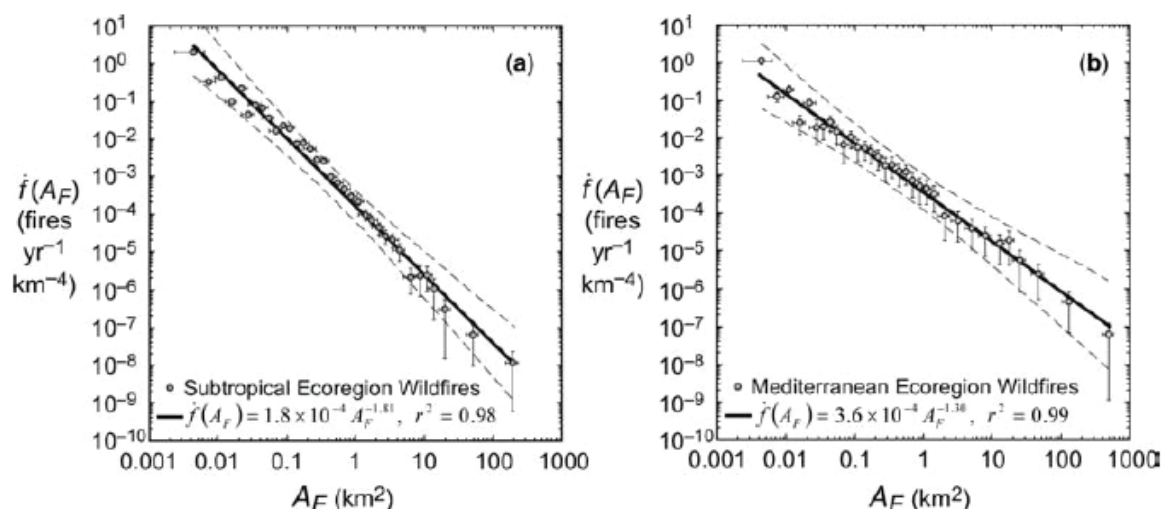


Figure 39. Quelques résultats sur les feux américains en région méditerranéenne et subtropicale

Auteurs	Régions étudiées	N	Ordres de magnitude	Tailles min.	Années	α	r^2
Malamud <i>et al.</i> 1998	USA	4 289	5	(...)	1986-1995	1,31	(...)
	West of US	120	2,5	Très grands feux	1150-1960	1,34	(...)
	USA boreal forest	164	2	Grands feux	1990-1991	1,43	(...)
	Australie	298	3	Très grands feux	1926-1991	1,49	(...)
Ricotta <i>et al.</i> 1999	Italie : Ligurie	9 164	3		1986-1993	1,72	
Song <i>et al.</i> 2001	Chine	(...)	3	Très grands feux	1950-1969	1,30	(...)
	Chine	(...)	3	Très grands feux	1970-1989	1,25	(...)
	Chine : Hei-long-jiang	(...)	2,5	Très grands feux	1950-1989	1,09	(...)
	Chine : Nei-meng-gu	(...)	2,5	Très grands feux	1950-1989	1,17	(...)
	Chine : Yun-Nan	(...)	1,2	(...)	1950-1989	1,76	(...)
	Chine : Guang-xi-Zhuang	(...)	1,2	(...)	1950-1989	1,35	(...)
Ricotta <i>et al.</i> 2001	Italie : Molise	1 236	1 et 3,5	(...)	1986-1993	1,2-1,9	(...)
	Italie : Cilento	508	1 et 3,5	Grands feux	1975-1996	1,3-2,1	(...)
	Italie : Simbruini	215	1 et 3,5	Grands feux	1970-1997	1,2-2,1	(...)
	Espagne : Sierra de Gredos	2105	1 et 3,5	(...)	1974-1999	1,1 à ; 2,2	(...)
	Espagne : Alicante	132	1 et 3,5	(...)	1973-1996	1,1 à ; 2,2	(...)
	Espagne : Ribera d'elbre	204	1 et 3,5	(...)	1983-1997	1,1 à ; 2,2	(...)
	France : Venaco (Corse)	335	1 et 3,5	(...)	1977-1997	1,2-1,8	(...)
	Grèce : Mont Penteli	336	1 et 3,5	(...)	1954-1996	1,2-1,5	(...)
Ward <i>et al.</i> 2001	Canada : Ontario	3 279	5 et 6	≥ 0,2 ha	1976-2000	1,25	(...)
Millington 2003	USA	537 713	6	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,61	(...)
	Canada, British Columbia	78 114	6	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,55	0,92
Zhang <i>et al.</i> 2003	Russie	2 764	3		2001	2,03	
Turcotte <i>et al.</i> 2004	Canada : Ontario, nord de la latitude 46°	15 308	5,5	≥ 0,2 ha	1976-1996	1,38	0,99
Song <i>et al.</i> 2005	USA	4 289	5	≥ 0,4 ha	1986-1995	1,31	0,98
	Japon	30 498	4	≥ 0,01 ha	1989-2000	1,75	0,98
	Japon	15 110	4	≥ 0,01 ha	1989-1994	1,75	0,98
	Japon	15 388	4	≥ 0,01 ha	1995-2000	1,75	0,98
	Chine	518	2	Très grands feux	1950-1989	1,31	(...)
Malamud <i>et al.</i> 2005	Hot continental	8 429	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,75	0,98
	Hot continental Mountains	7 353	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,75	0,98
	Marine	58	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,37	0,97
	Marine	3 875	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,53	0,99
	Méditerranée	475	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,3	0,99
	Mts Méditerranéennes	11 882	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,46	0,99
	Prairie	316	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,48	0,96
	Subtropical	16 423	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,81	0,99
	Mts Subtropicales	1 816	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,7	0,97
	Désert tempéré	2 391	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,39	0,99
	Mts du désert tempéré	885	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,39	0,98
	Steppe tempérées	2 466	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,46	0,99
	Steppe tempérées Mts	15 487	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,49	0,99
	Désert Trop/subtropical	2 379	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,47	0,98
	Trop/subtropical steppe	4 138	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,57	0,99
	Mts trop/subtropicales steppe	8 594	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,54	0,99
	Continental chaud	1 888	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,69	0,99
	Mts continental chaud	61	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-2000	1,68	0,99

Figure 40. Les feux de forêt en loi puissance : synthèse des principaux résultats à l'étranger

Dans la littérature sur le sujet, il y a donc une certaine incertitude pour savoir si la variabilité statistique de la taille des feux suit une loi puissance lorsqu'on envisage les données sur des ordres maximum de magnitude, si c'est plutôt le cas au dessus d'une taille minimale (X_{min} pour Newman, 2006) ou bien si le modèle en loi puissance est simplement incorrect pour notre phénomène. De plus, certaines études (Minnich, 1983 ; Minnich et Chou, 1997) ont essayé de saisir l'impact de l'activité anthropique sur les distributions observées. Malheureusement, tous ces travaux ne sont pas forcément comparables en raison de la grande diversité de précision des données qui, malgré un protocole d'analyse commun (proposé par B. Malamud et D. Turcotte en 1998), peut d'une certaine façon modeler les résultats (*Figure 40*).

3.3.2 Les conditions de mesure d'une loi puissance : précision ou pertinence ?

La principale contrainte d'analyse des séries statistiques de feux réside dans la quantité de valeurs prises en compte. En effet, alors qu'une distribution puissance ne prend réellement de sens qu'avec un nombre conséquent de valeurs, souvent proche de plusieurs milliers (Newman, 2006 ; Mitzenmacher, 2003), beaucoup d'auteurs se contentent d'une centaine d'événements (quelques fois moins) pour définir les paramètres de la distribution. Par ailleurs, l'utilisation des densités de fréquences revient à fortement discrétiser les valeurs et donc à réduire encore le nombre de valeurs utilisées. Avec quelques dizaines de feux (P. Fiorucci va jusqu'à calculer l'exposant α avec 15 feux) (*Figure 43*), c'est donc au mieux quelques points qui servent ici de support au calcul d'une loi puissance. La fragmentation excessive des données peut ainsi faire perdre la lisibilité et surtout la pertinence d'une telle mesure. En effet, l'exposant α caractérise le ratio entre les très petits et les très grands feux dans une série de données (Malamud et *al.*, 2005 ; Millington, 2003). Or, avec un très petit nombre de feux (15 dans le cas extrême énoncé plus tôt), ce ratio est intrinsèquement tronqué. Heureusement, tous les auteurs ne franchissent pas cette limite méthodologique (*Figure 40*), limite qui est plutôt logique par ailleurs.

La plus grande base de données analysée comporte plus de 500 000 feux (USA entre 1970 et 2000). En fait, le nombre d'événements dépend évidemment de la qualité des recensements qui sont très variables d'un pays à l'autre. En ce qui concerne cette base américaine, la précision est assez importante (0,4 ha ce qui est assez remarquable en raison de la taille du pays qui nécessite un système de recueil très lourd à gérer). Cette précision est deux fois plus forte pour les feux au Canada (0,2 ha dans l'Ontario).

Au Japon, la taille minimum des feux recensés est de 0,01 ha (100 m²), ce qui en fait, à l'heure actuelle, la base la plus précise qui a déjà été exploitée avec la loi puissance. Il est intéressant de remarquer que le coefficient de détermination est toujours très bon, lorsqu'il est mentionné dans les résultats. Sa valeur minimale est de $r^2 = 0,92$ pour les feux au Canada pour la Colombie Britannique (Millington, 2003). Il tend le plus souvent entre $r^2 = 0,97$ et $r^2 = 0,99$, ce qui *a priori* confirme l'intérêt d'une loi puissance pour comprendre la structuration statistique des feux de forêt. Les périodes étudiées vont de 800 ans³⁹ (Malamud et al., 1998) à 6 ans (Malamud et al., 2005) voire même à une seule année (Zhang et al., 2003).

Les auteurs semblent plutôt privilégier une fenêtre décennale pour mesurer l'exposant α de la loi puissance (Turcotte, 2004 ; Song et al., 2001, 2005). En fait, plus l'échelle temporelle est large plus la structuration en loi puissance prend du sens car le nuage de points s'épaissit. Tout l'intérêt d'une telle approche réside en effet dans la caractérisation du ratio entre les grands et les petits feux : plus la valeur de la pente est forte, plus la part des grands feux sur le total est importante (Malamud et al., 1998, 2005 ; Millington, 2003). Or, une fenêtre temporelle trop étroite (annuelle par exemple pour les travaux de Zhang et al., sur les feux de forêt en Russie de l'année 2001) nous prive intrinsèquement des feux les plus extrêmes, et ce d'autant plus que l'échelle spatiale envisagée est grande (au sens géographique donc fine). L'envie d'une caractérisation fine du régime des feux de forêt (à l'année et à une échelle communale par exemple) peut ainsi conduire à des biais qui faussent dans une certaine mesure la structuration statistique des données. Comme cela a été évoqué en amont, la figure suivante (*Figure 43*) est un bon exemple des manipulations « limites » sur les données.

Les auteurs (Fiorucci, Gaetani et Minciardi, 2006) ont cherché à caractériser la pente de la distribution des densités de fréquences normalisées pour les feux dans des communes italiennes (Ligurie). La précision des données sur les feux s'établit à 1 ha ce qui donne aux chercheurs, il faut bien en convenir, un échantillon statistique respectable de 14 730 feux entre 1987 et 2004. Néanmoins, ce seuil est très haut par rapport aux valeurs proposées par les autres chercheurs (0,4 ha aux États-Unis, 0,2 ha au Canada et 0,01 ha au Japon). Il est également très haut par rapport aux données françaises (0,001 ha depuis 1992).

³⁹ Les données ont été recueillies à partir de récits locaux conservés dans les bibliothèques et grâce aux traces des feux dans les arbres les plus anciens. La datation précise est possible par rapport à la position du carbone dans l'éventail des couronnes de croissance de l'arbre.

(a) Eté						(b) Hiver					
Zone	β	$\log\alpha$	ρ	N	λ	Zone	β	$\log\alpha$	ρ	N	A
Z1	-1.461	-3.075	-0.964	81	34	Z1	-1.517	-2.943	-0.957	108	368
Z2	-1.742	-3.097	-0.979	349	76	Z2	-1.679	-3.250	-0.985	129	567
Z3	-1.533	-2.876	-0.968	227	49	Z3	-1.551	-3.026	-0.973	397	1172
Z4	-1.494	-3.193	-0.965	189	80	Z4	-1.699	-2.744	-0.979	796	918
Z5	-1.472	-2.918	-0.970	95	27	Z5	-1.419	-2.607	-0.972	52	126
Z6	-1.385	-3.147	-0.970	63	43	Z6	-1.198	-2.274	-0.984	15	41
Z7	-1.595	-2.756	-0.995	94	20	Z7	-1.484	-2.287	-0.978	111	78
Z8	-1.704	-2.639	-0.965	741	59	Z8	-1.523	-1.982	-0.958	128	40
Z9	-1.404	-2.741	-0.979	51	14	Z9	-1.506	-1.901	-0.985	103	30
Z10	-1.901	-3.786	-0.956	86	66	Z10	-1.469	-2.432	-0.971	119	126
Z11	-1.357	-2.626	-0.993	43	14	Z11	-1.181	-2.203	-0.962	37	56
Z12	-1.390	-2.378	-0.969	51	65	Z12	-1.693	-2.699	-0.978	975	873
Z13	-1.210	-1.823	-0.968	24	15	Z13	-1.526	-2.627	-0.988	88	135
						Z14	-1.244	-2.271	-0.996	71	123
						Z15	-1.579	-2.194	-0.970	691	318
						Z16	-1.411	-2.435	-0.949	49	66
						Z17	-1.623	-2.512	-0.989	238	233

Figure 43. Caractéristiques des zones identifiées en Ligurie (Italie) par P. Fiorucci et al. (2006)

Les résultats sont probablement biaisés par l'absence de ces très petits feux qui représentent en France la très grande majorité des événements. Le mode des distributions en PACA est en effet de 0,1 ha, ce qui indique qu'environ 16 000 feux sont inférieurs ou égal à cette valeur. La comparaison avec les feux en PACA n'est pas anodine puisque la Ligurie et PACA sont deux régions limitrophes. Il semble alors assez raisonnable de penser que la région italienne accueille des très petits feux dans le même ordre de grandeur qu'en PACA (qui sont donc invisibles ici). Les valeurs de l'exposant α de la loi puissance reflète ainsi un panorama statistique quelque peu tronqué.

Par ailleurs, les auteurs ont choisi l'échelle communale comme échelle de référence pour construire des « zones homogènes » tout en séparant les feux d'hiver et ceux estivaux. Cette fragmentation spatiale associée à une forte discrétisation des données qui étaient au préalable assez conséquentes (14730 feux entre 1987 et 2004) amènent les auteurs à caractériser des échantillons très (trop) étroits. Non seulement, en effet, certaines communes n'ont pas accueilli de feux durant les périodes étudiées, mais en plus la majorité des zones qui résultent de cette agrégation spatiale ont moins de 100 événements pour servir de support à l'analyse (et même quelquefois moins de 50).

Cet exemple doit nous servir de mise en garde concernant le compromis difficile, mais nécessaire entre la finesse de l'analyse (qui concerne celle des données, l'échelle spatiale et l'échelle temporelle) et la pertinence statistique. Ceci nous amène à poser notre posture d'analyse pour les feux français. Il s'agit d'exploiter au mieux la précision des données tout en limitant les biais méthodologiques :

- Travailler avec des séries de feux (presque) exhaustives (recensement des plus petites superficies brûlées comme des plus grandes). Dans notre cas, nous pouvons profiter de données qui couvrent jusqu'à sept *ordres de magnitude* (la base *Prométhée* recense les feux avec une précision à 0,001 ha soit 10 m² depuis quinze ans et le plus grand feu enregistré est d'environ 11 000 ha), pour reprendre une expression proposée dans la littérature (Malamud, 1998) ;
- Changer d'échelles spatiales pour voir en quoi cela modifie la structuration des statistiques des séries de feux, mais sans aller jusqu'à l'échelle communale qui implique une trop grande fragmentation des échantillons. Nous commencerons par l'échelle la plus petite (Sud-est) afin d'essayer de faire une structure très stable qui servira de point de repère lorsque des territoires plus petits seront abordés (régions, départements, zone locale d'étude comme la maille DFCI de 20 km²). De même et dans la même logique, c'est toute la durée de l'enregistrement qui sera d'abord explorée (1973-2006) ;
- Comparer pour un même espace la structuration en loi puissance des séries de feux à plusieurs périodes. Il s'agit de voir d'une part dans quelle mesure le ratio grands feux / petits feux a été sensible aux actions de lutte et de prévention qui ont profondément évolué depuis une trentaine d'années, et d'autre part de mesurer quel accroissement de stabilité à la structure confère l'ajout de tranches temporelles de mesure après une analyse sur un temps initial.

Conclusion

L'évaluation habituelle d'un phénomène naturel dans un territoire est le plus souvent effectuée localement à partir des données topographiques et de l'occupation du sol (végétation, densité humaine, surfaces agricoles, etc.). Or, cette évaluation peut également se servir des données historiques concernant les occurrences d'incendies de forêt dans le territoire étudié. Néanmoins, cette approche, dite « structurelle », ne peut pas seulement être considérée selon la fréquence des événements. En effet, les incendies de forêt sont caractérisés par un grand nombre d'événements de très basse intensité, dont la gestion nécessite une mobilisation limitée des ressources, et peu d'événements extrêmes, dont l'occurrence implique l'intervention et la coordination d'une très grande quantité des ressources disponibles au sein d'une société afin de tenter d'y faire face. La loi puissance semble caractéristique de ce phénomène. C'est probablement l'ordre supérieur de type statistique qui permet d'envisager le feu de forêt en dépassant largement l'unicité des lieux et la « vérité » du terrain, qui restent encore aujourd'hui attrayantes pour beaucoup.

La structuration en loi puissance du phénomène feu de forêt est un sujet relativement récent, mais qui recèle des informations susceptibles de répondre aux sentiments de surprise qui accompagnent presque systématiquement l'émergence du phénomène. L'utilisation du terme « émergence » à la place d'un autre est tout à fait requise (*éclosion* renvoi ainsi à l'aspect mécanique alors que c'est plutôt l'aspect systémique auquel on veut faire référence). Comme on s'attachera à le démontrer progressivement, ce phénomène est en effet issu d'un système complexe. Le principe de l'émergence est donc fondamental pour envisager l'irrégularité du phénomène comme un moyen original de quantification d'un *régime* de feux.

Dans la littérature, la loi puissance a été envisagé dans cet objectif et comme support à une posture analytique en géographie que l'on souhaite prolonger et améliorer dans cette thèse (Turcotte et Malamud, 1998 ; Malamud et *al.*, 2005). Cependant, la loi puissance implique le principe de l'auto-similarité, c'est-à-dire que la structuration statistique de l'objet ou de la série de données se réitère sans évoluer dans l'ordre des échelles.

Cette posture intellectuelle suppose donc d'envisager la complexité théorique du phénomène incendiaire puisque les rugosités spatiales et la finitude du monde doivent nécessairement perturber d'une certaine manière la « pureté » de cette distribution des probabilités.

En effet, parce que le phénomène dépend et se confronte à des variables physiques plus ou moins nombreuses et différemment agrégées selon les espaces, des conséquences statistiques fondamentales sont probablement à envisager : le passage de l'invariance à la covariance d'échelle et la présence d'un seuil plus ou moins élevé à partir duquel la fréquence d'émergence du phénomène est presque nulle. Si cela se vérifie, on pourra alors considérer ce seuil (nécessairement variable selon les espaces) comme l'échelle maximale d'intensité des incendies de forêt. Le chapitre qui va suivre sera primordial dans la construction de notre projet analytique. Il convient donc naturellement de préciser brièvement ces deux points essentiels.

D'une part, les contraintes physiques et climatiques doivent être de plus en plus prégnantes à mesure que l'on envisage les grandes tailles de surfaces brûlées. Il y a donc nécessairement des écarts de plus en plus grands entre la fréquence théorique issue de l'invariance d'échelle (loi de *Pareto*) et celle qui est observée dans la réalité. C'est là l'effet probable de la manifestation dans l'espace tangible d'un phénomène complexe. Ainsi, si l'invariance d'échelle est une propriété tout à fait adaptée pour les figures géométriques classiques et théoriques auxquelles il est souvent fait référence dans la littérature (*flocon de neige* de Von Koch ou *tapis de Sierpinsky* par exemple), c'est le principe de la covariance d'échelle qui est probablement le plus adéquat pour rendre compte de la complexité statistique du phénomène incendiaire.

Par ailleurs, et en raison de cette covariance, il y a probablement une échelle limite au phénomène. Cette échelle limite doit varier selon le niveau des contraintes qui agissent sur chaque événement ou, si l'on envisage le problème d'un autre point de vue, selon le potentiel incendiaire des espaces. On se situe alors clairement dans une démarche de différenciation spatiale en tentant de mettre en relation les différentes situations géographiques avec les contraintes mesurables dans les séries statistiques qui reflètent d'une certaine manière leur mémoire incendiaire.

C'est donc les différents régimes de feux de forêt que nous souhaitons envisager. Dans cette perspective, nous ferons appel à un ajustement parabolique de la structuration puissance qui a déjà été éprouvé pour de nombreux phénomènes naturels (éruptions solaires) et humains (hiérarchies urbaines) et qui constitue le socle du *Modèle Fractal Parabolique* (Laherrère, 1996 ; Martin, 2003 et 2004).

Chapitre 4. La covariance d'échelle dans les séries de feux de forêt

*« Dans les chemins que nul n'avait foulés, risque tes pas !
Dans les pensées que nul n'avait pensées, risque ta tête ! »*

Anonyme, 1968
Odeon, escalier, hall



Table des matières

Chapitre 4

Introduction	131
<i>4.1 Des fractales rectilignes aux fractales paraboliques.....</i>	<i>133</i>
4.1.1 Définition et mesure d'une distribution de type Fractal Parabolique	133
4.1.2 Quelques exemples de distributions de type fractal parabolique.....	138
4.1.3 Le cas des feux de forêt : inadéquation de la loi de Pareto.....	140
<i>4.2 Modèle Fractal Parabolique et feux de forêt : approche régionale et départementale.....</i>	<i>152</i>
4.2.1 Différenciation des espaces selon les paramètres du modèle FP.....	152
4.2.2 Corrélation des paramètres du modèle Fractal Parabolique : résultats et schéma de synthèse	160
4.2.3 Analyse des résidus et situations géographiques.....	166
<i>4.3 Modèle Fractal Parabolique et feux de forêt : approche à méso échelle par le maillage DFCI.....</i>	<i>172</i>
4.3.1 Stabilité de la structure parabolique à l'échelle DFCI : les régimes locaux de feux	172
4.3.2 Régimes de feux locaux et situations géographiques	180
4.3.3 Analyse des résidus et proposition d'un indice synthétique.....	183
Conclusion.....	195

Introduction

La variabilité de la taille des surfaces brûlées par des feux de forêt est très importante. Elle est telle que les outils traditionnels restant enracinés dans une perspective locale pour décrire une série de données ne sont plus adéquats. En effet, les distributions statistiques des tailles de surfaces brûlées par les feux ne sont pas gaussiennes, ce qui exclut généralement l'utilisation de la moyenne et de l'écart-type pour différencier les espaces de manière pertinente. Dans la littérature sur le sujet, il est généralement admis que le phénomène qui nous intéresse ici se structure en loi puissance (études aux États-Unis, en Italie, en Chine, en Australie, au Japon). Une loi puissance implique un rapport simple entre la taille des événements et leurs fréquences d'occurrence. Plus les surfaces brûlées par des feux sont importantes, moins elles sont fréquentes, ce qui explique en partie la dominance en nombre des très petits feux. Cet ordre statistique dépasse la spécificité des lieux et permet d'établir une récurrence fondamentale susceptible de faire évoluer l'appréhension du phénomène feu de forêt chez les hommes de terrain, comme dans la communauté scientifique.

Dans les travaux existants, il existe un quasi-consensus pour dire que ce rapport rang-taille, que les géographes connaissent bien pour la taille des villes (Moriconi-Ebrard, 1993 ; Guérin-Pace, 1993 ; Pumain, 1982 ; Sanders, 1992), est un rapport puissance. L'exposant α caractérise alors la pente générale de la distribution qui indique la hiérarchie entre les petits et les grands feux. Il semble donc logique de confronter la base de données *Prométhée* qui recense les feux en France à la méthode d'analyse de la loi puissance proposée par D. Turcotte et B. Malamud (1998). Il n'existe en effet aucune application sur le cas de la France⁴⁰. Pourtant, les données sont assez anciennes (34 ans), nombreuses (près de 90 000 feux recensés), souvent plus précises que celles qui sont utilisées à l'étranger (la taille des feux varie approximativement entre 0,0001 ha et 10 000 ha ; le plus grand feu est cent millions de fois plus étendu que le plus petit) et couvrent un territoire assez vaste (tout le pourtour méditerranéen français soit trois régions et quatorze départements pour une superficie d'environ 80 000 km²). La quantité de données à notre disposition nous permet d'envisager une approche multi échelle, c'est-à-dire de comparer des espaces de taille différente pour voir en quoi un changement d'échelles modifie ou bien confirme la structuration statistique hiérarchique des feux de forêt en France (Sud-est).

⁴⁰ A l'exception d'une zone d'étude en Corse (≈ 3500 ha) à partir de données (335 feux entre 1977 et 1997) fournies par Serge Rambal (UMR 5175 CEFE – Département Fonctionnement des Ecosystèmes - Montpellier) à C. Ricotta (Université de Rome, département de biologie végétale) dans le cadre du projet européen LUCIFER.

La première échelle envisagée est celle de l'ensemble du Sud-est français, qui n'existe pas d'un point de vue administratif, mais qui forme un ensemble climatique assez cohérent (le climat méditerranéen y domine largement). C'est donc à l'échelle la plus large possible que nous étudierons en premier lieu les feux français. Nous comparerons alors nos résultats avec ceux proposés dans la littérature pour d'autres pays. Par ailleurs, nous appliquerons la même procédure de traitement pour les feux de forêt au Canada (≥ 200 ha entre 1959 et 1999).

La seconde étape d'analyse consistera à dissocier les trois régions françaises (Corse, PACA et Languedoc-Roussillon) pour mettre en lumière, le cas échéant, des régimes de feux différents. La même procédure d'analyse sera ensuite développée à l'échelle des départements. C'est donc sur un total de quatorze entités administratives que la structuration en loi puissance des séries de feux sera éprouvée. Pour répondre à des attentes opérationnelles et pour explorer localement la variabilité du phénomène, nous utiliserons le maillage DFCI⁴¹ comme approche la plus fine possible (spatialement) d'un régime de feux de forêt. Il s'agira ainsi d'essayer de définir des régimes locaux du phénomène feu de forêt.

Le Sud-est français présente une distribution de feux non gaussienne. Cette particularité se retrouve aux échelles régionales et départementales (nous l'avons démontré précédemment), ce qui implique que la désagrégation spatiale ne supprime pas l'existence d'une homothétie interne qui se traduit fort probablement par une relation en loi puissance. Si elles sont assez bien modélisées par une loi de type Pareto (qui est avant tout une fonction de probabilité qui est largement employée dans la littérature), nous pourrions alors les comparer selon l'exposant α de la loi puissance. Si par contre elles présentent une courbure, cela nous amènerait à laisser de côté le principe de l'invariance d'échelle tel qu'il a été proposé il y a quarante ans (B. Mandelbrot, 1975) et repris abondamment dans la littérature sur les phénomènes destructeurs (depuis Bak et *al.*, 1988) pour celui de la covariance d'échelle (Nottale, 1997 ; Martin, 2003 et 2004). Nous pourrions alors envisager de rapprocher les paramètres obtenus sur des ajustements fractals paraboliques à des contraintes physiques et climatiques qui peuvent varier assez fortement selon les espaces. C'est ainsi que la situation géographique d'un lieu devrait nous renseigner sur l'homothétie interne des séries statistiques des feux qui s'y sont déployés entre 1973 et 2006. Les lieux proches devraient ainsi présenter des régimes de feux qui se ressemblent. L'objectif est de participer à la mise en lumière des règles qui déterminent la variabilité de la taille des incendies de forêt.

⁴¹ Défense de la Forêt Contre les Incendies

4.1 Des fractales rectilignes aux fractales paraboliques

Dans le troisième chapitre, nous avons décrit l'approche habituelle de la distribution en loi puissance des séries de surfaces brûlées par les feux. Les travaux présentés par les chercheurs sur le sujet font appel à un niveau de compétence statistique qui peut parfois dépasser celui que l'on peut mettre en œuvre dans cette étude. Néanmoins, il semble bien qu'à la base de leurs réflexions, on trouve l'idée d'invariance d'échelle qui se traduit par des distributions puissances, et que cela relève plus d'un *a priori* largement ancré dans les mentalités que d'un fait bien établi. En effet, comme d'autres phénomènes, les distributions de feux de forêt semblent être fractales paraboliques, c'est-à-dire covariantes d'échelle.

4.1.1 Définition et mesure d'une distribution de type Fractal Parabolique

Comme nous l'avons vu auparavant, il est intéressant de faire un recensement le plus complet possible des différentes surfaces brûlées par les feux de forêt puis de les classer par taille décroissante et de représenter cette série rang-taille sous forme graphique. L'amplitude des ordres de grandeur est importante (pour les feux français, elle va jusqu'à 8 ordres de magnitude), il est par conséquent logique d'utiliser des échelles logarithmiques. Sur le graphique, le tracé prenant pour abscisse le logarithme du rang et pour ordonnée le logarithme de la taille, est bien souvent approximativement rectiligne. C'est en tout cas la conclusion de tous les chercheurs sur la thématique des incendies de forêt (Turcotte et Malamud, 1998 ; Malamud *et al.*, 1998 dans *Science* ; Ricotta *et al.*, 2001, 2003 ; Millington, 2003 ; Malamud, 2005 ; Fiorucci *et al.*, 2006). Comme les incendies, de nombreuses distributions appartenant à des domaines naturels (séismes, avalanches) ou anthropiques (utilisation des mots, intensité des guerres, popularité des sites internet, répartition des richesses, taille des villes) sont globalement modélisées par des lois de type Pareto (M.E.J. Newman, 2006). Cependant, « *une telle approche purement linéaire, après transformation convenable des échelles, de phénomènes tels que les précédents est insuffisante* » (Laherrère, 1996, p. 1). Par ailleurs, la courbure observée sur les graphiques log-log, dans les échantillons expérimentaux, semble le plus souvent être présente tout au long de l'échelle, ce qui ne devrait pas être le cas avec un modèle de type Pareto pur.

De plus, « la plupart des tracés publiés ne comportent qu'un nombre réduit de points, or des exemples plus récents faisant intervenir des milliers de points montrent bien une continuité de la courbure aussi bien pour les premiers rangs que pour les rangs très élevés » (J. Laherrère, 1994).

En géographie, la prise en compte de ce type de courbure est un sujet récent. Elle concerne des séries statistiques (voir les travaux en cours de Maxime Forriez à l'université d'Avignon sur les distributions rang-taille des villes à partir des données fournies par F. Moriconi-Ebrard). C'est donc plutôt dans cette voie statistique que nous nous situons ici. Cette courbure se retrouve également dans d'autres thématiques comme celle des hiérarchies économiques : la rémunération des PDG et le chiffre d'affaire de certaines entreprises (Zadjenweber, 1972, 2000 ; Martin, 2004). Elle concerne aussi certains objets physiques (le massif de l'Aigoual par Ph. Martin, 2003, 2004) ou des structures spatiales (zone de chalandise mesurée par le rayon d'un disque centré sur le lieu de fréquentation des services et l'importance de cette fréquentation : J.L. Bonnefoy, 1993). Le phénomène est donc très général et semble lié à la finitude du monde (Martin, 2004).

Comme l'a indiqué Ph. Martin (Géopoint, 2004), la courbure pose un problème d'ordre général et un problème pratique : « *Le problème d'ordre général est celui de la signification théorique de cette courbure. Le problème pratique est celui de sa mesure* » (Martin, 2004, p. 333). Nous traiterons de sa signification à la fin de ce chapitre. Le problème pratique consiste à mesurer le plus fidèlement possible cette courbure.

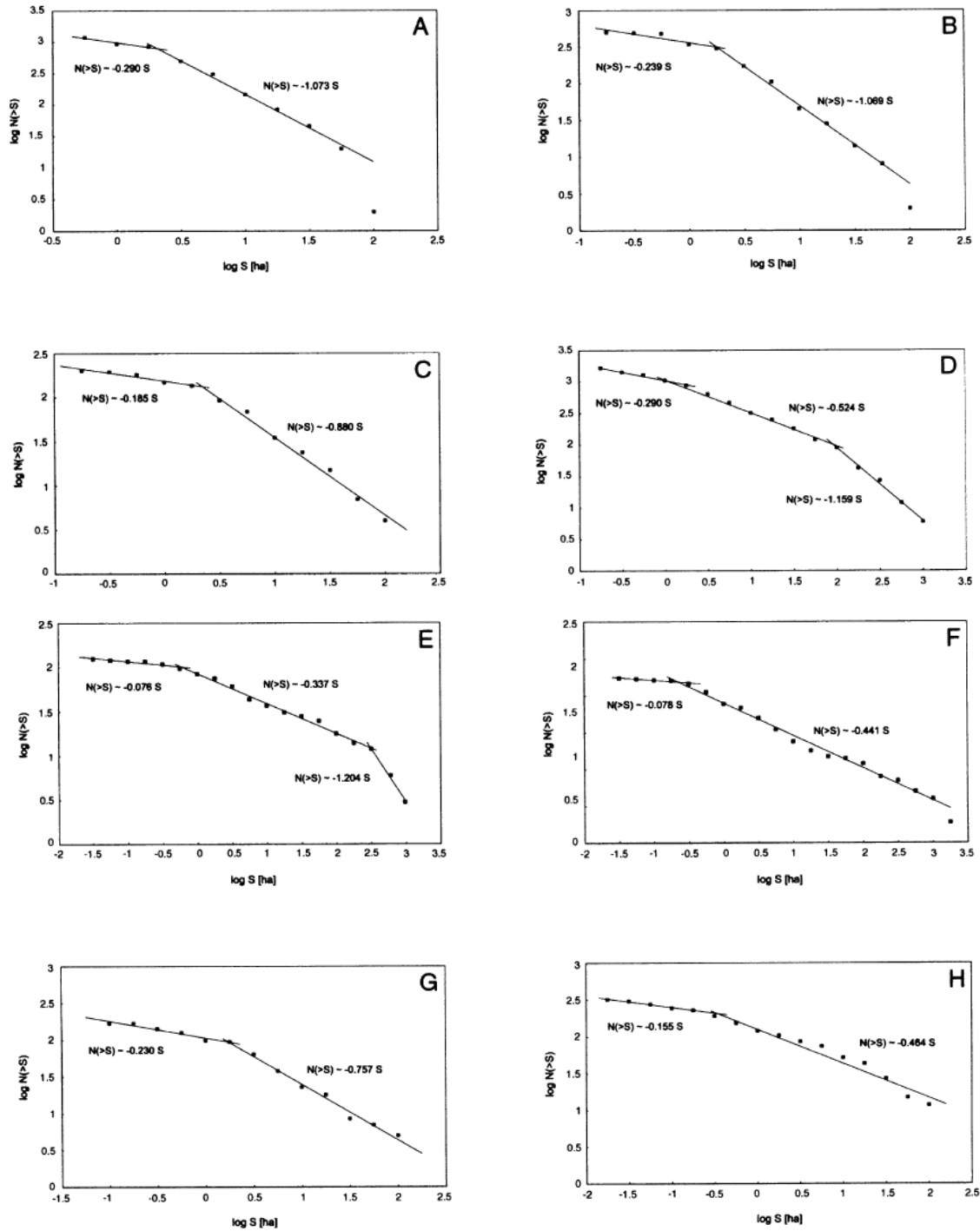
Dans la thématique des feux, ce problème a déjà été soulevé (Ricotta, 2001) mais c'est la solution technique proposée qui semble inappropriée (*Figure 44* p. 136). En effet, les auteurs n'ont pas totalement abandonné l'idée d'une loi de type Fractal Linéaire en remplaçant la seule droite de régression par plusieurs segments de droite. L'hypothèse sous-jacente à cette démarche est que la distribution hiérarchique des feux est la synthèse de plusieurs « régimes » de feux articulés dans l'ordre des échelles des surfaces brûlées : l'un pour les très petits feux, un autre pour les feux intermédiaires, et enfin un troisième pour les très grands feux. Selon les espaces, les seuils et le nombre des segments évoluent pour rendre compte de la distribution observée. Quelle est alors la limite pour la définition d'un petit ou d'un grand feu ? De plus, quel(s) sens peut-on donner aux ruptures de pente qui seront donc des seuils ? La subjectivité est en conséquence très grande et le discours très difficile à construire pour justifier de cette fragmentation des données.

En géographie, de telles structures où la dimension fractale semble évoluer dans les échelles ont déjà été étudiées. Comme dans l'exemple ci-contre, elles sont généralement interprétées comme une sorte d'imperfection du caractère fractal de l'objet physique ou statistique. L'idée de perfection étant, comme le souligne Ph. Martin, « celle, toute relative, des fractales déterministes théoriques qui présentent la même dimension à toutes les échelles » (Martin, 2003, p. 250). Le principe de l'invariance d'échelle qui domine les démarches analytiques semble néanmoins insuffisant, au moins pour les thématiques citées ici et celle des incendies de forêt qui fait l'objet de cette thèse.

Dans notre thématique, il est en effet très difficile de rapprocher un changement de pente à un niveau scalaire. De plus, on ne fait pas clairement référence à un objet spatial particulier, mais à une hiérarchie de valeurs. La discontinuité dans l'ordre des échelles pour une série statistique de feux peut difficilement être mise en relation avec un processus particulier qui expliquerait cette « brisure ». Dans leurs travaux sur la forme urbaine, D. Frankhauser et D. Pumain (2001) proposent eux aussi de décomposer la distribution des points à l'aide de segments. Ils mettent en relation l'échelle correspondante à l'angle formé par ces deux segments avec une discontinuité majeure de l'étalement urbain. Dans leur exemple sur la ville de Besançon, c'est le Doubs qui fait office « d'élément perturbateur ». La comparaison avec notre travail est néanmoins discutable puisque si la forme reste au cœur des préoccupations et que l'idée sous-jacente reste la même, les données sont très différentes.

Malgré tout, il est assez simple techniquement de rendre compte d'une discontinuité apparente en ajustant localement des segments de droite sur quelques points. Le faible nombre de points est déjà un problème en soi, et c'est même en raison de ce faible nombre de points qu'une ou plusieurs discontinuités semblent apparaître. Mais comme on le devine aisément (*Figure 44*), cette solution pratique ne rend pas compte de la continuité et de la régularité de la courbure qui sont visibles dans au moins six des exemples proposés par C. Ricotta et son équipe. Il est donc souhaitable d'y répondre aussi globalement que possible.

4.1 -Des fractales rectilignes aux fractales paraboliques-



Distributions rang-taille de forme cumulative pour les séries de feux dans la région de Molise en Italie (A), du Cilento (B), des montagnes de Simbruini (C), de la Sierra de Gredos en Espagne (D), de la région d'Alicante (E), du Ribera d'Ebre (F), de la région de la Venaco en Corse (G) et dans les Monts Penteli en Grèce (H). Pour chaque série de données, le nombre de feux $N(\geq S)$ avec une taille supérieure à S est représenté dans un graphique bi-logarithmique.

Source: C. Ricotta *et al*, *Self-organized criticality of wildfires ecologically revisited*, Ecological Modelling, 2001

Figure 44. Prise en compte par des segments de droite de la courbure des distributions hiérarchiques des surfaces brûlées par les feux de forêt

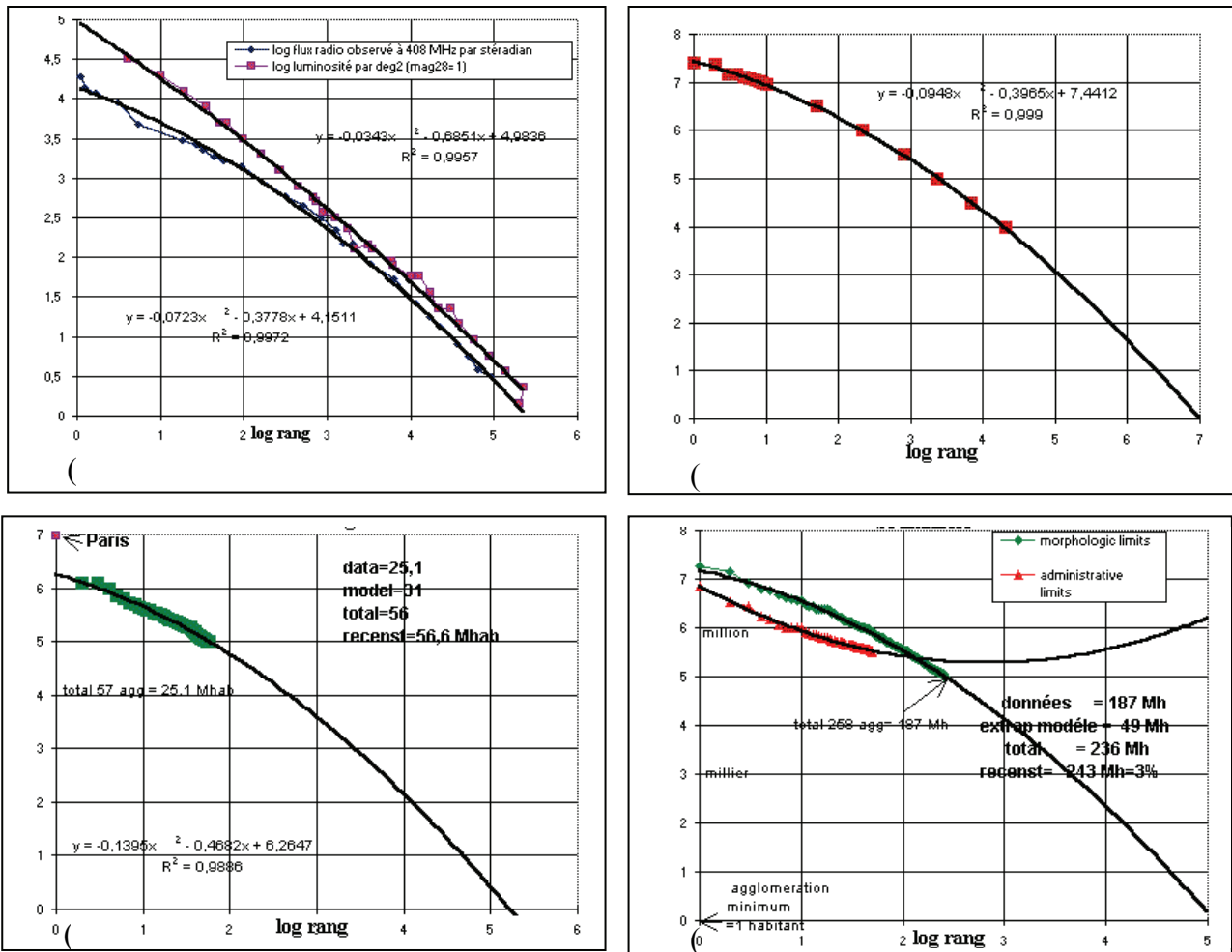
Une solution consiste à utiliser une relation parabolique sur les logarithmes des variables. Comme l'a suggéré Ph. Martin (Géopoint, 2004) dans son article sur les chiffres d'affaires et les villes et appliqué également aux objets en deux dimensions (Mont Aigoual en France par exemple), nous reprenons la méthode proposée par J.P. Rigaut (1987) et développée récemment par D. Queiros-Conde (2003) et par Ph. Martin (2003). Il s'agit de calculer la relation polynomiale d'ordre deux :

$$(\ln)y = (\ln)ax^2 + (\ln)bx + c.$$

Pour calculer une régression polynomiale, nous devons faire évoluer la méthodologie proposée dans la littérature en déterminant le logarithme des surfaces brûlées et celui des densités de fréquences normalisées. En effet, une simple représentation graphique des valeurs brutes sur des axes logarithmiques ne permet pas de calculer une régression polynomiale qui nous servira à mesurer la courbure des distributions. Dans ce modèle polynomial, le paramètre - b- est la pente de la courbe au niveau des plus petites fréquences (des plus grands feux). Le paramètre -a- est dit coefficient de courbure (Laherrère, 1996 ; Pillet, 1997 ; Martin, 2003, 2004) qui sera noté *Cc*. C'est ce paramètre qui va exprimer l'intensité de la courbure. « *Il contrôle l'inclinaison de la pente entre les points* » (Martin, 2004, p. 335).

Avant de confronter nos données à ce modèle, nous prenons le temps de décrire les premiers exemples qui ont été recensés dans la nature et dans les structures anthropiques. Tirés d'un article de J. Laherrère, fondateur du modèle *Fractal Parabolique* (1996), ces exemples nous aident à mieux saisir la variabilité de la taille que peut prendre le phénomène feu de forêt dans ses manifestations. Notre thématique pourra ainsi servir de support au développement d'une réflexion théorique encore en plein essor.

4.1.2 Quelques exemples de distributions de type fractal parabolique



Distribution rang-taille en valeurs logarithmiques des radiosources galactiques et de l'intensité lumineuse des galaxies (a), des plus grandes agglomérations du monde (b) avec les données construites par F. Moriconi-Ebrard (1993), des villes françaises où « l'effet-roi » est remarquable (c), et des villes américaines (d). La courbure des distributions se vérifie dans chacun de ces exemples et, contrairement à un modèle Fractal Linéaire, permet une extrapolation des valeurs souvent très proches de la réalité.
 Source : Jean Laherrère, *Distribution de type fractal parabolique dans la nature*, Comptes Rendus de l'Académie des Sciences, Série II a: Sciences de la Terre et des Planètes, publié t.322, Série IIa n.7, p.535 à 541, 4 Avril 1996

Figure 45. Distributions de type fractal parabolique dans la nature

En 1978, J. Lequeux a mis en évidence un tracé non rectiligne de l'intensité des radiosources galactiques (a). Il l'interprète par un possible défaut d'observation des sources (hypothèse reprise par la plupart des chercheurs qui, face à une courbure évidente des distributions, supposent un probable défaut de recensement des feux de forêt). L'intensité lumineuse des galaxies a pu être mesurée par la suite (Metcalfé *et al.*, 1991). Dans cet exemple, un ajustement sur les mesures est également parabolique ($Cc = -0,03$ et $-b = 0,68$ avec $r^2 = 0,996$). Ces paramètres sont assez différents de ceux des radiosources ($Cc = -0,07$ et $-b = 0,38$ avec $r^2 = 0,997$), mais les deux courbes sont, dans l'ensemble, assez parallèles.

A partir des données construites par F. Moriconi-Ebrard (Moriconi-Ebrard, 1993) sur les plus grandes agglomérations du monde (b), on observe une courbure assez marquée de la distribution rang-taille avec des valeurs logarithmiques ($Cc = 0,0948$). Dans cet exemple, seuls quelques points ont été reportés par J. Laherrère à partir d'un fichier original contenant 20 843 agglomérations mondiales de plus de 10 000 habitants. Le coefficient de détermination est excellent ($r^2 = 0,999$).

Toujours à partir des données de F. Moriconi-Ebrard (1993), le cas des agglomérations françaises a été étudié (c). Le tracé montre une anomalie pour le premier rang. Le tracé est parabolique, sauf pour Paris : c'est *l'effet Roi* (Laherrère, 1994, 2005). Cette métaphore illustre une situation où une entité « élimine » ses rivaux directs pour assurer son pouvoir. La construction historique de l'espace français est caractéristique de cette structuration particulière. Paris, avec une agglomération de près de dix millions d'habitants, est suivie par des agglomérations de l'ordre d'un million. Sans Paris, le tracé est parabolique ($Cc = -0,5$ avec $r^2 = 0,989$) et l'extrapolation fournit une population totale en accord avec la réalité. Le phénomène décrit ici est anthropique et politique. Il semble qu'aucune autre structuration de ce type n'a été vue dans la nature.

La même analyse a été menée par J. Laherrère sur les agglomérations américaines (d). La différence est très nette selon qu'elles sont envisagées du point de vue des limites morphologiques d'une entité urbaine ou par les limites administratives. C'est donc un problème des sources de données qu'a relevées l'auteur de ce graphique. La hiérarchie est en relation profonde avec la cohérence des entités. Celles-ci doivent être considérées en fonction de cette cohérence, ce que ne fait pas pour des raisons historiques et politiques le découpage administratif. Le problème serait le même dans notre thématique si on coupait les surfaces brûlées par département ou par commune. L'apprentissage qui résulte de cet exemple est que pour saisir au mieux la structuration statistique du phénomène, il faudrait prendre en compte toute la surface brûlée par des feux sans autres considérations (ni administrative, ni végétale).

À partir des limites morphologiques des entités urbaines, l'extrapolation de la parabole tracée par régression jusqu'à l'agglomération minimum (1 habitant) évalue le nombre des agglomérations à 120 000, et fournit une évaluation de la population des États-Unis à 237 millions d'habitants. Ce chiffre est à comparer au recensement de 243 millions d'habitants (de l'année 1990). Le modèle fractal parabolique s'ajuste ainsi à 3% de la réalité.

Une extrapolation linéaire ($r^2 = 0,99$), donnerait pour les États-Unis un total de 4,6 milliards d'habitants avec 14 millions d'agglomérations supérieures à 1 habitant... ce qui est tout simplement irréaliste. Qu'en est-il pour les feux de forêt ?

4.1.3 Le cas des feux de forêt : inadéquation de la loi de Pareto

Pour l'ensemble de la zone d'étude française couverte par la base de données *Prométhée*, nous disposons de 84 052 individus statistiques (1973-2006). En ce qui concerne le Canada, les données fournies par la *Base de Données sur les Gros Incendies* (BDGI), 11 231 feux servent de support à l'analyse (1959-1999). La précision de ces données est différente : 0,001 ha (10 m²) pour la France et 200 ha pour le Canada.

La période de recensement des informations s'étale sur 34 ans pour la France, mais elle est de 41 ans pour le Canada. Par ailleurs, la surface maximale enregistrée est bien entendu radicalement différente : 11 580 ha pour la France et 1 050 000 ha pour le Canada. C'est donc en résumé 7 ordres de magnitude (selon l'expression de B. Malamud *et al.*, 1998) qui sont étudiés pour les feux français et 4 pour ceux du Canada. Les séries de feux sont analysées selon la méthode décrite en amont. Il s'agit dans un premier temps de dénombrer l'occurrence de chaque valeur de surface brûlée observée. Le nombre total de valeurs de la série de données est donc respecté. À partir des fréquences simples, nous calculons la fréquence cumulée descendante, c'est-à-dire, pour une valeur de feu (en ha), le nombre de feux qui a une surface supérieure à A_F (pour *Aire Feu*). La densité de fréquences se mesure en relativisant la fréquence cumulée par la surface correspondante. La densité de fréquence $f(A_F)$ est définie comme :

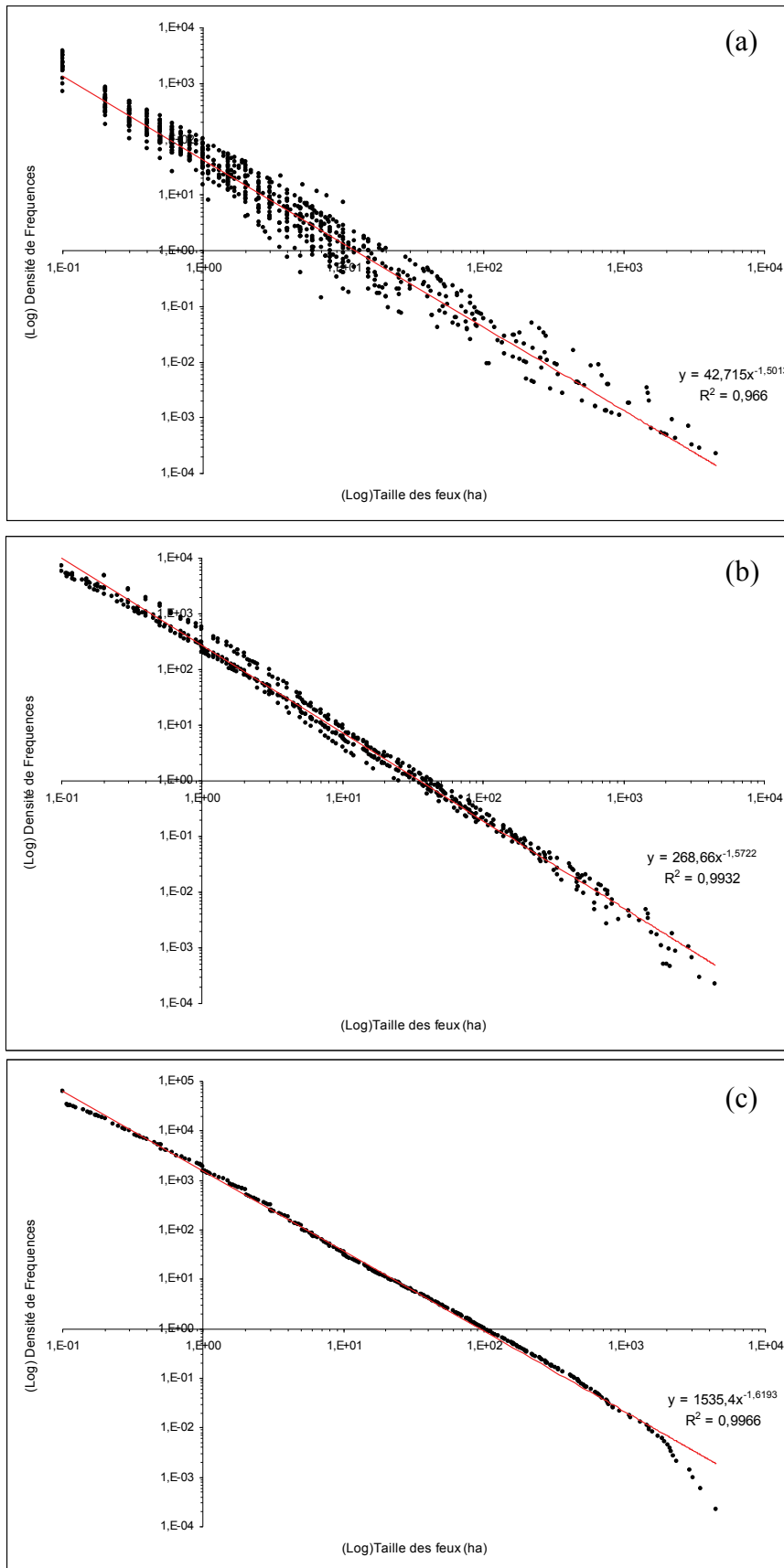
$$f(A_F) = -\frac{\delta N_F}{\delta A_F}$$

avec A_F la surface brûlée et δN_F le nombre de feux dans un intervalle δA_F . Par conséquent, on obtient des densités de fréquence par intervalles décroissants qui sont comparables entre elles.

Dans la bibliographie, les séries de données sont présentées graphiquement comme une juxtaposition de plusieurs séries annuelles de feux (Malamud *et al.*, 2005 ; Song *et al.*, 2001 ; Millington, 2003). Cette étape, qui nécessite donc la mesure des densités de fréquences normalisées pour chaque série annuelle, présuppose que chaque régime de feux est indépendant d'une année à l'autre (*Figure 46a* ci-après). Or, la discrétisation annuelle ne se justifie pas vraiment puisque l'année est une notion civile. *A priori* donc, une discrétisation saisonnière présenterait plus d'intérêts et serait plus logique. On sait par ailleurs que les conditions climatiques qui sont déterminantes dans la fréquence et l'importance des tailles des feux suivent des fluctuations plus ou moins cycliques pluri annuelles. Ceci invalide donc ce type d'approche segmentée.

Mais au-delà du simple problème de discrétisation des données, c'est celui du calcul d'une pente sur une distribution qui n'en est pas une puisqu'il s'agit plutôt d'une juxtaposition sur un même graphique de plusieurs séries différentes (31 pour J.D. Millington, 2003 et jusqu'à 50 pour Song *et al.*, 2001). Il semble ainsi logique de corriger ce point méthodologique que l'on pourrait qualifier sans trop exagérer de biais.

En effet, la discrétisation des données en plusieurs séries annuelles et leur juxtaposition présente l'avantage, dans le cadre d'une recherche de corrélation à une loi puissance avec un exposant fixe (fractale linéaire), de représenter un nuage de points beaucoup plus « droit » que ce qu'il n'est en réalité (et donc de masquer en quelques sorte la courbure des distributions). Pour nous en assurer (*Figure 46* p. 142), nous comparons pour un même espace (département des Bouches-du-Rhône) et sur une même amplitude temporelle (34 ans), trois discrétisations différentes des données pour observer leurs effets sur les résultats (sur la forme du nuage de points et sur l'exposant α de la loi puissance).



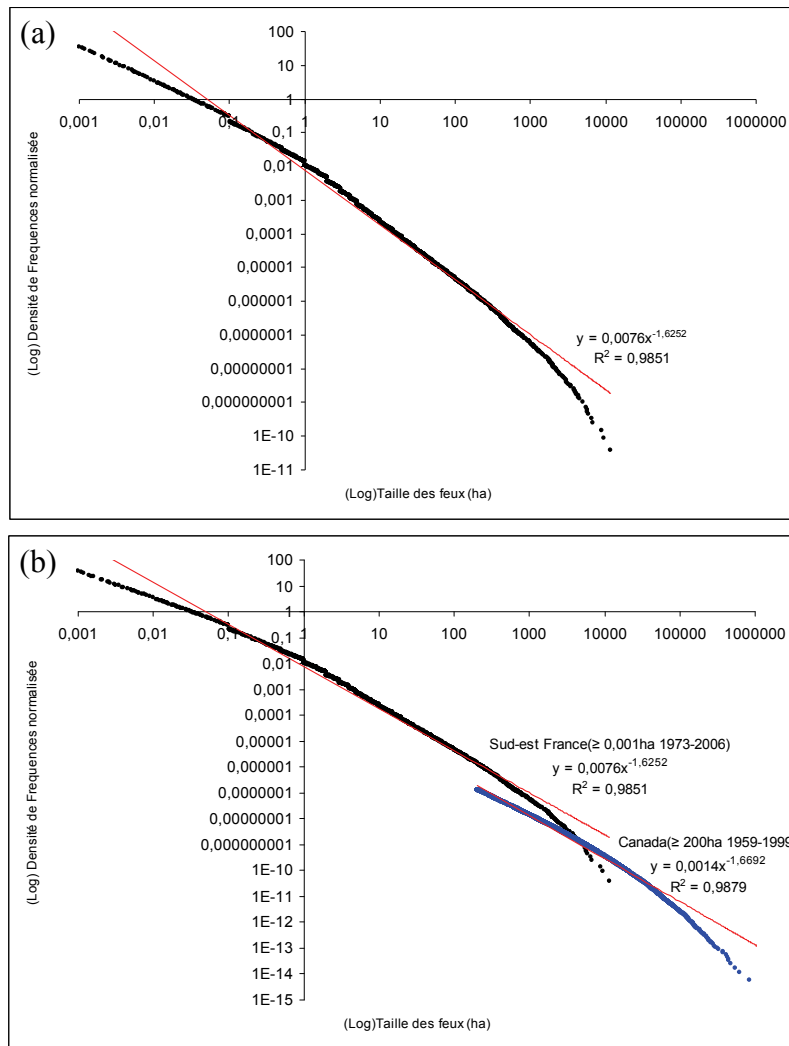
Distribution hiérarchique des feux de forêt dans les Bouches-du-Rhône entre 1973 et 2006. Les séries de données sont discrétisées en années (a), par période de 7 ans (b) et considérées comme une seule distribution (c). La forme du nuage de points y est très sensible tandis que la pente générale de la distribution l'est moins.

Figure 46. Effets de la discrétisation des données sur la forme des distributions

Avec une juxtaposition sur un même graphique des 34 séries annuelles de feux (*fig. a*), le nuage de points semble visuellement suivre une distribution puissance de type Pareto. La pente est caractérisée par un exposant $\alpha = 1,50$ avec un coefficient de détermination $r^2 = 0,97$. Néanmoins, la distribution est très « bruyante » (écarts au modèle importants) ce qui permet à la droite de régression de sembler adéquate. Avec une agrégation de la série de données en tranches de 7 ans (*fig. b*), soit 5 distributions juxtaposées au lieu de 34, le nuage de points est moins large et présente une pente sensiblement équivalente ($\alpha = 1,57$). La corrélation à la droite de régression de la loi puissance linéaire est toujours bonne ($r^2 = 0,99$). Là encore, la projection sur un même graphique de plusieurs distributions profite à l'adéquation visuelle d'un modèle linéaire puisque la fréquence des extrêmes (les très petits et les très grands feux) semble varier d'une période à l'autre (ce qui crée un certain bruit). A l'inverse, lorsque l'on considère l'ensemble des feux de forêt sur 34 ans comme une seule et unique distribution (*fig. c*), l'écart des extrêmes à la droite de régression est assez conséquent (l'écart pour les très petits feux est encore plus visible dans la *Figure 47* de la page suivante, car ici les feux $< 0,1$ ha n'ont pas été représentés). Pourtant, la corrélation à un modèle « linéaire » est toujours très bonne ($r^2 = 0,996$) et la pente générale de la distribution varie peu ($\alpha = 1,62$) mais on passe donc de $\alpha = 1,50$ à $1,57$ puis à $1,62$.

Plus fondamentalement, nous pouvons nous rendre compte qu'en respectant l'intégralité des données et en la représentant dans un graphique logarithmique, la distribution s'écarte assez nettement de la droite de régression pour les plus petits feux ainsi que pour les plus grands.

Malgré cela, si l'on se fie à la littérature sur le sujet et au seul coefficient de détermination ($r^2 = 0,99$) qui qualifie la correspondance entre le nuage de points et une droite de régression (ici correspondant à un modèle puissance rectiligne), les feux dans le Sud-est de la France pourraient, si on s'en tenait à une observation globale, se structurer selon un modèle Fractal Rectiligne (*Figure 47*). L'exposant α de la loi puissance prendrait la valeur de $1,63$. Une conclusion rapide serait alors de penser que les feux de forêt en France (quart sud-est) présenteraient le même ratio de grands et de petits événements qu'aux États-Unis sur la même période ($\alpha = 1,61$ pour l'ensemble des feux $\geq 0,4$ ha entre 1970 et 2000 selon Millington, 2003).



L'utilisation d'une loi puissance rectiligne, qui implique qu'il y aurait un rapport simple entre les échelles comme dans une fractale déterministe, est inappropriée pour rendre compte des séries de taille des feux en France (a) et au Canada (b). On observe en effet visuellement une grande déviation pour les grands et les petits feux qui n'est pas expliquée dans un modèle de type Pareto.

Figure 47. Inadéquation de la fractalité rectiligne pour rendre compte de la distribution hiérarchique des feux de forêt

Cette structuration hiérarchique des feux de forêt français serait également très proche de celle de la Colombie-Britannique (Canada) sur ces trois décennies ($\alpha = 1,55$ pour les feux $\geq 0,4$ ha entre 1970 et 2000 ; Millington, 2003). Par ailleurs, le nombre de feux qui a servi au calcul est également très proche : environ 84 000 feux en France et 78 000 pour la Colombie Britannique (Canada). La correspondance de l'exposant α pour la Sud-est de la France, la Colombie-Britannique et les USA n'est pourtant pas liée au nombre d'individus statistiques puisque les USA présentent une série de données avec la même homothétie interne qu'en France (uniquement selon α) mais avec six fois plus de feux sur la même période (soit 537 713 feux entre 1970 et 2000). Cela indique que le nombre de feux ne semble pas influencer sur la structuration statistique du phénomène.

Par ailleurs, malgré la même inadéquation pour les grands et les petits feux, la structuration des feux au Canada (*Figure 47b*) semblerait, elle aussi, correspondre à une distribution de type Fractal Linéaire (si l'on se contente de lire la valeur du coefficient de détermination $r^2 \approx 0,99$). Elle présenterait une pente proche de celle obtenue en France ($\alpha = 1,67$), mais avec presque huit fois moins d'individus statistiques ($\approx 11\ 000$ contre $\approx 85\ 000$ feux).

Même si, objectivement, l'approche linéaire ne semble pas correspondre, il est intéressant de remarquer que projetées sur un même graphique (*Figure 47b*), ces deux distributions frappent par leur similarité. En effet, grâce à la normalisation des densités de fréquences, ces séries de feux sont très proches l'une de l'autre malgré la taille différente des échantillons recensés, la taille des espaces étudiés (9 millions de km² contre 80 000 km²) et l'étendue temporelle du recensement (41 ans contre 34). La principale distinction entre les deux séries réside dans l'étendue plus grande des surfaces brûlées au Canada qu'en France, ce qui est fort logique par ailleurs. C'est donc, comme nous l'avons évoqué auparavant (l'anormalité des deux séries de données dans le second chapitre), une simple question de dimension des espaces (d'échelles donc) qui nous permet pour l'instant de réellement distinguer ces deux distributions statistiques de feux de forêt. Néanmoins, on ne peut raisonnablement pas occulter l'écart assez important entre la droite de régression puissance habituellement proposée (appelée *fractale linéaire* pour suivre la proposition de J. Laherrère, 1996) et la position des très petits et des très grands feux.

Une solution pratique et répandue consiste à envisager ces individus statistiques comme des biais : si, selon le modèle, il n'y a pas assez de petits feux recensés, c'est que le système de recensement serait défaillant (Song *et al.*, 2001 ; Malamud *et al.*, 2005) et si les grands feux ne sont pas aussi grands que ce qu'ils devraient être, c'est là l'effet probable de la lutte et de la prévention (Millington, 2003 ; Fiorucci *et al.*, 2006). Or, ces deux arguments récurrents ne tiennent pas.

En France, tous les feux de plus de 10 m² sont immédiatement recensés depuis une vingtaine d'années (0,1 ha depuis 1973). De plus, l'inéquation porte sur les petits feux jusqu'à environ 1ha, ce qui impliquerait des « oublis » répétés et en très grand nombre alors que les moyens technologiques de détection ne cessent de se développer depuis plusieurs décennies et que le contexte social et médiatique est très tendu pendant les saisons estivales. D'ailleurs, l'inadéquation pour les grands et les petits feux est aussi vraie pour les feux anciens (avant 1980) que pour les plus récents (après 2000), ce qui invalide totalement l'argument de la défaillance du système de détection.

Si ce système français est loin d'être parfait (à cause principalement de la faible connaissance *a posteriori* des causes d'ignition et du manque de précision spatiale lors du recensement), il est en revanche très réactif et tendrait presque à être exhaustif aujourd'hui.

Pour les grands feux, l'argument d'une large efficacité des moyens de lutte sur la taille des feux est sans fondement physique. Pour la totalité de la zone Sud-est, le seuil de déviation de la distribution par rapport à la droite de Pareto s'établit à environ 1000 ha. Or, des feux de cette ampleur ne peuvent survenir que dans deux scénarii où l'action de l'homme est discutable : le premier, c'est celui où le phénomène se propage hors de portée des moyens de secours (haute montagne sans accès routier) ce qui exclut de fait une action contraignante efficace. Le second, c'est lorsque le phénomène prend une ampleur horizontale et verticale telle que 100 mètres de front de feu (la partie la plus agressive qui se trouve à la pointe du feu) développent une énergie (exprimée en kW/m²) équivalente à celle d'une centrale nucléaire (Chevrou, 1999). Dans ces conditions, toute tentative d'approche du phénomène est physiquement impossible pour les hommes (le seuil se trouve à plusieurs dizaines de mètres voire plus selon les configurations du terrain) et extrêmement délicate pour les engins (comme les aéronefs en raison des nombreuses turbulences aérologiques qui sont générées par le feu).

Par ailleurs, on retrouve cette courbure dans la distribution des Tailles de Surfaces Brûlées (noté désormais TSB pour alléger la lecture) par les feux au Canada. Le seuil supérieur de la déviation par rapport à la droite de Pareto s'établit à presque 100 000 ha : on devine alors l'inaccessibilité et la puissance physique du phénomène. Les très grands feux de forêt sont ainsi probablement plus contraints par la structure spatiale du milieu sur lequel ils se développent et par les conditions climatiques que par la seule action de lutte. La courbure observée devrait alors représenter ces contraintes. Sachant cela, on ne peut plus avoir recours à une droite de Pareto pour rendre compte de la distribution hiérarchique des feux de forêt.

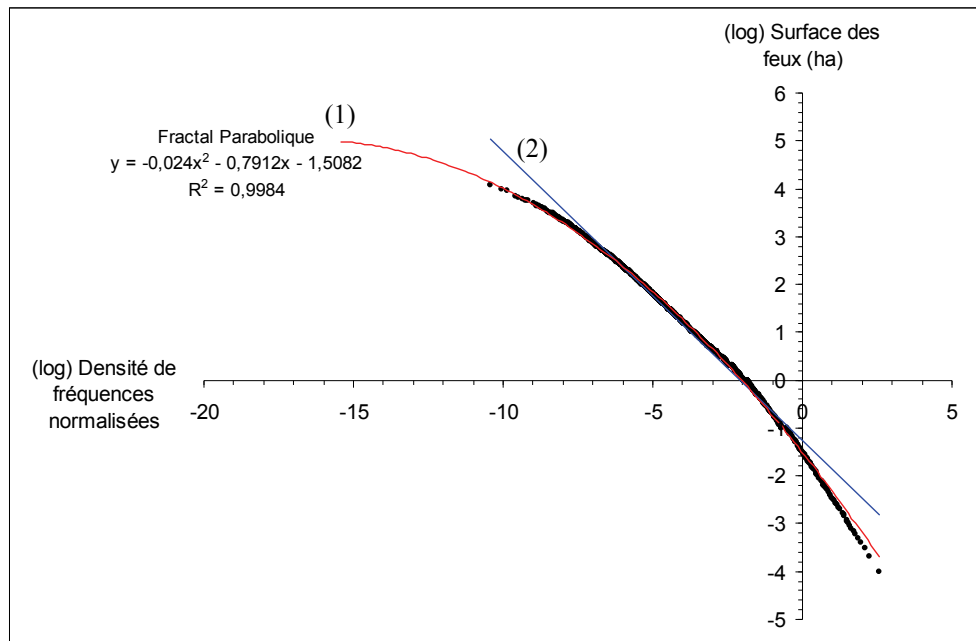
Les séries statistiques des TSB présentent en effet une structuration hiérarchique très marquée mais la droite de régression d'une loi puissance telle qu'elle est proposée dans la littérature (fractale linéaire selon D. Turcotte et B. Malamud, 1998) ne semble pas correspondre aux petits et aux grands feux. Par ailleurs, l'utilisation d'une loi puissance avec un exposant constant suppose qu'il n'y a pas de limite pour la taille des surfaces brûlées (invariance d'échelle). Or, il s'avère que ce n'est pas le cas puisque les distributions ne sont pas rectilignes, mais bien courbes (on se situe alors plutôt dans un cas de covariance d'échelles), et devraient être envisagées comme telles, au risque de devoir faire évoluer notre conception du monde en général et de ce phénomène en particulier.

Il semble dès lors judicieux de s'appuyer sur les travaux de J. Laherrère qui, pour illustrer son raisonnement, a montré que : « *La loi de Gutenberg-Richter sur les tremblements de terre est une loi puissance (fractale rectiligne) mais les données d'Harvard (> 4000 séismes) montre que la distribution est courbe et que la loi de Gutenberg-Richter n'est que la tangente à la courbe, étant fausse pour les grands et les petits séismes* » (Laherrère, 2005, p. 7). Ce qui est intéressant ici, c'est que l'auteur aurait très bien pu utiliser cette formule pour qualifier nos séries de feux.

Par ailleurs, la courbure observée dans les tracés de type Pareto peut être interprétée comme une variante ou une déformation de la loi de Pareto exacte. Cependant, considérée dans des échantillons expérimentaux, elle semble le plus souvent être présente tout au long de l'échelle, ce qui ne devrait pas être le cas dans un modèle de type Pareto (Martin, 2004). De plus, comme dans la thématique des feux, la plupart des tracés publiés ne comportent qu'un nombre réduit de points, or des exemples plus récents faisant intervenir des milliers de points montrent bien une continuité de la courbure aussi bien pour les événements de petite ou de grande taille (Laherrère, 1994).

Pour les séries de feux et comme cela a été évoqué précédemment, il s'agit de calculer la relation polynomiale d'ordre deux : $(\ln)y = (\ln)ax^2 + (\ln)bx + c$. Le paramètre **a** est nommé *Cc* (Coefficient de courbure) et le paramètre **b** noté *-b-* (voir p. 137).

Pour calculer une régression polynomiale, nous devons faire évoluer la méthodologie proposée dans la littérature en déterminant le logarithme des surfaces brûlées et celui des densités de fréquences normalisées. Après ce rapide traitement des données et comme on peut le voir dans la **Figure 48** ci-après, il semble évident qu'une régression polynomiale (1) s'ajuste beaucoup mieux à la distribution hiérarchique des feux qu'une droite de Pareto (2) (ici l'exemple des feux dans l'ensemble du Sud-est de la France soit plus de 84 000 événements entre 1973 et 2006).



La distribution hiérarchique des feux de forêt dans le Sud-est de la France entre 1973 et 2006 avec le logarithme des densités de fréquences normalisées en abscisse et le logarithme de la taille de chaque surface brûlée en ordonnée. La régression polynomiale (1) s'ajuste beaucoup mieux à la courbure naturelle de la distribution que le modèle traditionnel (2) de type fractal linéaire (Pareto).

Figure 48. Du modèle *Fractal Linéaire (FL)* au modèle *Fractal Parabolique (FP)* pour rendre compte de la distribution hiérarchique des *Tailles de Surfaces Brûlées (TSB)*.

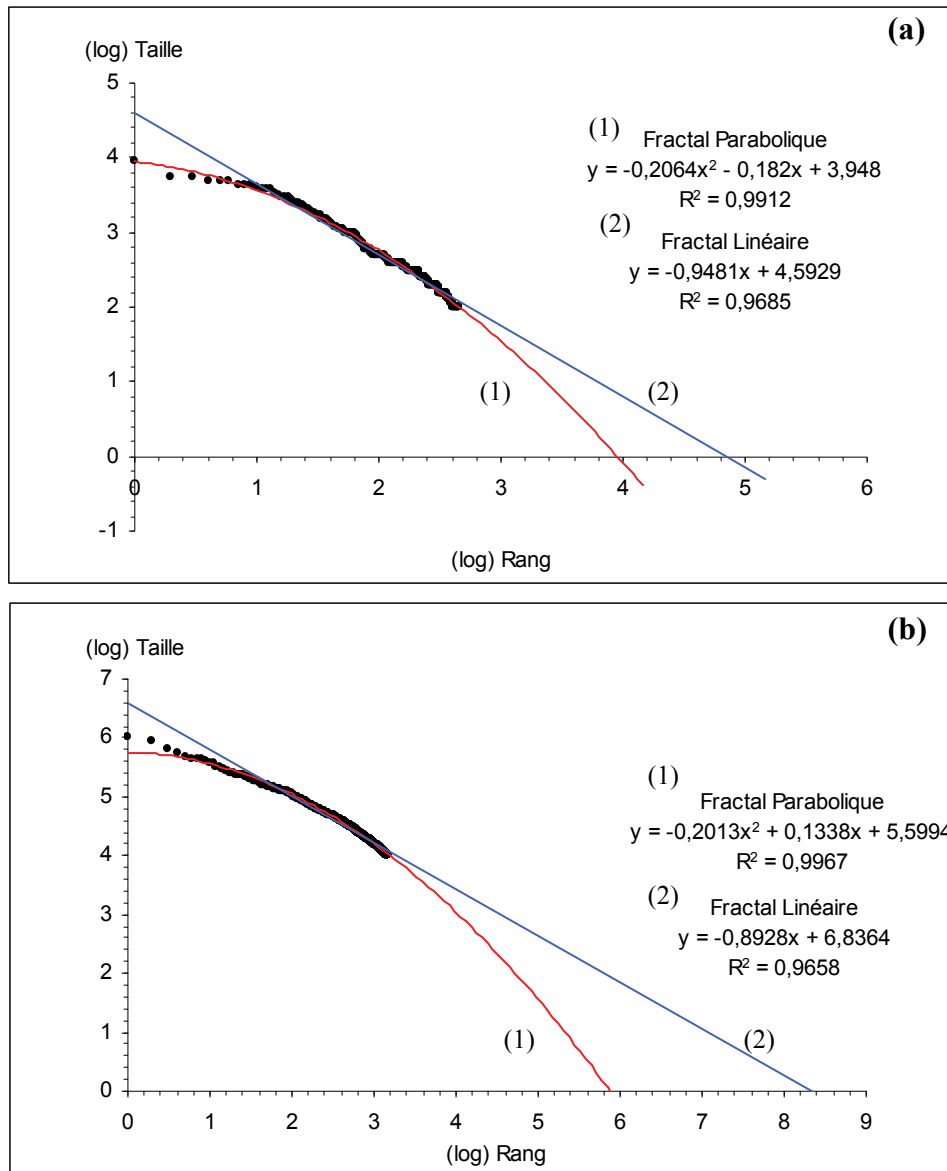
Le coefficient de détermination est excellent ($r^2 > 0,99$). Pour les feux dans le Sud-est de la France, C_c prend une valeur de $-0,024$ pour une pente $-b-$ de $0,79$. Si cette courbure se vérifie dans d'autres espaces et pour d'autres données, cela indiquerait que la dimension fractale d'une série statistique et hiérarchique de TSB varie de façon régulière en fonction de l'échelle à laquelle nous l'envisageons.

Contrairement à l'idée généralement admise (depuis P. Bak en 1988), il semble qu'il n'y ait pas, pour ces séries de données, une seule dimension fractale qui « résumerait » les distributions. En raison de cette courbure indéniable, il n'y a plus un rapport élémentaire entre les échelles comme dans le cas d'une Fractale Linéaire (FL) mais bien « *un rapport qui varie des grandes aux petites échelles avant de se stabiliser dans la partie qui apparaît comme étant l'asymptote de la courbe* » (Martin, 2004, p. 336).

Pour suivre l'idée de la proposition de Ph. Martin (Martin, 2004) et celle de M. Forriez (Martin et Forriez, à paraître), nous retiendrons le terme de *fractales à dimension variable* pour désigner nos séries statistiques de feux de forêt. Cette expression fait écho à celles de *semi-fractalité* (Rigaut, 1987), peut être discutable, qui a qualifié cette situation de « *dérive continue de la dimension fractale* » et de fractalité *scale-dependent* (Queiros-Conde, 2003) pour qualifier une dimension fractale qui évolue dans les échelles.

Parce que cette pluralité de dimensions se distribue sous la forme d'une courbe, nous sommes amenés à utiliser un modèle dit *Fractal Parabolique* (Laherrère, 1996) noté FP. Un exercice simple permet de démontrer la performance du modèle FP.

Nous reprenons la méthodologie simple et efficace proposée par J. Laherrère pour comparer la pertinence des modèles FP et FL (*Figure 49* ci-après). Il s'agit d'estimer le plus fidèlement possible le nombre de TSB supérieur à un seuil. Pour la région Corse (a) ce seuil est de 0,1 ha. Pour ce faire, nous représentons sur le graphique toutes les TSB en Corse supérieures à 100 ha (1973-2006), soit 460 événements qui sont classés selon leur rang. Dans ce cadre, la valeur du rang est égale au nombre de TSB supérieures ou égales à un seuil (en ha). À partir de la relation entre la taille et la fréquence, il est donc possible d'estimer le rang théorique pour une TSB quelconque. Nous regardons sur le graphique le rang proposé par chacun des deux modèles pour différents seuils (10 ha, 1 ha et 0,1 ha). Ce sont donc les valeurs extrapolées qui seront comparées aux valeurs réelles que nous connaissons déjà. Pour le Canada (b) le seuil est de 10 000 ha soit environ 1500 événements entre 1959 et 1999. À l'aide du graphique (b), nous cherchons à connaître le nombre de feux proposé par chaque modèle pour le seuil de 1 000 ha.



Distribution rang-taille en valeurs logarithmiques des feux de forêt en Corse (a) et au Canada (b). En Corse, l'extrapolation des valeurs avec un modèle Fractal Parabolique s'ajuste à 3% de la réalité pour le seuil de 10 ha, 1,5% pour le seuil de 1 ha et 1,6% pour 0,1 ha. Au Canada, le modèle FP est tout aussi pertinent puisqu'il s'ajuste à 4% de la réalité pour le seuil de 1 000 ha, là où le modèle Fractal linéaire donne des valeurs « fantaisistes » selon l'expression de J. Laherrère (1996).

Figure 49. Extrapolation des effectifs de feux de forêt à partir des modèles FL et FP

Le modèle Fractal Parabolique est très performant. Pour le cas des TSB en Corse (a) l'extrapolation de la parabole nous donne un rang égal à 2 230 pour le seuil ≥ 10 ha (le rang théorique pour ce seuil est surestimé d'environ 3% par rapport à la réalité), 11 220 feux ≥ 1 ha (sous-estimation d'environ 1,5 %) et 25 119 $\geq 0,1$ ha (sous-estimation d'environ 1,6 %). Pour les TSB au Canada $\geq 1 000$ ha entre 1959 et 1999, le modèle FP s'ajuste à 4 % de la réalité (une valeur de rang théorique égale à 6 080 au lieu de la valeur réelle de 5 813). Les chiffres proposés par le modèle FP sont donc plus que corrects ($r^2 = 0,991$ pour la Corse et $r^2 = 0,997$ pour le Canada). Ce constat confirme le choix de ce modèle encore peu exploité aujourd'hui pour décrire statistiquement la variabilité de la taille des incendies de forêt.

A l'inverse, le modèle Fractal linéaire (FL) propose, comme dans le cas des villes américaines, des chiffres largement surestimés pour la Corse et le Canada (malgré des coefficients de détermination $r^2 \approx 0,97$). Pour la Corse : un rang égal à 6 300 pour le seuil ≥ 10 ha (au lieu de 2 166), 63 000 pour le seuil ≥ 1 ha (au lieu de 11 387) et près de 631 000 pour le seuil $\geq 0,1$ ha (au lieu de 25 529)... Pour le Canada : la valeur théorique du rang est de 31 560 pour le seuil $\geq 1 000$ ha (au lieu de 5 853). Nous reprenons ainsi les propos de J. Laherrère rapportés par le Professeur Deheuvels⁴² à l'Académie des Sciences : « *Ces chiffres hautement fantaisistes supportent le rejet d'un tel modèle purement linéaire* » (Laherrère, 1996).

Il semble nécessaire de préciser que dans ses propos, l'auteur utilise assez maladroitement le terme *linéaire*. En effet, une relation puissance n'est jamais linéaire. C'est même l'exemple type de la non-linéarité. Cela étant, pour vérifier visuellement l'existence d'une relation de type puissance, on linéarise, mais ce n'est qu'un moyen graphique de jugement. Ce n'est en rien un état mathématique. Il est donc préférable d'employer l'adjectif *rectiligne* pour qualifier une distribution puissance stricte. Nous préférons alors faire évoluer la désignation du Modèle Fractal Linéaire (MFL) par un Modèle Fractal Rectiligne (MFR).

Le modèle que nous allons retenir pour décrire les données recensées depuis 35 ans dans le Sud-est de la France est donc le Modèle Fractal Parabolique (MFP). Il permet de rendre compte d'une distribution plus courbe que ce qu'il n'est souvent admis dans la littérature sur le sujet. Comme nous l'avons évoqué précédemment, c'est d'abord à une échelle régionale que les différentes séries de feux seront étudiées. Nous vérifierons si à une échelle assez large (les régions font toutes plusieurs dizaines de milliers de km²) les séries de *Tailles de Surfaces Brûlées* (TSB) présentent des profils différents ou si, au contraire, la courbure dans les distributions statistiques hiérarchiques est une propriété structurelle qui se répète indépendamment des espaces. Notre analyse se précisera ensuite pour chaque département afin d'observer principalement la variation du coefficient de courbure (noté C_c par la suite). La méthode consistera à désagréger spatialement la base de données *Prométhée* sur les incendies de forêt pour, tout d'abord, vérifier la robustesse structurelle de la dimension fractale variable sur les séries hiérarchiques. Ensuite, il s'agira de chercher à obtenir des paramètres caractérisant ces séries désagrégées afin d'envisager la possibilité de les mettre en rapport avec d'autres indices (physiques, climatiques, anthropiques).

⁴² Paul Deheuvels, membre de l'Académie des Sciences, est directeur du Laboratoire de Statistique Théorique et Appliquée (L.S.T.A) à l'université de Paris VI.

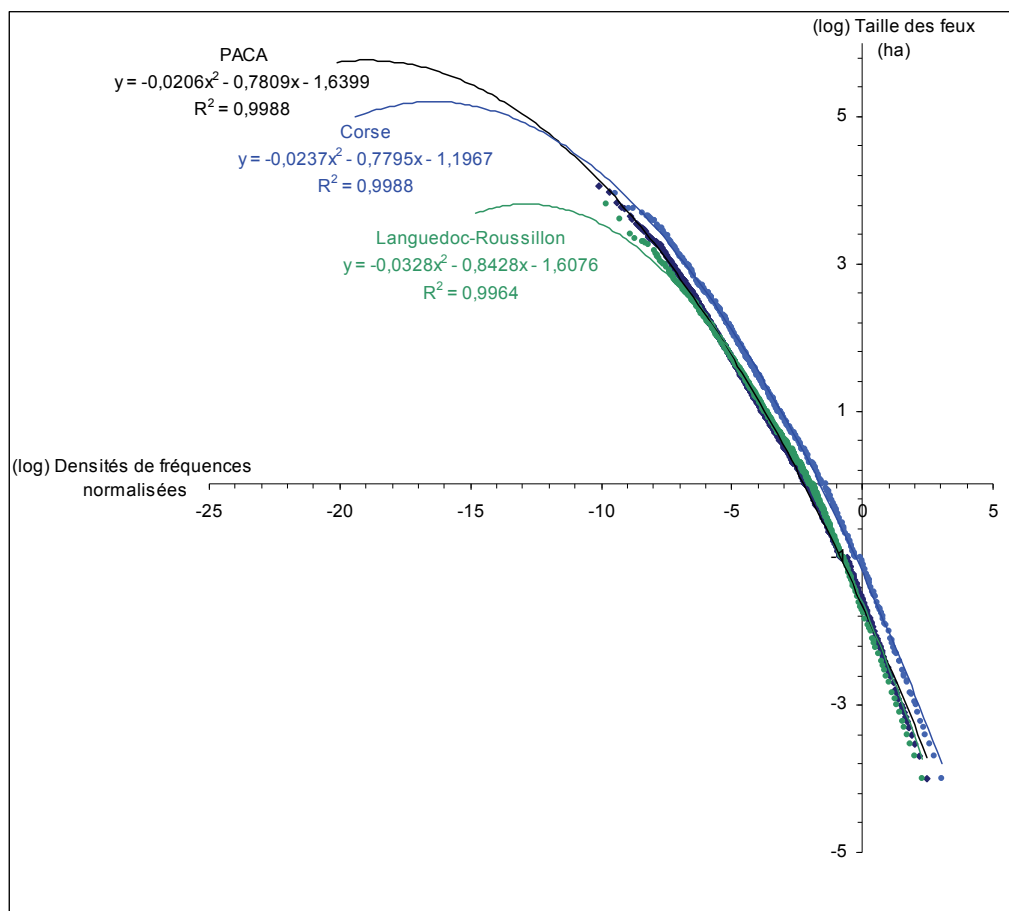
La perspective de ce travail est de mettre à jour les facteurs et les niveaux essentiels déterminant chaque hiérarchie locale des *Tailles de Surfaces Brûlées* (TSB) par les feux de forêt.

4.2 Modèle Fractal Parabolique et feux de forêt : approche régionale et départementale

Avec l'utilisation d'un modèle Fractal Rectiligne, les trois régions françaises se distinguent peu les unes des autres ($\alpha = 1,55$ pour la Corse ; $1,57$ pour PACA ; $1,61$ pour Languedoc-Roussillon). Pour chacune d'elles, le coefficient de détermination est excellent, toujours supérieur à $0,97$. Mais, comme on vient de le voir, la linéarité graphique semble être plus un *a priori* qu'une réalité statistique.

4.2.1 Différenciation des espaces selon les paramètres du modèle FP

En reprenant les densités de fréquences normalisées (Malamud *et al.*, 2005) nous mesurons donc la régression polynomiale d'ordre deux et calculons les valeurs de Cc pour les trois séries régionales. Les trois régions du Sud-est de la France présentent une courbure de leur distribution assez variable. Le Languedoc-Roussillon est la région qui comporte un effectif et une taille maximale des surfaces brûlées par feux les plus petits (environ 19 000 feux pour une taille maximale de 6 600 ha). Des trois régions, c'est également celle qui offre la courbure négative la plus prononcée ($Cc = -0,033$). Pour bien la visualiser, la régression polynomiale est prolongée de quelques unités. Cela n'a aucun caractère prédictif. Le paramètre $-b-$, qui représente la pente de la distribution pour les premiers rangs (ici les TSB par les grands feux) prend la valeur de $0,84$. Le coefficient de détermination est excellent avec $r^2 = 0,996$. Les feux en Corse sont beaucoup plus nombreux (d'environ $1/3$) et sont plus grands (taille max = 9 000 ha). La distribution est moins courbe ($Cc = -0,024$) et tend donc plus vers un modèle puissance strict (Pareto) sans toutefois en être un (il faudrait que Cc soit égal à 0). Le paramètre $-b-$ est inférieur à celui observé en Languedoc-Roussillon ($0,78$). Enfin, la région PACA connaît des feux dont l'effectif est équivalent à celui de la Corse (environ 32 000 feux), mais la taille maximale recensée dépasse 11 500 hectares.



Distributions hiérarchiques des feux de forêt dans les trois régions du Sud-est de la France. La courbure se vérifie dans les trois séries de données, mais elle est beaucoup plus prononcée en Languedoc-Roussillon ($C_c = -0,033$) qu'en Corse ($C_c = -0,024$) et qu'en PACA ($C_c = -0,021$).

Figure 50. *Le modèle Fractal Parabolique pour les feux de forêt : approche régionale*

Au-delà de ces critères, la distribution des feux en PACA est encore moins courbe que ses deux régions voisines ($C_c = -0,021$), de sorte que sur ces trois entités administratives, on peut relever une gradation de la courbure, sans toutefois pouvoir l'expliquer pour l'instant. Le paramètre $-b-$ de la régression polynomiale sur les feux en PACA est par ailleurs équivalent à celui de la Corse (0,78). Les deux séries de feux présentent ainsi une pente équivalente sur les TSB par les grands feux. Sur ces trois régions, la courbure tend à être plus prononcée pour la région Languedoc-Roussillon qui est moins soumise au phénomène feu par rapport à la fréquence de ses manifestations et par la taille qu'il a pris sur une période de 34 ans. La compréhension des paramètres physiques et/ou climatiques qui conditionnent la structuration statistique des distributions reste très peu aboutie et ce, même pour le fondateur du modèle Fractal Parabolique (FP) : « *Les distributions étudiées couvrant des domaines très variés montrent des tracés FP assez semblables sans que nous puissions en expliquer la raison* » (Laherrère, 1996).

Ce modèle s'ajuste donc très bien aux distributions, mais ouvre un pan entier de recherche pour comprendre la signification concrète de la courbure. En changeant d'échelle de mesure (départements), nous multiplions alors le nombre d'observations pour avoir les moyens de raisonner plus finement (spatialement). La lecture des résultats nous amène à un constat à la fois simple et interrogatif : la courbure (Cc) et la pente des plus grands feux ($-b$) varient fortement d'un département à un autre (*Figure 51*).

La courbure des distributions exprime le rapport entre la fréquence des événements et leur taille. Avec des feux de tailles égales, c'est donc la rareté (la densité de fréquences normalisées) qui va en quelque sorte régir la courbure. Plus les grands feux sont rares, plus ils sont représentés à gauche dans le graphique, et donc plus la série de points tend à se « tasser » vers les faibles fréquences. On peut donc penser que la courbure exprime les contraintes physiques et/ou climatiques des espaces qui favorisent la propagation des grands feux. Certains départements sont largement soumis aux vents, à la sécheresse estivale et présentent des espaces boisés très importants. D'autres, beaucoup moins. La courbure Cc et la pente $-b$ peuvent alors être envisagés comme des indicateurs qui expriment statistiquement le potentiel incendiaire des espaces. Avant de les interpréter plus finement, nous prenons le temps de les décrire selon les départements. Les résultats des régressions polynomiales sont représentés p. 155, cartographiés p. 156 et synthétisés p. 157.

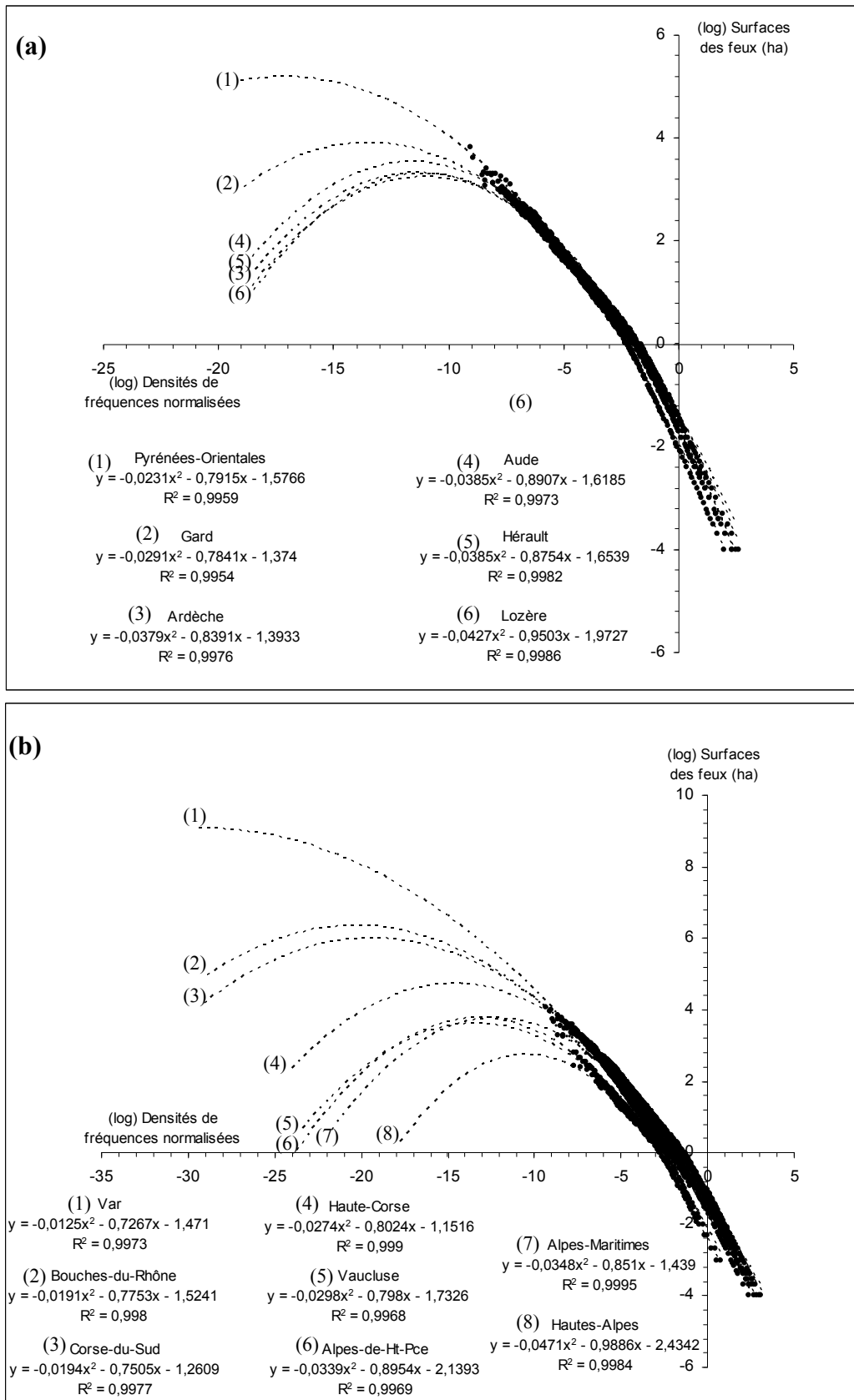
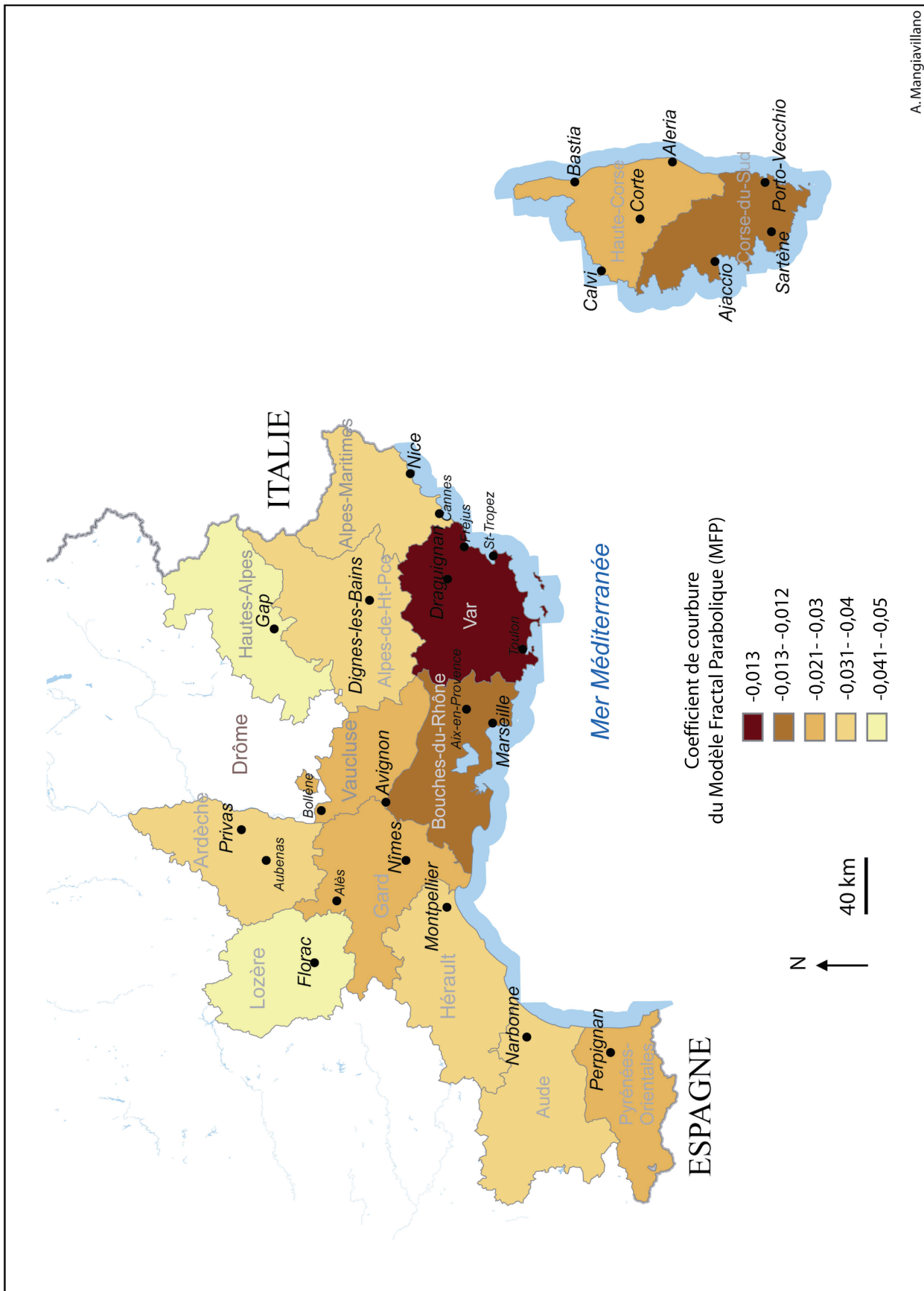


Figure 51. Le Modèle Fractal Parabolique pour les feux de forêt : approche départementale



A. Mangiavillano

Figure 52. Les feux de forêt dans l'espace méditerranéen français classés selon le paramètre Cc du modèle Fractal Parabolique : des hiérarchies à la morphologie hétérogène

	Effectif	Maximum	Total brûlé (ha)	Cc	-b-	r ²
Sud-est méd.	84 052	11 580	802 553	-0,024	0,79	0,998
P.A.C.A.	32 487	11 580	288 986	-0,021	0,78	0,999
Corse	32 247	9 000	322 022	-0,024	0,78	0,999
Languedoc	19 318	6 600	191 545	-0,033	0,84	0,996
Bouches-du-Rhône	8 027	4 500	80 265	-0,019	0,78	0,998
Var	13 019	11 580	123 440	-0,013	0,73	0,997
Alpes-Maritimes	6 623	3 402	59 476	-0,035	0,85	0,999
Vaucluse	2 964	1 782	8 030	-0,030	0,80	0,997
Gard	6 237	4 100	48 920	-0,029	0,78	0,995
Hérault	4 587	1 200	33 726	-0,039	0,88	0,998
Aude	3 113	2 200	38 170	-0,039	0,89	0,997
Pyrénées-Orientales	3 620	6 600	49 723	-0,023	0,79	0,996
Corse-du-Sud	14 021	9 000	109 063	-0,019	0,75	0,998
Haute-Corse	18 050	5 643	212 959	-0,027	0,80	0,999
Lozère	1 761	1 500	21 005	-0,043	0,95	0,999
Ardèche	7 545	1 850	46 054	-0,038	0,84	0,998
Alpes-de-Haute-Pce	1 249	2 013	14 031	-0,034	0,90	0,997
Hautes-Alpes	604	274	3 744	-0,047	0,99	0,998

Figure 53. Synthèse des paramètres du modèle Fractal Parabolique

Dans les départements du Languedoc, les Pyrénées-Orientales (P.O.) présentent une distribution de feux beaucoup moins courbée que ses voisins ($Cc = -0,023$). C'est dans ce département que l'on retrouve les plus grands feux languedociens (maximum = 6 600 ha) alors que dans leur ensemble, les feux n'y sont pas plus nombreux qu'ailleurs. Le département du Gard se détache lui aussi des autres départements languedociens avec une courbure un peu plus prononcée que dans les P.O. ($Cc = -0,029$) et une taille maximale atteinte par un feu de 4 100 ha. Les trois autres départements du Languedoc-Roussillon (Hérault, Aude, Lozère) présentent des courbures très importantes et assez similaires (Cc varie de $-0,038$ à $-0,043$). L'Ardèche, que nous avons rajoutée dans ce graphique, rentre également dans ce profil de départements où le phénomène a été assez peu agressif (en termes de taille des feux) et où la courbure de la distribution statistique est très prononcée ($Cc = -0,038$ pour un feu maximal de 1 850 ha). Le paramètre $-b-$ semble également être sensible à la taille maximale des feux. Il varie de 0,78 à 0,95, les valeurs étant plus fortes pour les départements où les feux sont très peu agressifs. Ainsi, les espaces peu soumis aux feux de forêt ont une grande homogénéité de leurs plus grands feux (paramètre $-b-$). Plus les feux sont grands, plus ils sont rares et différents des autres et donc représentés assez loin dans les densités de fréquences, et plus la valeur de $-b-$ est faible. Les très grands feux sont ainsi naturellement très différents des autres événements.

Ce constat paraît se confirmer avec les séries départementales de feux en PACA et en Corse (*Figure 51b*). Les conditions météorologiques dans ces départements sont les plus à même de favoriser l'occurrence des feux et leur propagation. Par leurs profils statistiques, quatre départements se détachent largement des autres. En effet, le Var, les Bouches-du-Rhône, la Corse-du-Sud et la Haute-Corse ont des distributions très peu courbées. Pour le Var, la valeur du coefficient de courbure tend même vers 0 ($Cc = -0,013$) ce qui, comme l'a proposé J. Laherrère (1996), caractériserait des séries de données où « *la Fractale Parabolique devient linéaire et rejoint le cas des Fractales Linéaires* » (Laherrère, 1996). Il en est tout autrement pour les départements alpins (Alpes-de-Haute-Pce, Alpes-Maritimes et Hautes-Alpes) qui arborent des structures hiérarchiques très courbées (Cc varie de $-0,034$ à $-0,047$). Ces trois départements à cheval entre les climats méditerranéen et montagnard sont ainsi comparables aux trois départements languedociens qui dévoilent les feux les moins agressifs (Hérault, Aude, Lozère).

Comme pour les séries de feux en Languedoc-Roussillon (a), la pente des plus grands feux, exprimée dans la régression polynomiale d'ordre deux par le paramètre $-b-$, semble sensible à la taille des plus grands événements. Le Var connaît la pente et la courbure les plus faibles ($b = 0,73$ et $Cc = -0,013$) avec une série de feux où la taille maximale recensée (11 500 ha) est également celle de l'ensemble du bassin méditerranéen français depuis 1973. La Corse-du-Sud, avec un feu maximal à 9 000 ha, a une pente $-b- = 0,75$. Le département des Bouches-du-Rhône, avec un feu maximal deux fois plus petit (4 500 ha), a une pente marquée par la valeur 0,78. En revanche, la seule taille maximale des feux ne semble pas nous aider à comprendre le coefficient de courbure puisque ces deux départements (Corse-du-Sud et Bouches-du-Rhône) dévoilent des distributions aussi paraboliques l'une que l'autre ($Cc = -0,0194$ et $Cc = -0,0191$) mais avec des grands feux nettement différents. A l'inverse du paramètre $-b-$, le coefficient de courbure caractérise la totalité de la distribution (des micros aux macros tailles de feux), ce qui revient à dire que dans l'ensemble, la « *dérive continue de la dimension fractale* » (Rigaut, 1987) est similaire dans ces deux départements. A ce niveau-là de l'analyse, il semble que les paramètres Cc et $-b-$ soient liés. Il faudra nous en assurer. Auparavant, nous représentons graphiquement la corrélation entre le paramètre $-b-$ et la taille maximale des feux (*Figure 54*).

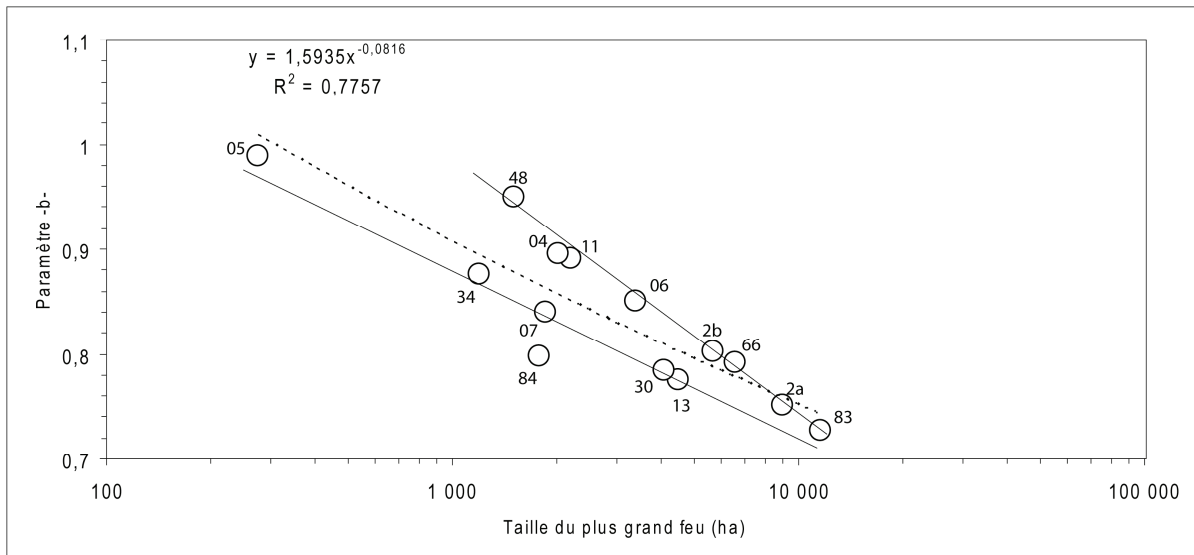


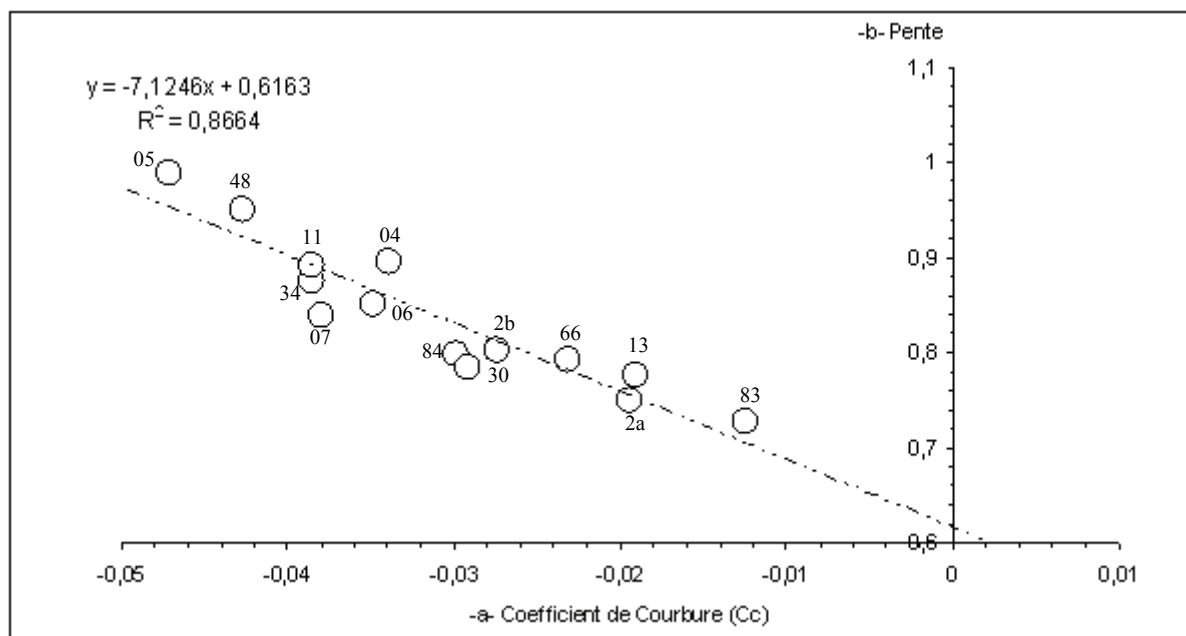
Figure 54. *L'intensité des plus grands feux révélée par le paramètre -b-*

Cette relation entre la taille des plus grands feux et le paramètre $-b-$ est dans l'ensemble correcte ($r^2 = 0,78$). Il est aussi possible de voir dans cette distribution de points deux familles : à taille de feu égale, un premier groupe de départements serait alors caractérisé par un paramètre $-b-$ plus faible que celui que l'on retrouve dans le second groupe. Il est tout de même délicat de définir quelle serait alors la variable qui permettrait cette différenciation. Néanmoins, nous pouvons penser que, globalement, ce sont les modalités des rapports hiérarchiques dans la distribution qui, bien évidemment, dépendent des plus grands feux.

On possède désormais deux indicateurs pour décrire une série de feux : la courbure qui fait plutôt écho aux contraintes globales d'éclosion et de propagation et le paramètre $-b-$ qui nous indique la taille du phénomène. Il s'agit de vérifier maintenant si l'on retrouve une corrélation entre ces deux paramètres puisque logiquement, plus les contraintes de propagation sont fortes (la courbure) moins l'intensité maximale du phénomène doit être importante (ce qui induit que les premiers rangs se ressemblent beaucoup).

4.2.2 Corrélation des paramètres du modèle Fractal Parabolique : résultats et schéma de synthèse

Comme on l'avait espéré (Figure 55), la courbure C_c qui caractérise l'ensemble de la distribution et la pente $-b-$ sont en relation statistique. Les quatorze départements du Sud-est de la France se répartissent en effet le long d'une droite de régression ($r^2 = 0,87$) qui exprime un rapport étroit entre la courbure générale de chaque distribution de feux (les contraintes) et la pente calculée sur les plus grands événements (la taille maximale). Notre approche statistique est donc bien à l'interface des modélisations climatiques, dont rend compte la courbure, et physiques qui se retrouvent notamment dans la taille des plus grands feux (rétroactions positives).



Corrélation des paramètres C_c (la courbure de la distribution) et $-b-$ pour l'ensemble du bassin méditerranéen français étudié à une résolution départementale. Cette corrélation est très bonne ($r^2=0,87$).

Figure 55. Typologie des départements du Sud-est de la France selon les paramètres C_c et $-b-$ du modèle Fractal Parabolique

Ce rapport nous indique qu'une distribution de type Fractal Linéaire (FL), qui est caractérisée par un coefficient de courbure (C_c) égal à zéro, pourrait présenter une pente des plus grands feux approximativement supérieure à 0,6.

Cette valeur correspondrait à un département dont le plus grand feu serait compris entre 80 000 et 100 000 ha. On se situerait alors dans une loi puissance « idéale » comme le serait l'équivalent statistique d'un tapis de Sierpinsky ou d'un flocon de Von Koch. Ce qui est important ici c'est qu'on est nettement en dessous de 1 pour la valeur de α .

En conséquence, cette distribution théorique là n'aurait ni moyenne ni écart-type, car il existe seulement une moyenne si la valeur de α est comprise entre 1 et 2. Il semble alors que le phénomène qui conduit à réduire la courbure, donc à établir une invariance d'échelle, établit aussi une distribution statistique sans moyenne ni écart-type. Cela valide l'abandon du modèle de Gauss qui nous avons évoqué plus en amont dans cette thèse.

Plus on s'éloigne de cette structure, plus la distribution hiérarchique des feux de forêt est courbe. Contrairement à l'idée généralement admise depuis l'article de B. Malamud et D. Turcotte (1998), un profil rectiligne n'est donc qu'un cas particulier pour les distributions hiérarchiques des incendies, peut-être même uniquement théorique. Certaines séries tendent néanmoins vers cette véritable invariance d'échelle où « *il n'y a ni pic, ni bosse nulle part* » (Bak, 1996, p. 45), sans pourtant y correspondre totalement. Ces séries présentent souvent une grande occurrence des feux et les feux les plus importants. Mais, plus fondamentalement, c'est un problème de structure d'ordre relatif. En effet, on peut avoir une structuration puissance stricte qui concerne des séries au faible effectif et une surface brûlée maximale très différente (Figure 56). A l'opposé, on retrouve les espaces les moins soumis à l'agressivité du phénomène qui sont ainsi caractérisés par des distributions au profil très courbe.

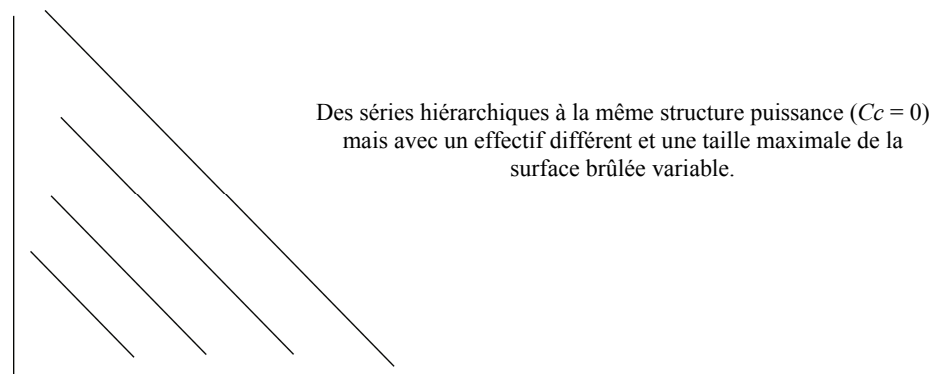
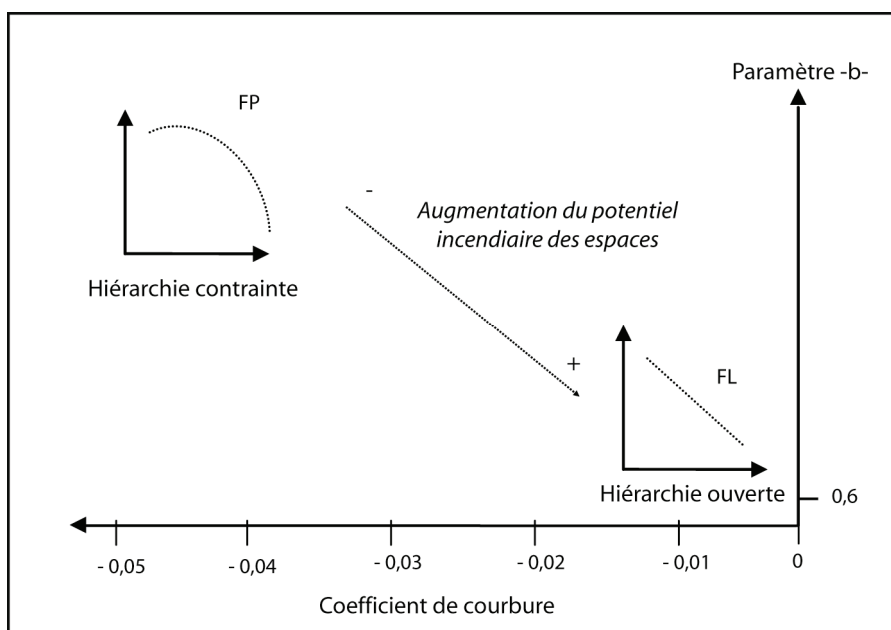


Figure 56. Schématisation de plusieurs distributions puissances

Comme on va le voir, c'est le troisième paramètre de la relation polynomiale du 2nd degré (noté C) qui joue le rôle d'ajustement, dans chaque distribution, à l'effectif de feux et à la quantité de surface brûlée sur la période 1973-2006.

Visuellement, on peut distinguer trois « types » de distributions qui illustrent une gradation dans le potentiel incendiaire :

- Les séries présentant une faible courbure et une faible pente. On retrouve les départements largement soumis à des contraintes favorables aux feux de forêt. Correspondent à ce type d'espaces statistiquement très à risques, le département du Var (qui pourrait presque représenter un archétype à lui seul), les Bouches-du-Rhône, les deux départements de la Corse, les Pyrénées-Orientales et le Gard.
- Les séries présentant une courbure assez marquée et une hiérarchie des premiers rangs relativement importante. Trois départements littoraux correspondent à ce type de distribution. Il s'agit de l'Aude, de l'Hérault et des Alpes-Maritimes. L'Ardèche et les Alpes-de-Haute-Provence font également partie intégrante de ce groupe. Le risque incendie est souvent moins important dans ces espaces en raison de l'influence climatique des massifs montagneux qui sont proches (Cévennes, Alpes) et du rôle de l'orographie dans les précipitations.
- Les séries de feux présentant une forte courbure et une forte pente. On retrouve dans ce type de distribution les départements de la Lozère et des Hautes-Alpes. Ces espaces sont soit à la limite du climat méditerranéen (Lozère), soit clairement au-delà (Hautes-Alpes).



Schématisme de la relation entre les paramètres du modèle Fractal Parabolique (C_c et $-b-$). Aux échelles régionale et départementale, cette relation indique que les espaces présentant une distribution presque parétienne ($C_c \approx 0$) sont également ceux qui offrent des grands feux avec une forte fréquence. Inversement, ceux qui présentent une courbure négative très prononcée sont les moins soumis au phénomène. Hiérarchie ouverte (il n'y a en théorie pas d'échelle limite pour ce type là) et hiérarchie contrainte sont ainsi les deux caractères à rechercher dans les distributions statistiques de feux pour définir une gradation du potentiel incendiaire des espaces.

Figure 57. Du modèle Fractal Linéaire au modèle Fractal Parabolique pour décrire les séries statistiques de feux de forêt

La morphologie des distributions hiérarchiques peut donc se révéler d'un grand intérêt pour la différenciation quantifiée des espaces selon les risques incendies. La courbure et la pente peuvent alors nous servir d'indicateurs pertinents pour graduer le risque statistique entre deux situations opposées : un profil presque rectiligne qui reflète un potentiel incendiaire très important (pour ces espaces, nous n'avons pas atteint les tailles maximales qui apparaîtront un jour !), et un profil très courbe pour les espaces peu soumis aux incendies (les futurs très grands feux ne dépasseront que très difficilement les tailles déjà recensées depuis 1973). On peut alors schématiser cette pensée de la façon suivante : les espaces peuvent se différencier selon leur potentiel incendiaire qui est caractérisé par une structuration variant entre une hiérarchie ouverte (loi de Pareto stricte avec une courbure nulle) et une hiérarchie contrainte (très forte courbure).

Le troisième paramètre de la relation polynomiale (noté *paramètre c*) a un rôle d'ajustement. Il va nous servir à chercher une corrélation entre le nombre, la surface et la forme de la distribution. Nous distinguons ainsi le nombre de feux recensés en 34 ans de leur conséquence en termes de surface brûlée globale. Dans cette étude, nous nous concentrons plutôt sur les tailles des incendies. Néanmoins, il semble opportun de s'attarder un moment sur la prise en compte dans l'ajustement parabolique du nombre d'événements, qui varie de 604 feux (Hautes-Alpes) à 18 050 feux (Haute-Corse) sur la période qui nous intéresse (1973-2006). À l'échelle départementale, le nombre et la surface brûlée globalement par les feux sont deux paramètres corrélés. Il semble ainsi que plus la mise à feu est importante, plus les surfaces brûlées le sont également (*Figure 58*).

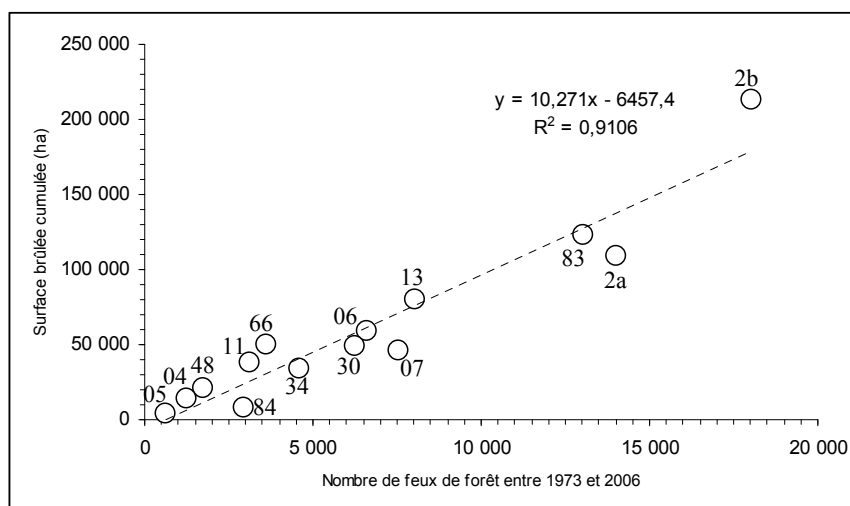
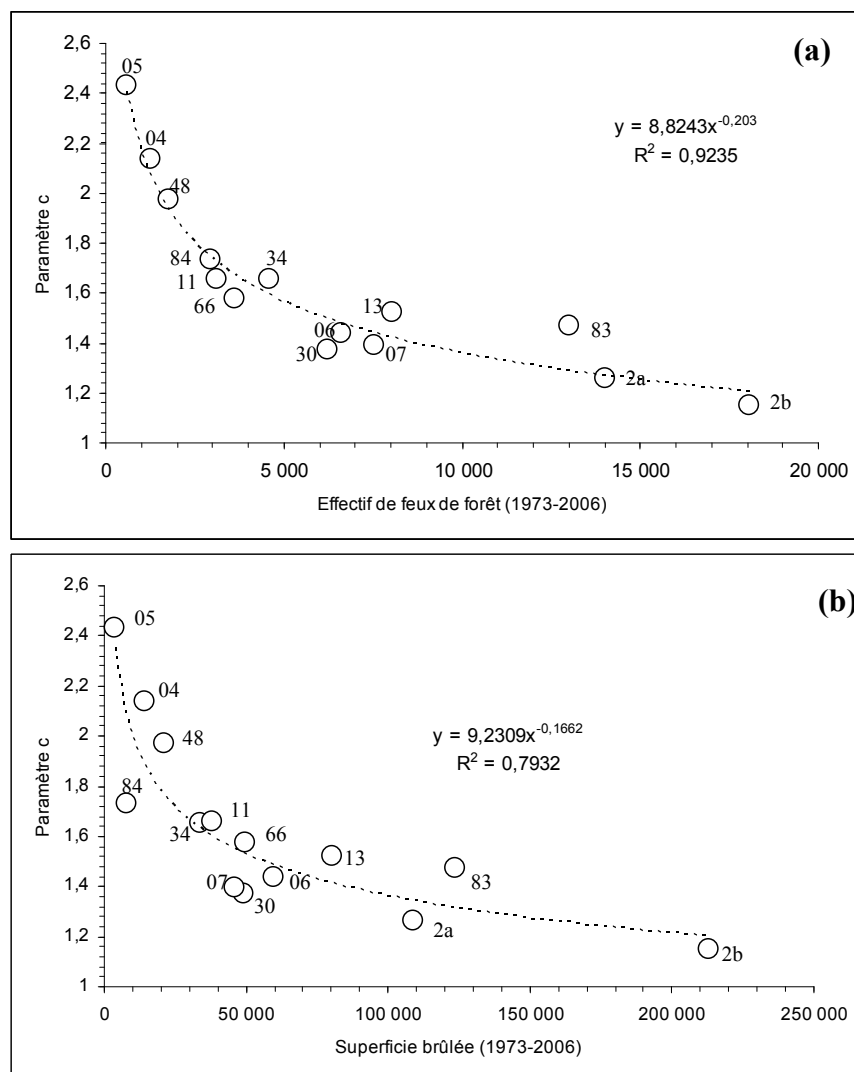


Figure 58. Corrélation à l'échelle des départements entre le nombre de feux et la quantité de surface brûlée

Cette corrélation est très bonne ($r^2 = 0,91$). Certains départements présentent néanmoins des surfaces brûlées cumulées trop éloignées de ce qu'elles devraient être si on évacue les particularités physiques et climatiques de tous ces espaces. Cette comparaison est donc assez grossière, surtout parce qu'on envisage les espaces à des échelles somme toute assez vastes. On peut cependant estimer que le Vaucluse, l'Ardèche et la Corse-du-Sud ont une quantité de surface brûlée (en ha) très en deçà de ce qu'il serait raisonnable d'attendre en observant la corrélation entre le nombre et la surface dans les autres départements (l'écart est de -67 % pour le Vaucluse, -35 % pour l'Ardèche et -21 % pour la Haute-Corse). Connaissant cette relation globalement correcte, il semble logique que la corrélation entre le nombre de feux et le paramètre C d'une part, et entre les surfaces brûlées totales et le paramètre C d'autre part, soient approximativement identiques (Figure 59).



Relation entre le nombre (a), la surface totale des feux (b) et le paramètre C du modèle Fractal Parabolique proposé par J. Laherrère (1996). Cette relation est excellente pour les effectifs de feux ($r^2 = 0,92$) et elle est très bonne pour les surfaces brûlées ($r^2 = 0,79$) ce qui amène à considérer ce paramètre comme définissant l'amplitude des séries de feux.

Figure 59. C : Un paramètre qui définit l'amplitude de la série statistique de feux de forêt

Après la forme globale (courbure) et la pente des rangs médians, le modèle Fractal Parabolique nous donne une information sur l'amplitude de la série que l'on cherche à caractériser. C'est le paramètre c qui sert comme valeur d'ajustement. Or, il semble que dans le cas des séries de feux, c'est lui qui nous informe sur l'étendue des valeurs exprimées en 34 ans. Cette information concerne à la fois l'effectif (a) et la surface brûlée totale (b). La corrélation entre C et les effectifs de feux par département est excellente ($r^2 = 0,92$) et celle avec les surfaces brûlées est très correcte, mais dans une moindre mesure ($r^2 = 0,79$). La corrélation est une relation puissance dans les deux cas. Comme on peut le constater, il existe un écart non négligeable entre les deux coefficients de détermination (13 %). On peut alors se demander la raison de cette différence.

On a vu précédemment que le nombre et la taille globale des feux de forêt sont assez bien corrélés pour les quatorze départements du Sud-est de la France. Mais l'écart au modèle peut être très important dans quelques espaces en raison probablement de certaines contraintes physiques spécifiques comme l'agencement de la végétation (nature, densité, fragmentation) ou certaines contraintes climatiques locales (effet de l'orographie sur les précipitations et les températures). Le fonctionnement du système des incendies de forêt est probablement plus complexe que cette relation linéaire qui pourrait, à tort, nous le laisser penser. Le paramètre C rend plus facilement compte du nombre de feux que de la taille des incendies. La raison se trouve peut être dans le fait que la taille des feux enregistrés dans la base de données n'est que très rarement issue d'une mesure de terrain mais plutôt d'une estimation aérienne pour les plus grands feux et de terrain pour les autres. L'écart de 13 % que l'on a pu mettre en lumière un peu plus haut entre la corrélation du paramètre C avec les surfaces brûlées et le nombre de feux (*Figure 59*) trouve donc probablement sa source dans cette approximation de la superficie brûlée globale. Cette approximation a par ailleurs pour conséquence une sur-représentation des certaines valeurs (0,1 ha et 1 ha par exemple) et une sous-représentation des valeurs intermédiaires dans les différentes distributions hiérarchiques.

En résumé, le modèle MFP tel qu'il a été proposé dans la littérature (Laherrère, 1996 ; Martin, 2003, 2004 ; Martin et Forriez, 2007) nous informe sur les trois aspects essentiels d'une distribution statistique de feux de forêt :

- la courbure (Cc) : elle peut être négative, nulle (et positive comme on le verra plus tard). Elle exprime le niveau des contraintes qui agissent sur les conditions d'éclosion et de propagation du feu. Elle nous donne une image du potentiel incendiaire des espaces.

- la pente ($-b$) : sa valeur est très rarement inférieure à 0,55. Elle exprime le degré de hiérarchie des rangs moyens (tailles intermédiaires) et petits (plus grandes tailles) entre eux. Elle nous informe sur l'échelle de la distribution.
- L'ajustement ($-C$) : à un niveau départemental, sa valeur varie entre 1 et 2,5. Plus la valeur est faible, plus la série présente un effectif de feux important et une superficie brûlée totale qui l'est également. Ce paramètre nous donne ainsi l'amplitude de la série de données.

A partir de la droite de régression le long de laquelle les paramètres Cc et b du modèle Fractal Parabolique se distribuent (*Figure 55* p. 160) nous devons d'une part mesurer les écarts au modèle pour chaque département, et d'autre part tenter de mettre en relation l'amplitude de ces écarts (positifs ou négatifs) avec la situation géographique de chaque département.

4.2.3 Analyse des résidus et situations géographiques

Comme nous l'avons vu précédemment, les points se ventilent le long d'une droite de régression linéaire ($r^2 = 0,87$) qui prend les paramètres suivants :

$$y = -7,12x + 0,62$$

Il est alors très simple de calculer pour chaque département la valeur théorique de y (c'est-à-dire le paramètre $-b$ théorique) en fonction de x (c'est-à-dire la courbure) puis d'évaluer l'écart entre la valeur réelle et cette valeur théorique. On obtient ainsi pour chaque département un résidu positif ou négatif qui exprime l'écart entre l'échelle théorique de la distribution et l'échelle réelle observée.

On met ainsi en lumière la manière dont agissent différemment les contraintes spécifiques sur les plus grands événements. Notons néanmoins que selon les espaces, le qualificatif « *plus grands événements* » ne concerne pas du tout les mêmes ordres de grandeur du phénomène. Nous représentons les résultats dans le graphique suivant.

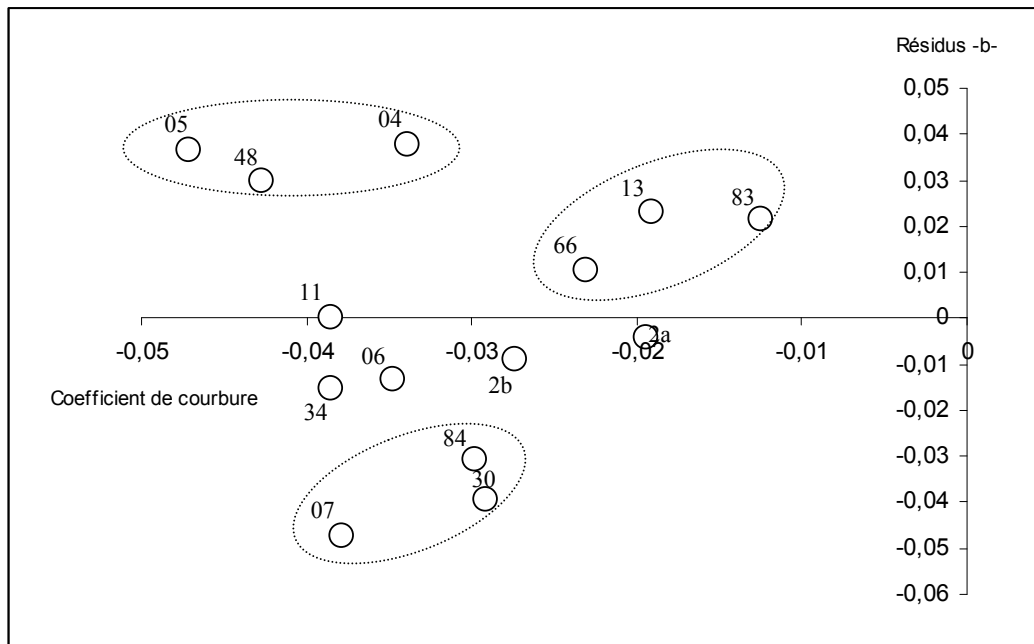


Figure 60. Résidus entre le paramètre -b- théorique et réel en fonction des contraintes (C_c)

Parmi les quatorze départements méditerranéens, trois groupes se distinguent selon l'écart entre la valeur du paramètre -b- dans l'ajustement parabolique et sa valeur théorique. Les Bouches-du-Rhône (13), le Var (83) et les Pyrénées-Orientales (66) présentent des grands feux plus homogènes que ce qu'ils devraient être en théorie en fonction de leurs contraintes climatiques exprimées par le coefficient de courbure. Lorsque les conditions sont très favorables à la propagation des feux (C_c qui tend vers zéro), l'hétérogénéité des grands feux est assez significative ($b \approx 0,6$). Ceci indique que les quelques très grands feux sont naturellement très différents des autres. Dans ces trois départements, les plus grands événements sont anormalement homogènes. La raison est de deux ordres : les conditions structurelles et climatiques peuvent être idéales pour les feux dits « catastrophes » (c'est le cas du Var), les conditions sont un peu moins favorables aux feux mais le potentiel incendiaire est pleinement exploité (c'est le cas des Bouches-du-Rhône et des Pyrénées-Orientales).

Par ailleurs, ces trois départements se ressemblent puisqu'ils sont tous littoraux et fortement anthropisés. Les deux autres groupes présentent des contraintes assez similaires (C_c variant entre -0,03 et -0,05). Ils sont néanmoins très différents puisque les grands feux sont dans un cas anormalement homogènes (Alpes-de-Haute-Provence, Hautes-Alpes, Lozère) et dans l'autre cas anormalement hétérogènes (Ardèche, Gard, Vaucluse).

Les feux sont ainsi « trop » homogènes dans les départements les plus en marge du climat méditerranéen. L'homogénéité des premiers rangs dans une distribution de feux peut donc être le fruit soit d'un processus extrêmement intense (1^{er} groupe) ou simplement que les premiers rangs sont des feux de taille moins importante qu'ailleurs (ce qui est le cas dans les départements alpins et en Lozère). Le troisième groupe est formé des départements qui ont généré des grands feux « trop » hétérogènes (Gard, Vaucluse et Ardèche). La majeure partie du temps, les feux sont très contraints par les conditions climatiques qui sont similaires dans ces espaces qui articulent le littoral provençal, celui du Languedoc-Roussillon et la vallée du Rhône. Exceptionnellement, quelques très grands feux profitent des fenêtres météorologiques propices pour se développer, de sorte que les distributions sont fortement dissymétriques entre les très grands feux et les feux plus restreints spatialement.

Enfin, certains départements présentent des plus grands événements relativement en adéquation avec les contraintes climatiques qui agissent dans ces espaces. C'est le cas des deux départements corse et de l'Aude, ce dernier étant marqué par une courbure de sa distribution hiérarchique environ deux fois supérieure à celles que l'on rencontre en Corse. Au-delà de cette différence, ces trois départements sont parfaitement alignés sur la droite de régression qui permet de distinguer les espaces au potentiel incendiaire le plus important (*Figure 55*). Les Alpes-Maritimes et l'Hérault peuvent être assimilés à ce groupe même si l'on peut relever une légère tendance à une sur-hétérogénéité des plus grands feux.

L'analyse des résidus à une échelle départementale permet donc de comprendre plus précisément le rôle de la situation géographique des espaces puisque après ce rapide commentaire de la Figure 60, il apparaît que les départements proches tendent à présenter le même profil de régime de feux. Pour mieux s'en rendre compte, nous cartographions les écarts entre la valeur réelle et théorique du paramètre -b- de la régression polynomiale d'ordre deux qui sert de pivot de mesure au modèle Fractal Parabolique (*Figure 61* p. 169).

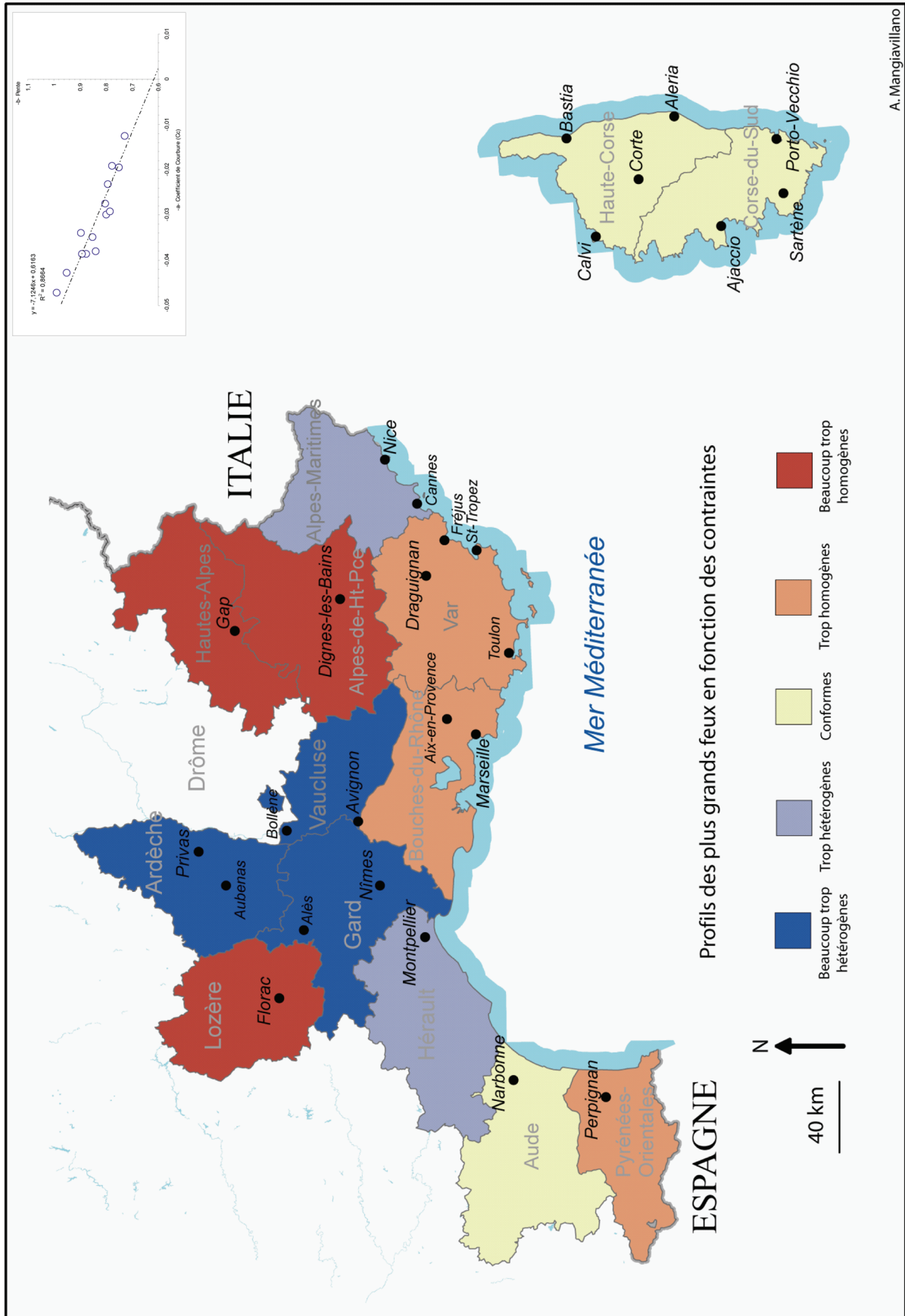


Figure 61. Cartographie des écarts au modèle pour chaque distribution départementale de feux de forêt en région méditerranéenne

Les trois départements dans l'axe de la vallée du Rhône (Ardèche, Gard et Vaucluse) sont remarquables par leurs plus grands feux qui varient entre environ 1 700 et 4 000, mais qui sont surtout anormalement hauts par rapport au reste de la distribution. Le saut de valeur entre les premiers rangs et les suivants indique que dans ces espaces, les très grands événements sont le produit d'un épisode exceptionnel. En effet, les contraintes sont trop importantes pour que de nombreux feux de forêt émergent puis se propagent dans des proportions inquiétantes.

Ce cas de figure est quelquefois transgressé par des feux très violents, de sorte que ces espaces présentent un profil assez dichotomique entre d'une part une très grande majorité de feux qui peinent à prendre de l'ampleur et d'autre part quelques très grands feux qui ont des proportions qui dépassent de beaucoup ce que l'on serait en attente de voir émerger de ces systèmes. Il semble alors qu'ils doivent être épisodiquement en « sur-régime » ; c'est-à-dire que les boucles de rétroactions positives sont quelquefois anormalement nombreuses pour ces espaces qui, au quotidien, sont plutôt le théâtre particulier des boucles de rétroactions négatives qui agissent pour limiter la taille des feux.

A un degré moindre, ce fonctionnement à deux vitesses d'un régime de feux se retrouve dans les Alpes-Maritimes et l'Hérault. Les grands feux sont un peu plus importants que ce qu'ils ne seraient en théorie en fonction des contraintes. Là aussi, les conditions très favorables aux incendies doivent être très ponctuelles dans le temps et probablement très localisées dans l'espace. Avec des feux maximums respectifs de 3 400 ha (06) et 1 400 ha (34), ces deux départements verront très difficilement des feux encore plus grands, sauf si les cas particuliers temporels et spatiaux se multiplient. Nous allons désagréger de nouveau les informations issues de la base *Prométhée* pour vérifier si cette hypothèse de cas particuliers dans l'espace et dans le temps est plausible (des enclaves spatiales qui présentent un risque plus en adéquation avec celui que l'on peut observer dans le Var par exemple).

Nous avons par ailleurs déjà évoqué le cas des départements des Hautes-Alpes, des Alpes-de-Haute-Provence et de la Lozère. Ils ressortent fortement sur la carte avec des plus grands feux trop peu différents des autres rangs de la distribution. En d'autres termes, ils sont trop petits et donc trop homogènes par rapport à ce que l'on pourrait s'attendre à voir émerger de ces systèmes si l'on s'en fie simplement aux contraintes climatiques (paramètre Cc). Il se peut donc que des boucles de rétroactions négatives soient trop nombreuses pour permettre aux plus grands feux d'atteindre des tailles plus importantes.

Cette situation semble indiquer que les feux se développent librement mais qu'ils se confrontent très rapidement à des contraintes physiques (végétation beaucoup moins combustible comme la forêt alpine par exemple) et climatiques (faibles températures et forte humidité nocturne en montagne). En d'autres termes, des conditions locales permettent l'éclosion des feux et dans certains cas leur propagation dans des dimensions problématiques (principalement dans la zone de Manosque) mais le potentiel physique et climatique du département pris dans son ensemble nous indique que, globalement, les très grands feux ne peuvent pas véritablement exister.

Enfin, les deux départements corsent ainsi que l'Aude présentent des premiers rangs dans les distributions hiérarchiques de feux en totale adéquation avec le modèle de corrélation entre les contraintes (Cc) et l'homothétie des plus grands feux (-b-). Il semble alors que ces trois entités administratives sont également des entités climatiques homogènes puisque malgré une agrégation très prononcée des données, la taille et la dispersion statistique des plus grands feux sont parfaitement corrélées aux contraintes générales qui agissent sur la propagation des incendies. Cette situation permet donc de distinguer ces trois espaces littoraux méditerranéens de tous les autres départements qui eux, renferment des logiques spatiales et climatiques hétérogènes qu'il convient de saisir dans leurs particularités.

Il nous semble alors intéressant de chercher à répondre à ces pistes ouvertes aux échelles régionales et départementales, en désagrégant encore nos données en référence au maillage DFCI de 20 km par 20 km. En effet, il s'agira d'abord de vérifier la pertinence du modèle Fractal Parabolique (FP) à une échelle qui intéresse particulièrement les opérationnels et qui, d'un point de vue universitaire, présente l'intérêt non négligeable de pouvoir vérifier à méso échelle (400 km²) l'hypothèse que la forme des distributions hiérarchiques est liée à l'agressivité du phénomène. Dans le cas où cette hypothèse serait vérifiée, on pourra dès lors envisager les paramètres du modèle FP comme des indicateurs du potentiel incendiaire des espaces et donc comme de nouveaux indicateurs d'un régime de feux de forêt.

4.3 Modèle Fractal Parabolique et feux de forêt : approche à méso échelle par le maillage DFCI

Un régime de feux de forêt peut, comme on l'a vu, prendre un profil nettement différent selon les départements de l'espace méditerranéen français. La forme en loi puissance d'une distribution statistique de feux varie en effet assez fortement entre l'espace languedocien, la Provence, la Côte d'Azur et la Corse. Contrairement à l'idée assez généralisée dans le milieu scientifique, la statistique des feux présente un profil parabolique (et non pas uniquement rectiligne en format bi-logarithmique), ce qui nous permet d'utiliser les paramètres du modèle Fractal Parabolique (Laherrère, 1996) comme outils de caractérisation d'un régime de feux. Cependant, la recherche d'une relation parabolique à grande échelle spatiale et temporelle (fine) est un objectif qui peut se confronter à une réalité statistique qui en limiterait la pertinence : un nombre trop étroit de valeurs. L'échelle communale n'est ainsi pas adaptée, car trop fine. Elle a d'ailleurs déjà montré ses limites (Ricotta *et al.*, 2001). Le maillage DFCI (20 km x 20 km) présente donc l'intérêt non négligeable d'être un niveau intermédiaire entre l'échelon départemental et communal. L'espace méditerranéen est quadrillé par un maillage multi niveaux spécifique nommé DFCI⁴³ que nous avons décrit dans un chapitre précédent. Globalement, il est composé de 279 zones qui couvrent l'espace méditerranéen de Perpignan à Menton en passant par Montélimar.

4.3.1 Stabilité de la structure parabolique à l'échelle DFCI : les régimes locaux de feux

Il est évident que toutes ces zones ne présentent pas toutes un effectif de feux suffisant pour mesurer une relation polynomiale d'ordre deux sur la hiérarchie (log) tailles / (log) fréquences. Nous avons fixé un seuil à 400 feux recensés en 34 ans ce qui correspond tout de même à 60 zones sur lesquelles la mesure est effectuée. Quelques mailles DFCI exhibent un nombre plus petit d'événements, mais qui ont couvert au moins 1 000 hectares. Nous les intégrons à la sélection des espaces à étudier. Finalement, c'est une sélection de 77 zones qui nous permet de conserver les trois quarts de l'effectif global des feux, soit environ 65 000 feux sur environ 84 000 (*Figure 62*).

⁴³ Défense de la Forêt Contre les Incendies

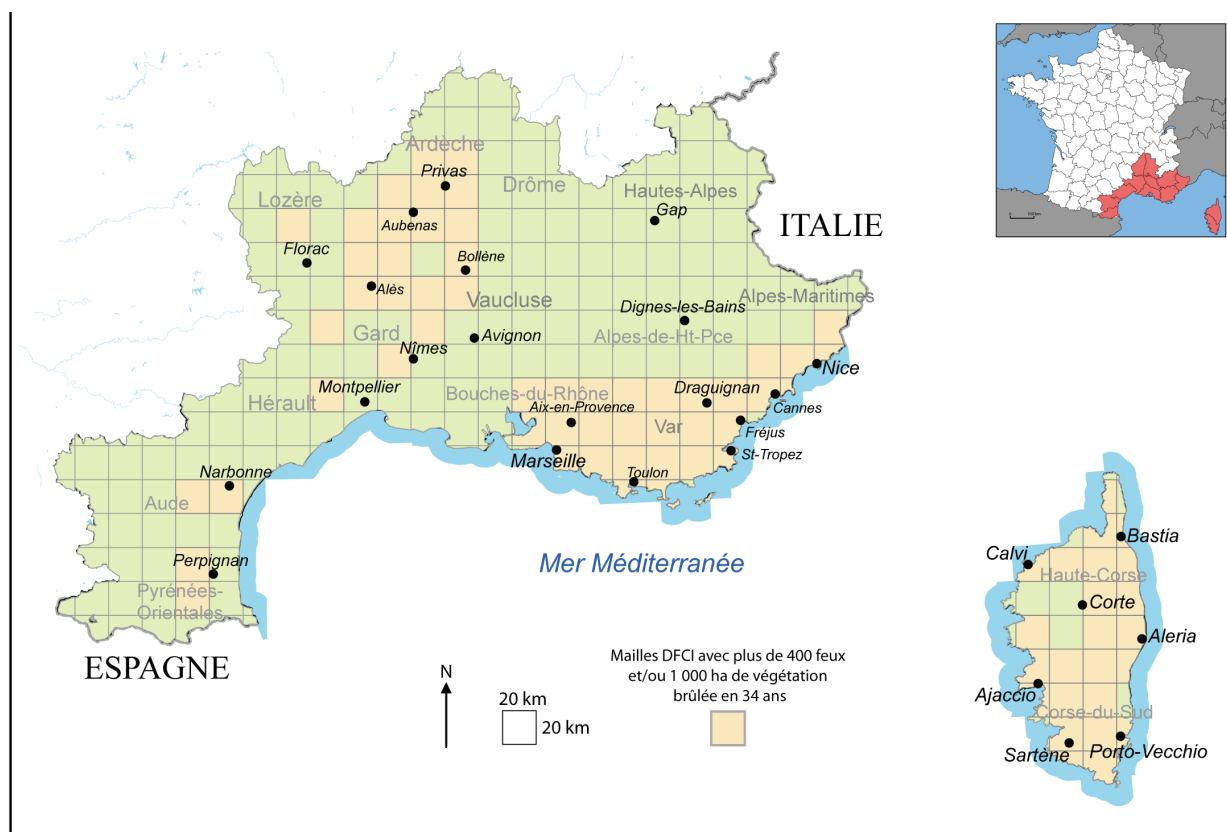
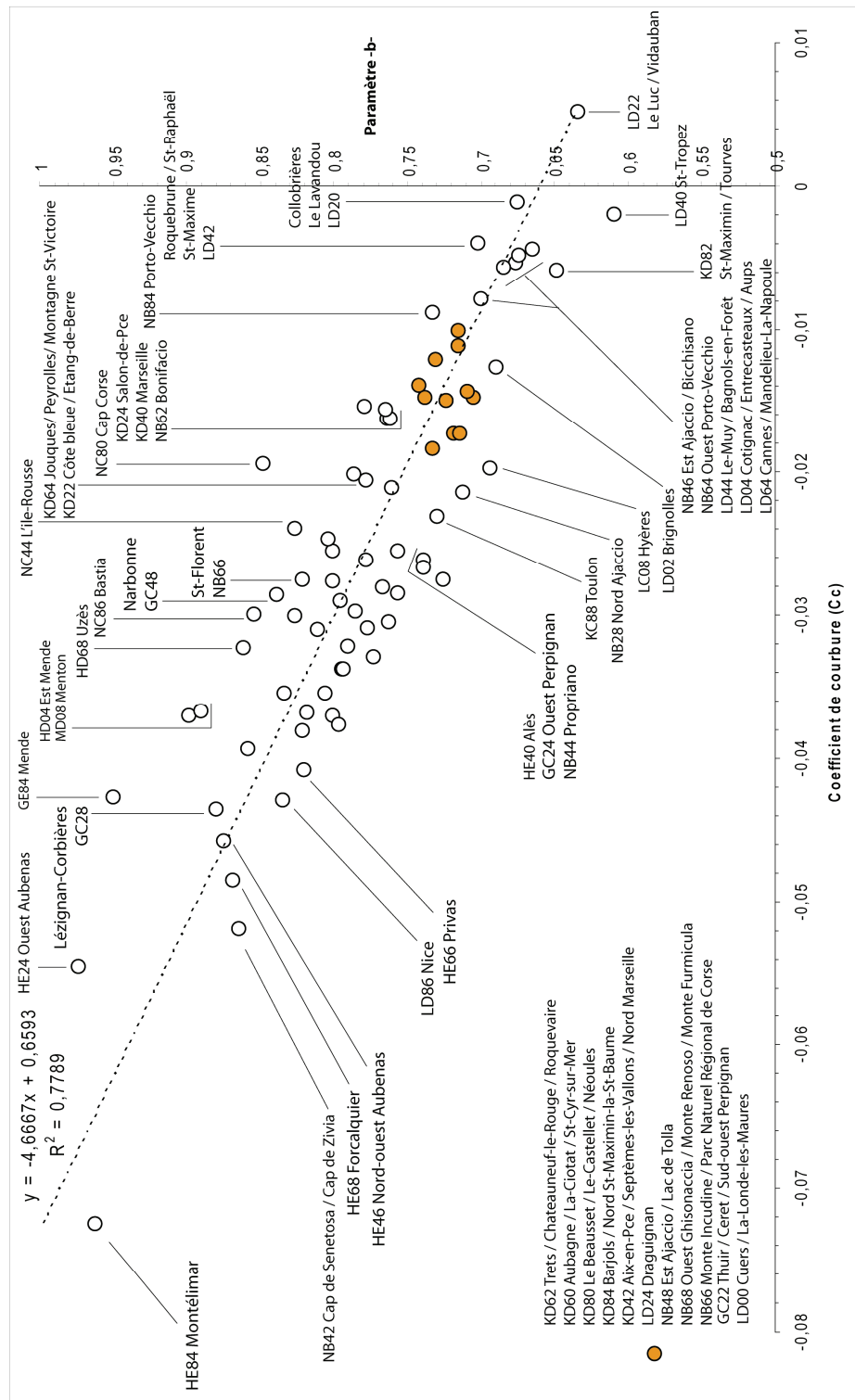


Figure 62. Maillage DFCI dans l'espace méditerranéen et zones de mesure d'une loi puissance parabolique sur les séries de feux

Les résultats semblent confirmer la pertinence du modèle Fractal Parabolique comme outil de gradation du potentiel incendiaire des espaces (*Figure 63*). En effet, comme aux échelles régionales et départementales, la relation entre le coefficient de courbure (C_c) et la pente des premiers rangs (-b-) se vérifie à méso échelle. La relation est assez bonne ($r^2 = 0,78$). L'information la plus importante est qu'à cette échelle, une zone présente une courbure positive, c'est-à-dire qu'à fréquence égale, les feux dans cet espace ont une taille supérieure à ce qu'elle devrait être sans une action exogène sur le milieu. Les feux sont donc surdimensionnés puisqu'ils sont amenés à être en quelque sorte « favorisés » dans leur propagation pour toutes les tailles (des micros aux macros feux). La zone concernée est celle de Vidauban / Le-Luc connue pour être le foyer le plus actif pour les très gros incendies dans le bassin méditerranéen.

4.3 - Approche à méso-échelle



A méso échelle, la morphologie des distributions hiérarchiques de feux est liée à la courbure générale (C_c) et à la pente des plus grands feux (-b-) ($r^2 = 0,78$). Des zones présentent des hiérarchies de feux particulièrement ouvertes (principalement dans le Var et la Corse avec un $C_c \approx 0$) ce qui indique que le phénomène est largement favorisé par les conditions locales. D'autres, au contraire, ont des hiérarchies très courbes, situation qui illustre un phénomène très contraint par le milieu et le climat. A C_c égal, le paramètre -b- nous permet de distinguer les zones où les premiers rangs (les grands feux) sont décalés du reste de la distribution. Les zones les plus à risque sont donc celles qui présentent un potentiel global très fort (C_c positif ≈ 0) et un -b- faible. Quatre cas sont remarquables : *St-Maximin / Tourves* ; *St-Tropez* ; *Collobrières / Le Lavandou* et surtout *Le-Luc / Vidauban*.

Figure 63. Mailles DFCI et modèle fractal parabolique : différenciation des espaces à méso échelle selon leur histoire incendiaire

La zone de Vidauban (Var) présente la double particularité d'avoir des contraintes d'éclosion et de propagation très favorables au phénomène (courbure positive) et d'être « idéalement » située dans l'axe du vent dominant et aux portes d'une des plus grandes étendues forestières du département. La taille maximale (11 500 ha) et les rangs suivants sont très espacés les uns des autres (trois feux entre 5 500 et 7 000 ha, un feu de 2 500 ha puis quelques uns à peine supérieurs à 100 ha). Il existe des intervalles très importants entre ces rangs. Le danger réside par conséquent dans l'adéquation entre un potentiel intense (courbure positive qui illustre des conditions très favorables au phénomène) et une réalité physique et climatique qui présente toutes les « qualités » pour combler ces intervalles.

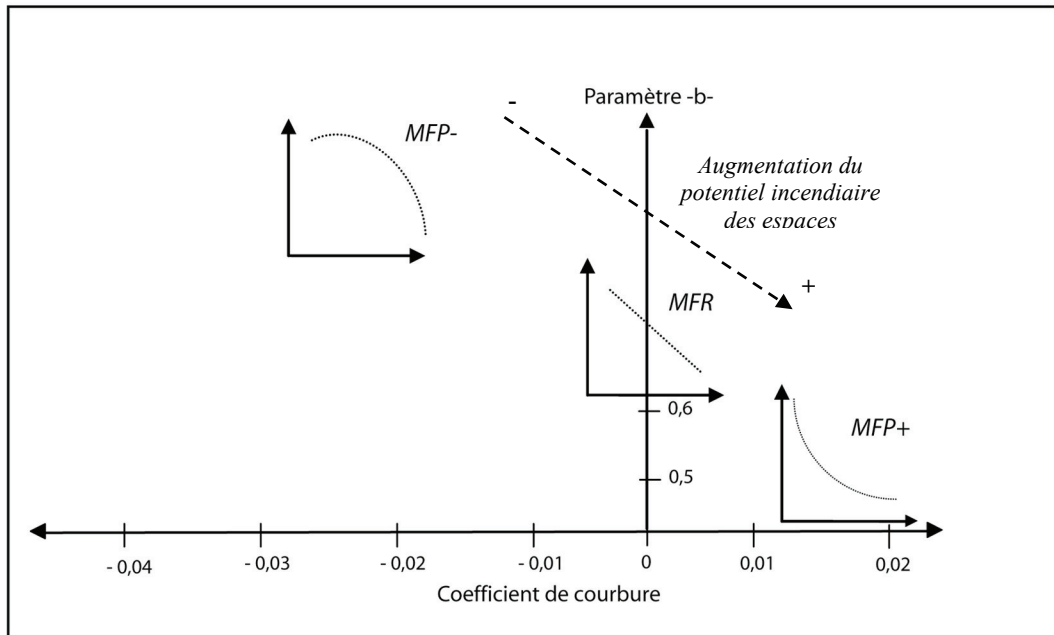
Toutes choses égales par ailleurs, la description des feux du passé est probablement un bon indicateur du potentiel des espaces à générer des incendies plus ou moins agressifs. Le recul temporel de 34 ans nous donne en effet un aperçu intéressant (pourtant très étroit par rapport au recul temporel disponible sur les crues) sur les capacités des espaces à produire des rétroactions positives (ou négatives) à partir des multiples interactions non linéaires entre les variables physique, climatique et anthropique. Parmi les 10 mailles DFCI au plus fort historique incendiaire (modèle puissance presque rectiligne et/ou positive), huit sont issues du département du Var et les deux autres sont Corses. Cette catégorie d'espaces peut se distinguer, car la courbure est inférieure à $-0,01$. Pourtant, là aussi, le paramètre $-b-$ nous donne l'opportunité de les différencier.

On retrouve dans ce type les grands espaces du centre du Var (Collobrières, Bagnols-en-Forêt, Le-Muy, Roquebrune-sur-Argens) mais aussi la zone de Cannes (Alpes-Maritimes) et celle de Porto-Vecchio (Corse-du-Sud). Ces espaces produisent de très grands feux dans une fréquence assez importante. Les grandes tailles sont assez homogènes entre elles et avec les autres rangs, ce qu'illustre une forte hiérarchie interne globale. À l'inverse, des mailles DFCI caractérisées par une distribution hiérarchique quasi parétienne ($Cc < 0,01$) présentent des grands feux nettement décalés des autres rangs. Un faible paramètre $-b-$ dans ces zones nous indique un problème d'échantillonnage qui correspond à un certain « vide » entre les feux les plus grands et ceux des rangs suivants. Deux cas sont remarquables : le premier est situé à la périphérie de St-Tropez (Var). Seuls deux feux sont supérieurs à la centaine d'hectares de végétation brûlée et tous les autres sont assez étroits (moins de 10 ha). En raison de sa situation géographique (un littoral opposé au sens du vent dominant), il est peu probable que de très grands feux s'y développent.

Le second cas remarquable est la zone varoise de St-Maximin / Tourves. Comme dans la zone précédente, les premiers rangs sont très largement supérieurs aux autres (environ 1 500 ha puis moins de 100 ha). Cet espace a donc déjà montré ses capacités à prolonger très nettement sa hiérarchie vers le haut. Il existe donc un intervalle assez grand (entre 50 ha et 1 000 ha) qui pourrait être comblé assez facilement. La quantité de combustible nécessaire est présente (un feu à déjà brûlé 1 500 ha) et les petits feux sont très peu contraints (courbure presque nulle). Le danger réside donc dans l'adéquation entre un fort potentiel et une réalité physique qui a montré que les grands feux sont possibles dans cet espace. Par ailleurs, la zone est située au cœur des forêts varoises, ce qui n'arrange rien.

Il s'agit donc de faire évoluer notre schématisation du potentiel incendiaire des espaces en intégrant une courbure positive dans notre raisonnement (*Figure 64*). Au début de ce chapitre (p. 160), lorsque nous commençons l'étude des formes paraboliques des distributions statistiques de feux, nous pensions que l'auto-similarité (distribution rectiligne qui correspond à une loi de Pareto) n'était pas un cas de figure envisageable. Il semble que nous étions dans l'erreur puisque non seulement ce cas de figure est possible, mais la courbure peut également être positive.

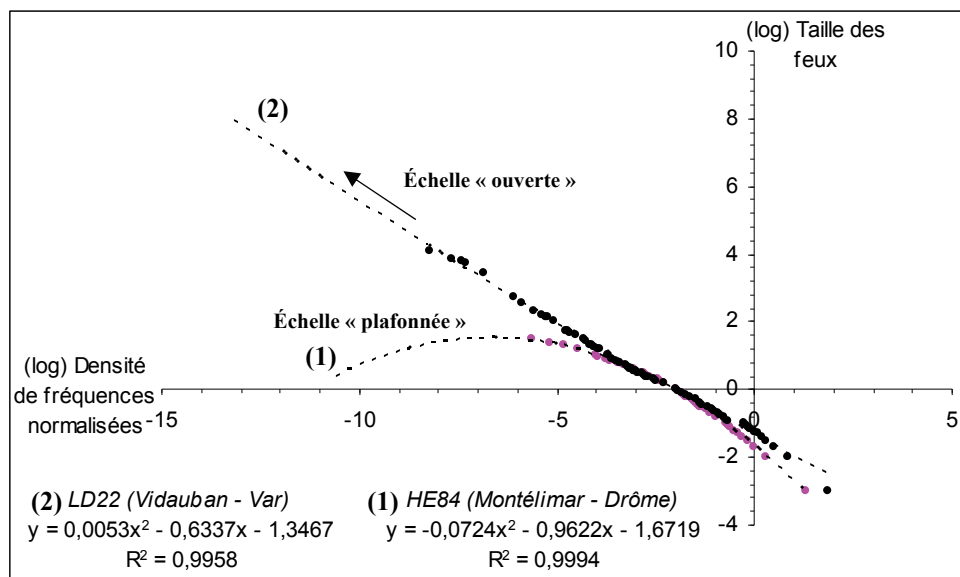
De ce fait, les espaces peuvent se différencier selon trois formes possibles en fonction de leur distribution hiérarchique d'incendies : le cas le plus favorable pour les autorités publiques est celui d'une distribution dont la courbure est très négative (MFP-). La hiérarchie est alors très contrainte. Ce sont plutôt les espaces en périphérie du climat méditerranéen qui présente un tel visage (Drôme, Ardèche) et quelques espaces très spécifiques (par exemple une zone littorale du Sud-est de la Corse à dominance rocheuse). La majorité des espaces étudiés ici se rapproche plutôt d'une hiérarchie quasi parétienne (Cc compris entre -0,02 et 0). Le coefficient de courbure est alors proche de 0. Le troisième cas de figure est une exception (et heureusement d'ailleurs) puisqu'il s'agit d'un profil qui correspond à un Modèle Fractal Parabolique caractérisé par une courbure positive (MFP+). Nous définissons cette situation très problématique par le qualificatif de *hiérarchie à effet-roi transitoire* puisque ces espaces semblent pouvoir produire des tailles de feux beaucoup plus grandes que les autres, et qu'elles sont susceptibles de faire varier les paramètres de l'ajustement (nous le vérifierons par la suite). Pour ces espaces, il n'y pas vraiment de seuil supérieur à la taille des feux. On peut d'ailleurs résumer cette pensée par la figure ci-après.



Schématisme des régimes statistiques des feux de forêt. La forme parabolique varie entre une courbure négative illustrant de fortes contraintes à l'écllosion et à la propagation des feux (Modèle Fractal Parabolique négatif nommé *MFP-*), une courbure quasiment rectiligne (Pareto) qui évoque un phénomène souvent très fréquent et agressif (échelle « ouverte » dite *MFR*) et une courbure positive, dite « hiérarchie à effet-roi transitoire », qui caractérise les milieux où le potentiel incendiaire est souvent extrême (*MFP+*).

Figure 64. Une loi puissance parabolique à trois visages : des hiérarchies de feux de forêt contraintes, parétiennes ou à effet-roi transitoire

Pour se représenter mentalement les différents profils que peut prendre le phénomène incendie selon les espaces dans lesquels il émerge et se propage, nous rapprochons sur un même plan deux cas extrêmes (*Figure 65*).



Représentation sur un même plan de deux régimes de feux très différents. Le premier présente une loi puissance très courbe (C_c très négatif) et concerne un espace à la limite du climat méditerranéen (Montélimar). Le second (Vidauban) est, lui, caractérisé par une loi puissance parabolique mais la courbure est cette fois positive ce qui indique un espace où le phénomène feu est extrêmement agressif et fréquent.

Figure 65. Deux régimes de feux, deux formes de loi puissance parabolique : une courbure négative et une courbure positive

On peut dès lors visualiser la nette différence entre une courbure très négative (Montélimar dans la Drôme) et une courbure légèrement positive (Vidauban dans le Var).

Dans le premier cas de figure (1), la distribution atteint son maximum assez rapidement (Montélimar). Les feux de forêt ne devraient pas être beaucoup plus importants que ce qu'ils ont déjà été en 34 ans. A l'inverse, il semble impossible, après de nombreuses tentatives, de définir un maximum pour la distribution MFP+ des feux dans la zone de Vidauban / Le-Luc. La taille des feux est donc en théorie illimitée. En théorie surtout, car il est évident que la taille même de la surface végétalisée concernée est limitée. En effet, la surface de végétation contenue dans la maille DFCI de Vidauban (LD22) est d'environ 27 000 ha, ce qui, cumulé à la surface végétale de la maille voisine qui est dans le sens du vent et qui mène à la mer (LD42 avec environ 8 500 ha), donne une limite physique approximative au phénomène de 35 500 ha.

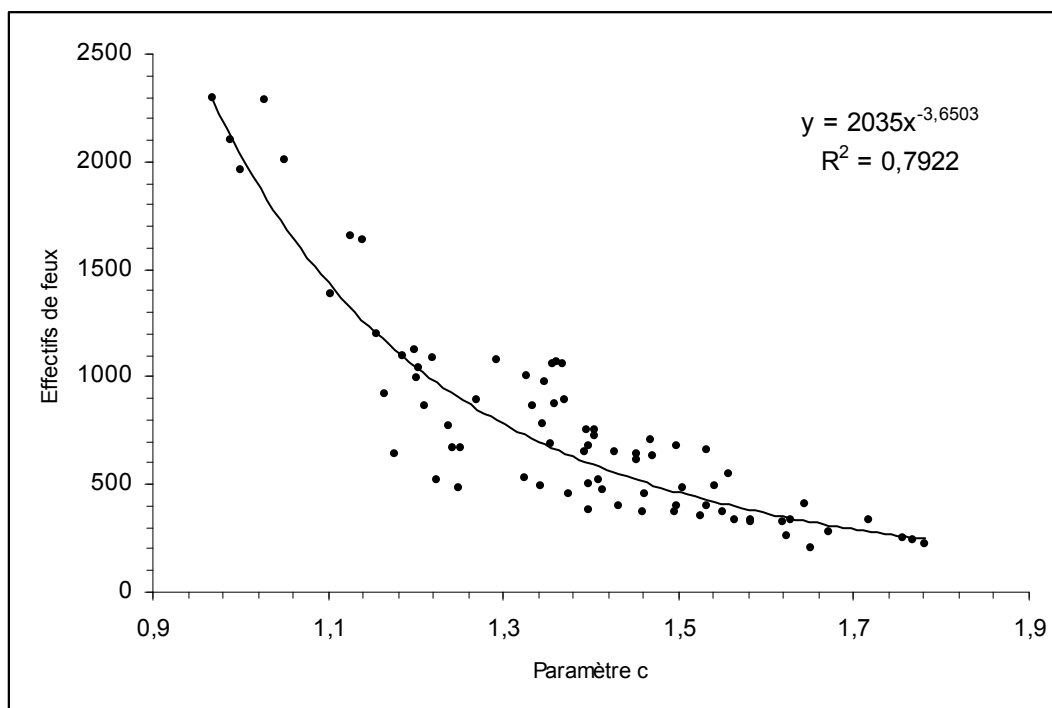
En théorie donc et selon un scénario tout à fait improbable de la combustion de l'ensemble de la végétation sur un espace de 700 km², la surface disponible pour le phénomène est environ trois fois supérieure à la plus grande taille d'un feu répertorié (11 500 ha). En conséquence, il y a une réelle possibilité que des feux bien plus grands que ceux déjà affrontés se produisent (20 000 ha est un chiffre pas tout à fait irréaliste).

Le potentiel incendiaire est donc très important et les feux futurs pourront être encore plus gros que ce qu'ils ont déjà été (plusieurs dizaines de milliers d'hectares comme en Grèce durant l'été 2007 ?). Au-delà d'un simple regard comptable sur les quantités de surfaces brûlées par les incendies, l'utilisation d'un Modèle Fractal Parabolique (MFP) nous permet de différencier les espaces selon la forme de leur distribution hiérarchique de feux (coefficient de courbure). Des mailles DFCI présentent un potentiel incendiaire très important (quasi rectilignes voire avec une courbure positive) qui est plus ou moins exploité par la réalité physique des plus grands feux (paramètre -b-). Mais la majorité des zones étudiées dans le bassin méditerranéen n'est pas, heureusement, en situation aussi extrême.

L'implication opérationnelle est assez grande. En effet, cette modélisation statistique nous indique les espaces où le phénomène a été le plus agressif et vélocé entre 1973 et 2006, ce qui nous laisse entrevoir dans une certaine mesure (toutes choses égales par ailleurs) le comportement potentiel des feux futurs dans ces mêmes lieux. Cette question complexe de l'évolution chronologique des états du système sera abordée dans les chapitres 6 et 7.

Il est alors souhaitable de concentrer les moyens de lutte et de surveillance sur ces zones (MFP et MFP+), certes assez vastes, mais qui sont déjà connues par les hommes de terrain comme problématiques. Notre méthode de travail, parce qu'elle est statistique, implique des échelles d'analyses assez vastes (mailles DFCI de 400 km² comme échelle la plus fine et celle du bassin méditerranéen comme approche la plus large). Notre démarche conceptuelle et méthodologique n'est donc pas suffisante pour indiquer statistiquement les lieux potentiels de mise à feu (ce n'est d'ailleurs pas son objectif). Elle est par contre tout à fait complémentaire des travaux qui sont spécifiques sur cette question (Follin, 2000 ; Decarnin, 2002 ; Mangiavillano, 2003, 2004) ou qui la traitent par des approches plus globales comme la logique floue (Cesari *et al.*, 2004). La démarche serait alors d'effectuer *a posteriori* de notre analyse statistique globale un travail un peu différent d'analyse spatiale à l'échelle métrique pour embrasser dans son ensemble le potentiel statistique du phénomène.

Comme nous l'avons fait à l'échelle départementale, nous devons évaluer à méso échelle la corrélation entre le paramètre d'ajustement de la régression polynomiale (-c-) et la fréquence des incendies. Là aussi, la corrélation est assez bonne ($r^2 = 0,79$) ce qui confirme l'utilisation de ce paramètre comme indicateur de l'amplitude des séries de données (Figure 66).



Relation entre le nombre de feux recensés en 34 ans dans chaque maille DFCI et le paramètre -c- qui sert d'ajustement dans la droite de régression polynomiale d'ordre deux utilisée pour rendre compte de la courbure de la distribution dans le MFP sur les séries de feux. Comme à l'échelle des départements et des régions, cette relation est très bonne ($r^2 = 79$). C'est donc ce paramètre qui décrit l'amplitude de chaque distribution. Il vient ainsi compléter la courbure (Cc) et la dimension fractale des feux les plus grands (-b-).

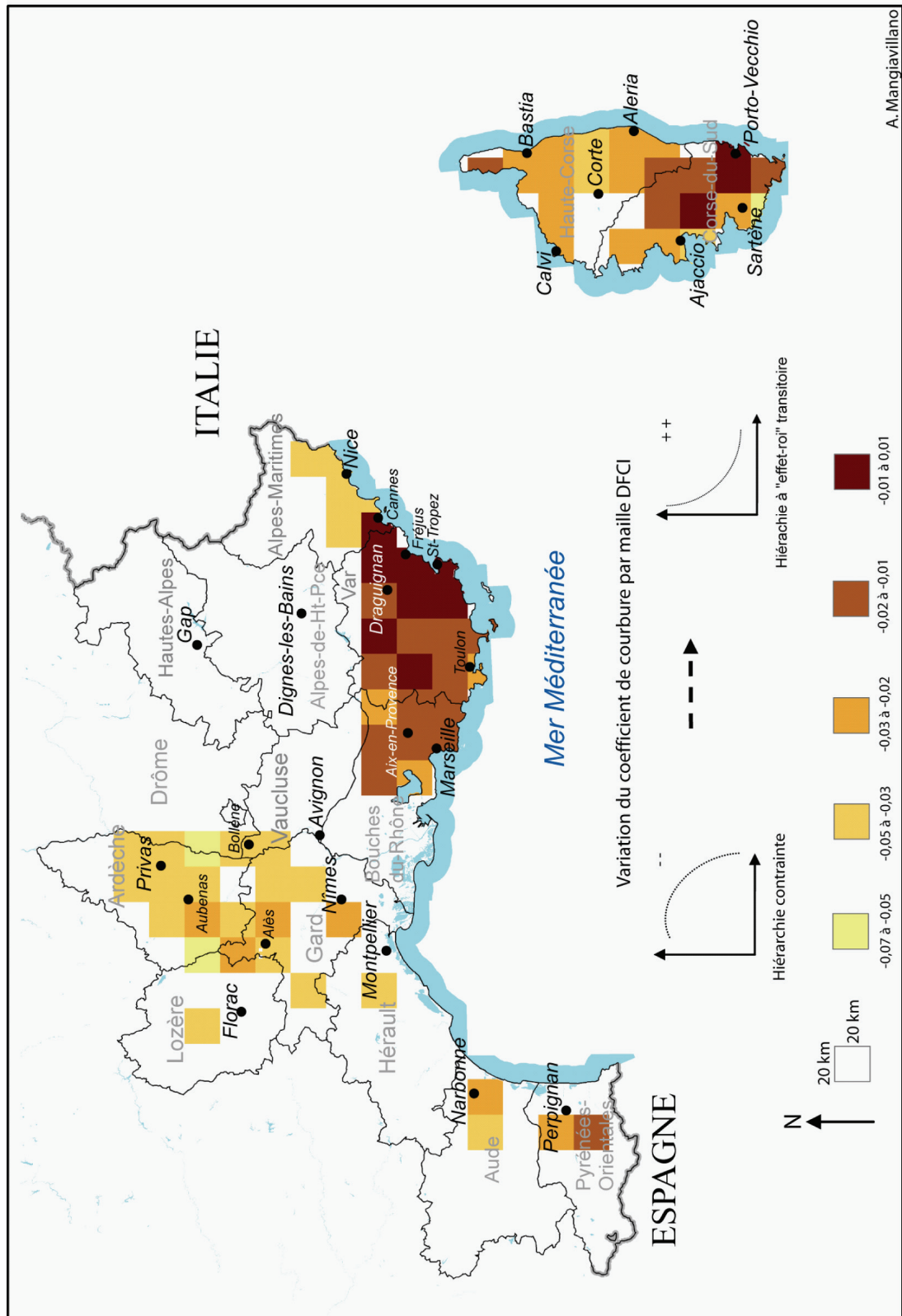
Figure 66. Les effectifs de feux à méso échelle corrélés au paramètre -c- du modèle FP

Le paramètre $-c-$ varie de 0,97 à 1,77 selon une forme puissance en fonction du nombre de feux recensé dans chaque zone. Pour les très petits comme pour les très grands effectifs, la relation est excellente puisque les effectifs de feux ne s'écartent presque pas de la droite de régression. Par contre, pour les fréquences intermédiaires, le bruit est assez important. Dans l'ensemble et parce que nous avons sélectionné une quantité non négligeable d'échantillons (77 mailles DFCI), le coefficient de détermination est correct ($r^2 = 0,79$) et serait probablement meilleur si les règles d'échantillonnage avaient été moins rigides (60 mailles avec un minimum de 400 feux + 17 mailles avec moins de 400 feux, mais présentant un total brûlé supérieur à 1 000 ha entre 1973 et 2006). Il faut tout de même rappeler qu'il est très discutable d'étudier la forme d'une distribution qui ne comporte qu'un très faible nombre d'individus statistiques.

4.3.2 Régimes de feux locaux et situations géographiques

Le résultat cartographique est présenté dans la *Figure 67*. Dans le cadre d'une analyse spatiale, l'hypothèse la plus fondamentale sur la répartition des régimes de feux est l'autocorrélation spatiale, c'est-à-dire que deux lieux proches ont tendance à se ressembler et que plus la distance qui les sépare est importante, moins cette ressemblance se vérifie. Or, les régimes de feux ont effectivement tendance à être similaires pour des mailles DFCI contiguës.

Les contraintes sur la taille des feux de forêt sont assez fortes sur la partie languedocienne de l'espace méditerranéen et en Haute-Corse (Cc fortement négatif). A l'inverse, elles favorisent largement le phénomène sur le littoral provençal et celui de la Côte d'Azur (à l'exception de l'extrémité des Alpes-Maritimes) et permettent quasiment aux distributions en MF de suivre une loi de Pareto exacte ($Cc \approx 0$ donc presque MFR). Il est par ailleurs possible de distinguer nettement la partie orientale du département du Var jusqu'à la zone de Cannes. Les conditions dans cette zone permettent au phénomène d'éclorre et de se propager « librement ». On retrouve les mêmes conditions dans le Sud de la Corse qui se différencie de la partie nord de l'île de beauté (à l'exception du Cap-corse qui présente un potentiel similaire). La situation du littoral niçois est assez remarquable avec une discontinuité nette (également issue de la résolution grossière utilisée) qui la sépare du reste du littoral méditerranéen. Les effets de la topographie sont très présents et semblent contrebalancer dans une certaine mesure ceux des vents dominants.



Cartographie du coefficient de courbure (Cc) dans chaque maille DFCI de l'espace méditerranéen qui possède un nombre suffisant d'individus statistiques pour que la mesure d'une loi puissance parabolique conserve du sens. L'espace varois et la Corse-du-Sud se distinguent nettement du reste de l'espace méditerranéen. Le littoral des Alpes-Maritimes présente un profil très différent de ses voisins. Le Languedoc-Roussillon est ponctué de zones assez favorables à l'éclosion et à la propagation des feux mais dans l'ensemble, c'est un espace relativement peu apte à la répétition d'événements intenses

Figure 67. La répartition du potentiel incendiaire dans l'espace méditerranéen français - Approche à méso-échelle du paramètre Cc du Modèle Fractal Parabolique

Nous calculons pour l'ensemble des maille DFCI, l'écart entre le paramètre $-b-$ réel (celui qui est donné par le polynôme du second degré) et le paramètre $-b-$ théorique (celui que l'on calcule à partir des paramètres de la droite de régression de la *Figure 63*). Il s'agit donc à cette étape de l'analyse de comprendre plus en détail les résidus de la corrélation entre les contraintes (Cc) et la structure de chaque distribution ($-b-$) pour les grandes tailles. L'équation qui sert à calculer la valeur théorique du paramètre $-b-$ est la suivante :

$$-b- \text{ théorique} = -7,667Cc + 0,6593$$

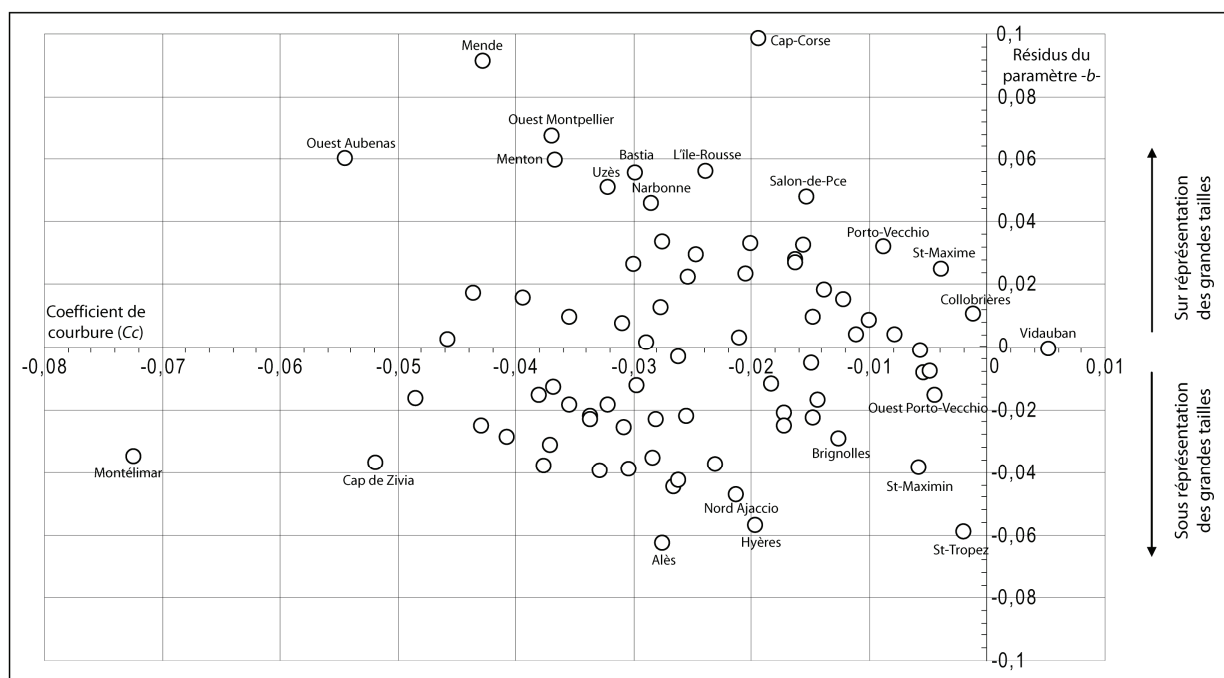


Figure 68. *Ecart entre le paramètre $-b-$ réel et théorique en fonction du paramètre Cc pour chaque maille DFCI de l'espace méditerranéen*

Dépendant d'un coefficient de courbure similaire, les distributions de feux peuvent présenter des profils nettement différents au niveau des premiers rangs (les plus grandes tailles). Le paramètre $-b-$ réel peut être supérieur à sa valeur théorique. Les zones concernées sont alors représentées par un résidu positif sur l'axe des ordonnées (y). Le paramètre $-b-$ réel peut également être inférieur à sa valeur théorique. Les zones sont alors caractérisées par un résidu négatif sur l'axe des ordonnées (y). Plus le coefficient de courbure tend vers un zéro synonyme de distribution parétienne stricte, plus le degré d'homothétie concerne des feux de taille importante. Autrement dit, il semble que certaines zones présentent la particularité d'être propices à l'éclosion et la propagation des feux et qui, en outre, dévoilent certaines boucles de rétroactions positives spécifiques aux grands feux (vent soutenu et fréquent par exemple).

En Corse, les zones du Cap-Corse, de l'île-Rousse et de Porto-Vecchio sont caractéristiques de ce profil de distributions où faible courbure et sur-représentation des grandes tailles de feux se complètent. Sur le continent, les zones de Collobrières (à un degré moindre) et de St-Maxime se distinguent quelque peu, mais c'est surtout celle de Salon-de-Provence qui est mise en valeur. Il semble alors qu'une variable exogène y soit présente dans des proportions qui dépassent celles que l'on rencontre ailleurs. Comme nous l'avons déjà évoqué, il s'agit probablement du vent qui augmente la représentativité des plus grands feux par rapport aux autres tailles. Le cas le plus extrême est la zone du Cap-Corse où la valeur réelle de $-b-$ est 13 % plus élevée que sa valeur théorique (en fonction du paramètre Cc).

Le cas inverse à la zone du Cap-Corse se trouve à St-Tropez et à Hyères où les plus grandes tailles de feux sont largement sous représentées. L'écart entre la valeur réelle de $-b-$ et sa valeur théorique est d'environ -9 % ce qui indique que des boucles de rétroactions, négatives dans ce cas précis, doivent probablement freiner une prise de taille importante des feux, et ce, malgré un paramètre Cc faible. Il se trouve que ces deux zones sont relativement enclavées sur le long d'un littoral fortement anthropisé en période estivale et ne disposent que d'un très faible couvert végétal. La limite de la taille des feux est donc structurelle. Il serait donc par la suite judicieux de normaliser nos mesures par rapport au couvert végétal potentiellement disponible pour les incendies. Néanmoins, il nous semble que ces zones, parmi lesquelles on retrouve aussi la périphérie de Brignoles ainsi que la zone St-Maximin / Tourves (dans ces espaces, la quantité de combustible est cette fois largement suffisante pour les feux), sont potentiellement génératrices de feux susceptibles de combler les écarts « trop » importants entre le feu maximal et les autres rangs. Pour St-Maximin, l'intervalle qui devrait vraisemblablement se combler naturellement est compris entre 44 ha et 615 ha. Pour Brignoles, cet intervalle anormalement large concerne les valeurs bornées entre 284 ha et 800 ha.

4.3.3 Analyse des résidus et proposition d'un indice synthétique

Pour bien se rendre compte du rapport entre la taille des plus grands feux et les résidus du paramètre $-b-$ du modèle Fractal Parabolique, nous proposons une grille de lecture à double entrée : pour chaque maille nous récupérons la valeur du résidu de $-b-$ et la taille maximale atteinte par les incendies que nous graduons d'un événement « moyens » à un feu « roi ». Les résultats sont proposés dans la figure ci-après (page suivante).

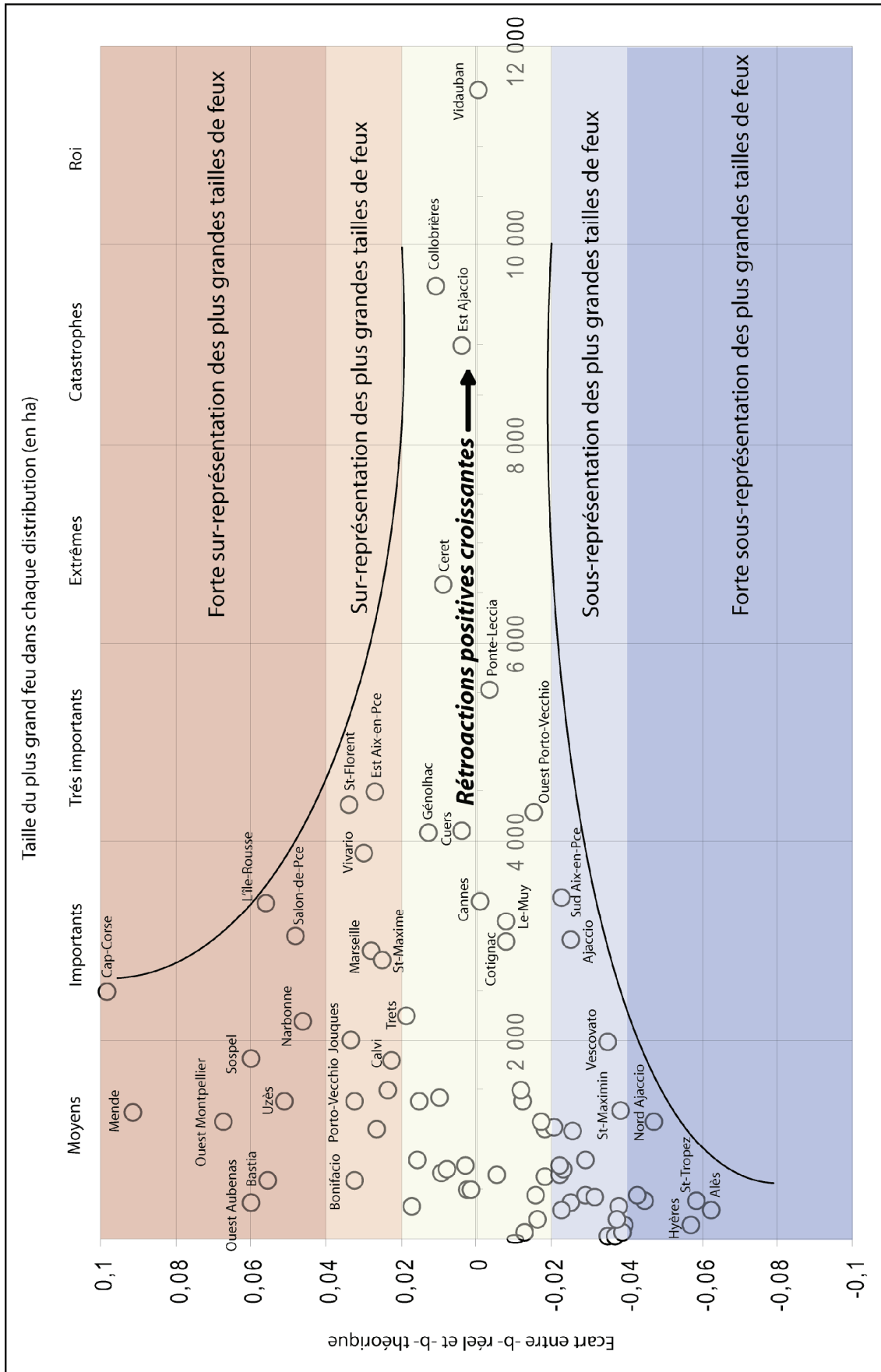


Figure 69. Modèle FP et mailles DFCI : les résidus du paramètre -b- en fonction de la taille du plus grand feu

L'axe des abscisses (x) évoque la taille du plus grand feu recensé depuis 1973 dans chaque maille DFCI. Les valeurs s'échelonnent entre 30 ha et 11 580 ha avec une majorité de distributions dont la valeur maximale est inférieure à 2 000 ha. Une quinzaine de mailles DFCI présentent des feux de taille maximale entre 2 000 et 4 000 ha qui sont qualifiés d'événements « importants » dans le graphique. Six mailles sont constituées de feux « très importants » compris entre 4 000 et 6 000 ha. Une seule zone comporte un feu maximal dont la dimension est comprise entre 6 000 et 8 000 ha (Céret dans les Pyrénées-Orientales). Nous qualifions cette dimension « d'extrême ». Deux feux sont dits « catastrophes » (entre 8 000 et 10 000 ha). Enfin, le feu « roi » de l'espace méditerranéen français sur la période étudiée (1973-2006) est supérieur à 11 500 ha.

On peut constater que sur les 77 zones analysées, il y a moins de zones qui présentent une sur-représentation des plus grands feux (31 zones avec un $-b-$ réel supérieur au $-b-$ théorique) que celles qui présentent une sous-représentation (20 zones avec un $-b-$ réel inférieur au $-b-$ théorique). Néanmoins, les écarts à la valeur théorique de $-b-$ sont plus importants dans le cas des sur-représentations (maximum +0,09 contre -0,06 pour la sous-représentation maximale).

Pour chaque classe d'intensité du feu de taille maximale, on peut ainsi mettre en évidence des différences assez notables de représentativité des plus grands feux. Il est tout d'abord très intéressant de constater qu'hormis deux exceptions (St-Florent en Corse et Aix-en-Provence sur le continent), toutes les mailles DFCI (400 km²) qui présentent un feu de taille maximale supérieur à 4 000 ha (soit 8 au total) se dispersent dans un intervalle de confiance relativement restreint autour de la valeur théorique du paramètre $-b-$ (-0,02 à +0,02). Ceci nous indique que les zones où l'aléa est le plus agressif sont bien ajustées au paramètre Cc (les contraintes) du modèle Fractal Parabolique. La probabilité d'obtenir un feu *Roi* est d'autant plus faible que la *sur-* ou la *sous-*représentation des plus grands feux est importante.

Les rétroactions positives qui conduisent aux très grands feux sont relativement faibles pour la majorité des espaces. Elles sont croissantes dans les espaces qui présentent leur plus grand feu dans des dimensions de plus en plus importantes de sorte que ces rétroactions positives sont maximales dans la périphérie de Vidauban (Var). Cela nous indique que nous sommes bien à l'interface de mesure entre les modèles physiques et climatiques que nous avons évoqués au début de cette thèse.

Les deux exceptions dans l'intervalle 4 000 – 6 000 ha (St-Florent et Aix-en-Provence) présentent des grandes tailles de feux trop nombreuses par rapport à ce qu'ils devraient être en théorie (en fonction de Cc). La situation géographique de la zone de St-Florent (au pied du Cap-Corse) est un élément de réponse puisque les conditions aérologiques y sont particulièrement intenses. Pour la zone d'Aix-en-Pce, la raison est plus difficile à percevoir. Deux possibilités se présentent à nous : soit que la cause de cette « sur-représentation » des grands feux nous reste pour le moment inaccessible, soit qu'il n'y a pas véritablement de cause à cette situation, ce qui nous amène à envisager que nous sommes devant un problème d'échantillonnage et que des feux de taille intermédiaire n'ont pas encore eu lieu en nombre suffisant (ceux qui ramèneront la représentation des premiers rangs dans un profil plus en adéquation avec le modèle théorique).

Dans l'intervalle des valeurs bornées entre 2 000 et 4 000 ha (les feux dits « importants »), quatre zones ont un profil des plus grands feux conforme au modèle (Trets, Cotignac, Le-Muy et Cannes). Trois autres présentent une sous-représentativité des premiers rangs (Vescovato, Ajaccio et le Sud d'Aix-en-Pce). Quatre zones présentent un profil inverse, c'est-à-dire des grands feux sur-représentés (Marseille, Jouques / Peyrolles, St-Maxime et Vivario qui est situé dans la vallée de la Restonica) et enfin quatre zones ont fait émerger des grands feux avec une forte sur-représentation dans les distributions statistiques (Narbonne, Salon-de-Pce, L'île-Rousse et le Cap-Corse avec des écarts compris entre +0,04 et +0,09). Comme on peut le constater, une taille identique de feu peut être le produit de conditions qui divergent fortement d'un type d'espace à l'autre.

Une trop faible représentativité des premiers rangs dans une distribution de feux de forêt reflète une situation où le milieu physique et les conditions météorologiques entretiennent des interactions ponctuellement dominées par des rétroactions positives. Les tailles moyennes et importantes sont en nombre inférieur à leur représentativité théorique dans une distribution de feux. Un ou plusieurs feux sont nettement supérieurs en taille aux autres, de sorte que cette structure statistique est caractéristique des espaces qui ont besoin d'un temps de latence probablement très élevé pour réunir de nouveau les conditions propices à des feux de la même ampleur.

La reconstruction d'une biomasse pour un feu de plusieurs milliers d'hectares au même endroit s'étale naturellement sur une longue période puisque cela suppose une densité (quantité de combustible) et une structure spatiale (contiguïté des végétaux) adéquates. Les zones du Sud d'Aix-en-Provence, de l'Est d'Ajaccio et du centre de la Corse (Vescovato) rentrent dans ce cas de figure.

À l'inverse, une trop grande représentativité des plus grands feux, comme c'est le cas à Marseille, à Trets, à Jouques (Nord-est d'Aix-en-Pce) et à Vivario, révèle des espaces où les boucles de rétroactions positives sont très actives et où la quantité tout comme l'agencement spatial de la biomasse permettent au phénomène de se manifester plusieurs fois dans la période étudiée (34 ans). Trois autres zones présentent des feux de cette dimension dans des proportions encore plus « anormales ». Il s'agit de Salon-de-Provence, de Narbonne (qui est néanmoins soumis à des contraintes plus importantes sur la propagation des feux), de L'île-Rousse et surtout du Cap-Corse. Des grands feux en trop grand nombre (par rapport aux contraintes de chaque maille DFCI), voilà des espaces qui se distinguent particulièrement. Les boucles de rétroactions positives sont excessivement actives et nombreuses pour permettre à des feux d'atteindre des tailles qu'ils n'auraient pas si elles ne s'employaient pas aussi intensément. Il s'agit probablement du vent qui est très fort dans ces quatre espaces.

L'action de lutte et de prévention doit probablement accentuer la sous-représentation des grands feux par une action continue sur le phénomène dès son éclosion. Néanmoins, il serait très difficile de déterminer un ordre de grandeur de cette efficacité. Plus raisonnablement, on peut penser que c'est le contrôle de l'espace qui marque de son empreinte les différentes distributions hiérarchiques. Ce contrôle est lié à la quantité de combustible disponible, à sa nature (qui détermine aussi sa capacité de croissance) et surtout à son agencement. Cette répartition est fondamentale puisqu'elle conditionne le degré de percolation du milieu. « *La percolation correspond à l'écoulement d'un fluide à travers un matériau poreux* » (Dauphiné, 2003, p. 206). La mutation d'un liquide ou d'un feu (les physiciens considèrent d'ailleurs le feu comme un fluide puisqu'il répond aux mêmes théories physiques) se produit en deçà ou au-delà d'un seuil critique, masse critique ou seuil de percolation. En dessous du seuil, le processus avorte, au-dessus il y a changement d'état (ou de phase). Les physiciens utilisent depuis longtemps la théorie de la percolation pour reproduire le comportement d'un feu dans l'espace (Porterie et al., 2005a, 2005b, 2005c, 2007).

Nous cartographions les résidus du paramètre *-b-* que nous venons de mesurer (*Figure 70*).

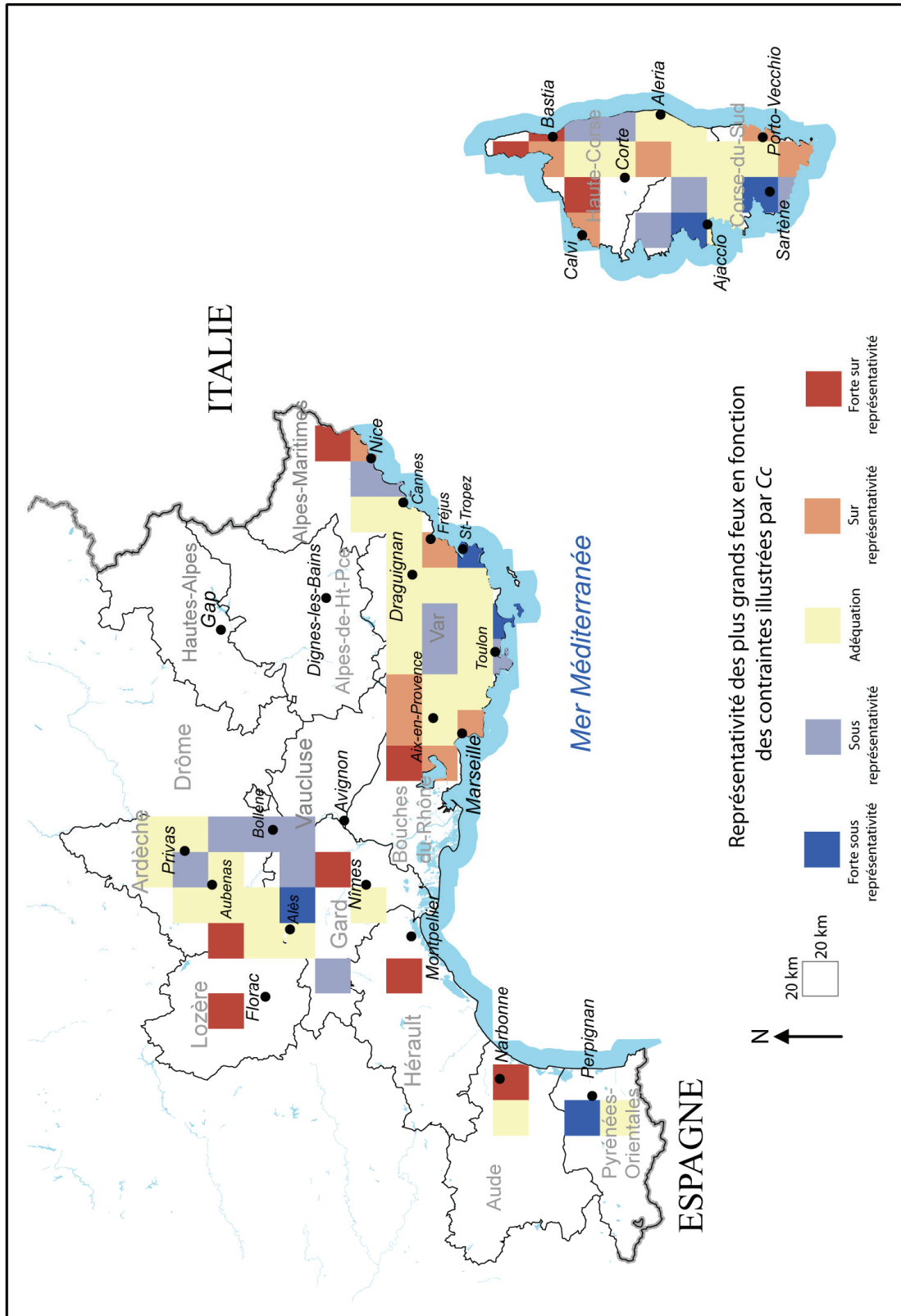


Figure 70. Cartographie des résidus du paramètre $-b-$ du modèle Fractal Parabolique : le profil des plus grands feux en fonction des contraintes (Cc)

La pointe nord de l'île de beauté présente un profil où les plus grands feux sont trop fréquents, voire beaucoup trop fréquents. C'est bien cette partie de la Corse qui est la plus exposée aux vents qui atteignent et dépassent très souvent les 100 km/h. L'hypothèse d'un élément exogène qui agit et favorise la taille maximale des feux semble se vérifier. Il est également intéressant de constater que la partie Sud de l'île dévoile un profil inverse, c'est-à-dire que les premiers rangs dans les distributions sont sous-représentés par rapport aux autres rangs. On retrouve cette structuration statistique surtout dans la périphérie de Sartène et d'Ajaccio (forte urbanisation du milieu) et à un degré moindre sur le littoral oriental de l'île entre Bastia et Aléria (relief relativement plat et des surfaces agricoles assez nombreuses).

Sur le continent, les cas particuliers se mêlent à des logiques spatiales plus globales. Il faut tout d'abord souligner le profil similaire des zones qui se trouvent les plus exposées aux vents. Il s'agit de l'espace qui englobe Salon-de-Provence, Marseille, Aubagne et Aix-en-Provence. Il présente le même profil des plus grands feux (trop forte représentativité) que la partie Nord de l'île de beauté. L'exposition aux vents est bien le point commun à ces deux espaces. Par ailleurs, il faut reconnaître la cohérence structurelle de la distribution statistique des feux dans le Var. En effet, à quelques exceptions près qui se situent dans la périphérie de Brignoles et sur le littoral, la dispersion statistique des grands feux est en conformité avec les contraintes globales sur la propagation des incendies (Cc). Avec des conditions structurelles et climatiques très favorables aux feux, la taille et la fréquence des événements destructeurs n'ont donc rien de surprenant, y compris dans la zone de Vidauban qui intègre le feu « roi » des feux recensés depuis 1973 dans l'espace méditerranéen français.

L'espace maralpin (Alpes-Maritimes) est plus contrasté. Les résidus sont positifs, voire très positifs, entre Nice, Menton et Sospel alors qu'ils sont négatifs entre Cannes, Antibes, Cagnes-sur-Mer et Vence. On peut donc distinguer un premier espace maralpin qui présente des grands feux sur représentés dont la taille est comprise entre 500 et 2 000 ha. Le coefficient de courbure y est pourtant assez élevé (se référer à la *Figure 67* p. 181), ce qui nous indique que les conditions très favorables au phénomène sont probablement ponctuelles (la plupart du temps les conditions contraignent la propagation du feu mais régulièrement elles adoptent un profil inverse) mais très intenses (vu la taille plus que respectable des plus grands feux). Le deuxième espace maralpin (Antibes, Cagnes-sur-Mer, Vence) produit des feux assez étroits et sous représentatifs (maximum entre 80 et 350 ha). Ici, les conditions climatiques freinent la propagation du phénomène, surtout pour les grandes tailles.

Les feux, dans leur trajectoire, doivent probablement se confronter assez rapidement à des contraintes physiques et climatiques difficilement franchissables. Pour confirmer cette hypothèse, nous avons récupéré la limite de la végétation méditerranéenne telle qu'elle a été diffusée par les services de l'Institut Forestier National (IFN). Cette information est révélatrice des conditions climatiques qui agissent tout au long de l'année. Il se trouve que la frontière méditerranéenne est située à la hauteur de la ville de Vence, ce qui constitue vraisemblablement la cause de la petitesse des feux dans cet espace. Par ailleurs, l'intervalle entre le littoral et cette frontière climatique est à peine de 10 km, ce qui laisse peu de place aux très grands feux pour exister dans toute l'amplitude qu'ils pourraient avoir. C'est donc la situation géographique particulière d'un espace proche de l'agglomération niçoise qui est enclavé entre mer et montagne, entre climat méditerranéen et montagnard qui explique la spécificité de ses feux.

Les plus grands feux dans l'espace gardois et ardéchois sont eux aussi sous-représentés par rapport aux conditions globales qui agissent sur la propagation des feux (illustrées par le coefficient de courbure du polynôme du second degré). Les raisons sont ici essentiellement spatiales puisque toutes les mailles concernées par ce profil sont traversées par le Rhône qui occupe de fait une partie très importante de la surface disponible. Les feux ne peuvent évidemment pas brûler plus que la végétation disponible (ici qui est limitée). Celle-ci doit présenter en effet une contiguïté suffisante pour permettre un transfert de chaleur qui se répercute directement d'un amas végétal à l'autre (principe de la percolation). Or ce n'est pas le cas puisque le Rhône fait office de barrière naturelle, d'un « coupe-feu » dont l'efficacité se traduit par une trop petite taille des feux qui occupent les premiers rangs des distributions statistiques.

Les deux espaces étudiés à l'Ouest et au Sud-ouest de Perpignan sont eux aussi remarquables. Alors qu'ils présentent approximativement le même niveau de contraintes sur les feux ($Cc \approx -0,02$), les grands feux n'y ont pas du tout un profil identique. Située directement à l'Ouest de Perpignan, la première zone (Estagel, Baixas, Ille-Sur-Têt) est morcelée par deux cours d'eau relativement importants (la Têt et l'Agly). Séparés l'un de l'autre d'une dizaine de kilomètres, ces deux axes parallèles traversent d'ouest en est les espaces forestiers et agricoles, formant ainsi une double contrainte physique à la propagation massive des feux. Ils sont donc anormalement petits et sous-représentés par rapport aux conditions climatiques globales qui sont, elles, relativement favorables aux incendies.

La deuxième zone (entre Thuir au Nord et Céret au Sud) présente à l'inverse des feux très importants puisque la topologie tout comme la continuité végétale n'opposent que très peu de limites à la propagation des incendies. Le phénomène peut devenir très rapidement inaccessible aux moyens de lutte en raison d'une topographie très tourmentée qui correspond au piedmont oriental de la chaîne des Pyrénées. C'est ce qui explique probablement que la taille maximale de la distribution a atteint 6 600 ha.

Nous avons pu vérifier que la corrélation entre le coefficient de courbure (Cc) et le paramètre $-b-$ de la régression polynomiale pouvait nous faire envisager sous un jour nouveau la variabilité de la dimension des feux de forêt. Cette corrélation est excellente à un niveau départemental ($r^2 = 0,87$) et très bonne lorsque l'on utilise le maillage DFCI comme grille de lecture ($r^2 = 0,77$). Les résidus permettent d'envisager certaines hypothèses sur la morphologie des espaces, leurs modes d'occupations, leur fragmentation ou leur exposition au vent dominant, bref, tout une série de causalités qui favorisent ou freinent l'émergence de très grands feux de forêt, et inversement qui permettent l'éclosion de beaucoup de feux de taille étroite et intermédiaire. Les boucles de rétroactions positives peuvent être considérables et pérennes dans le temps. On peut ainsi distinguer nettement un profil spécifique aux lieux connus par les hommes de terrain comme des « générateurs » de grands feux. Ces boucles de rétroactions positives dont on observe et on mesure les effets statistiques, mais sans pouvoir les observer et les mesurer elles-mêmes, sont dans d'autres lieux vraisemblablement plutôt transitoires. En effet, certains espaces présentent des contraintes fortes pour la majorité des feux et sont à l'inverse un support idéal pour le phénomène dans un créneau de temps donné. L'anticipation est donc toujours aussi illusoire. Mais grâce à l'utilisation d'un ajustement parabolique sur une distribution statistique des TSB⁴⁴ par les feux, nous pouvons mettre en relation la position des espaces tout comme leur appartenance à un ensemble plus vaste comme des éléments qui marquent profondément la forme des distributions statistiques des incendies de forêt.

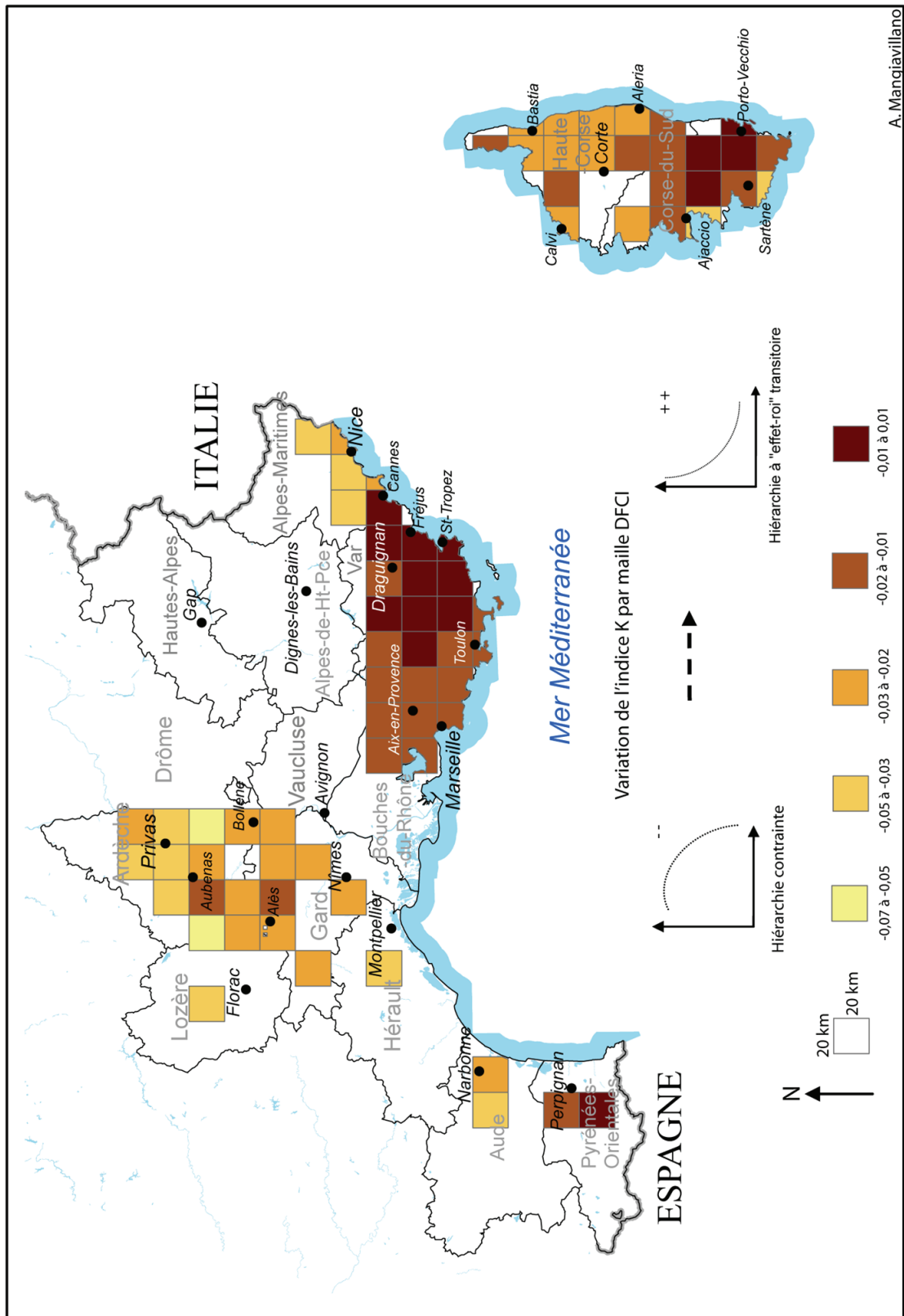
⁴⁴ *Tailles de Surfaces Brûlées*

Il est également possible de rendre compte de la structure d'ensemble de la distribution des feux de forêt en calculant un indice (noté K) qui est le rapport entre le coefficient de courbure (Cc) et le paramètre $-b$. En effet, comme nous l'avons vu précédemment, il existe un rapport étroit entre ces deux paramètres qui à eux deux nous donnent l'image globale de la morphologie de la distribution fractale parabolique. Dans sa proposition initiale, P. Martin (2004) a évoqué un rapport entre Cc et DBA (DBA étant une constante calculée pour de petites échelles dans le cas d'objets fractals). Mais nous n'avons pas cherché ici à ajuster sur les échelles intermédiaires et petites une tangente à la courbe. Il a dès lors semblé préférable de reprendre la valeur de $-b$. Le paramètre $-b$ varie de 0,61 à 0,97 pour les 77 zones étudiées (*Figure 63* p. 174). Par ailleurs dans notre cas, tous les échantillons ne sont pas négatifs. L'application d'une division sur des valeurs aux signes différents tendrait à séparer artificiellement des échantillons en réalité très proches (par exemple $Cc = -0,0011$ pour la zone de Collobrières / Le-Lavandou et $Cc = +0,0053$ pour celle de Vidauban / Le-Luc).

Pour des mailles au profil presque similaire, cette manipulation permet de nuancer les contraintes exprimées à l'aide des courbures différentes par l'intensité des plus grands feux. Nous éliminons en quelque sorte les résidus que nous venons d'étudier pour proposer une mesure synthétique. L'indice K est calculé ainsi :

$$K = Cc * b$$

avec Cc le coefficient de courbure et $-b$ la dimension fractale (la pente) des premiers rangs. Il permet d'augmenter la lisibilité de la structure spatiale des régimes de feux (*Figure 71* ci-après).



A. Mangiavillano

Répartition dans l'espace des différents régimes de feux représentés par l'indice K . Cet indice est la synthèse du potentiel incendiaire de chaque maille DFCI (coefficient de courbure) et de la dimension fractale des premiers rangs (paramètre b). Il permet de donner une meilleure lisibilité de la structure spatiale du phénomène incendie. On distingue nettement l'espace varois et la Corse-du-Sud. Les Bouches-du-Rhône forment par ailleurs un ensemble très cohérent alors que l'espace languedocien, largement dominé par des contraintes assez peu favorables au feu, est ponctué de zones assez sensibles qui se détachent de leur voisinage.

Figure 71. La variabilité des feux dans l'espace méditerranéen français (indice K) : le potentiel incendiaire pondéré par l'homothétie des grands feux

La discontinuité entre l'espace varois et buccorhodanien est très nette tout comme celle entre l'espace varois et maralpin (Alpes-Maritimes). En Corse, l'indice K est toujours plus fort dans la partie sud de l'île mais est plus cohérent spatialement. On observe un véritable gradient du Sud au Nord : verticalement, les feux sont progressivement plus contraints et moins importants (en taille). Les feux de forêt dans le Languedoc-Roussillon présentent le même profil que ceux de la périphérie niçoise, c'est-à-dire des événements assez contraints par le milieu, mais qui, localement, peuvent prendre des dimensions assez importantes (les deux zones à la périphérie de Perpignan ont ainsi un régime de feux similaire à celui du littoral provençal et varois). Les espaces gardois et ardéchois sont dans l'ensemble dominés par des conditions qui contraignent l'éclosion et la propagation des feux, sauf là aussi pour quelques exceptions (à l'Est d'Alès et à l'Ouest d'Aubenas). Ces deux exceptions correspondent par ailleurs aux sites choisis empiriquement par les opérationnels en 1977 pour accueillir deux nouvelles bases de pélicandrome⁴⁵. Il semble ainsi que la connaissance intuitive du phénomène et des analyses statistiques menées trois décennies plus tard peuvent se rencontrer autour d'intéressants consensus.

⁴⁵ Depuis 1973, des aérodromes sont équipés pour ravitailler en produits retardant ou en eau les avions bombardiers d'eau : ce sont des **pélicandromes**. Les pélicandromes sont armés préventivement en période estivale de 12 h à 21 h, à la demande du Centre Opérationnel Zonal de Valabre (près d'Aix-en-Provence).

Conclusion

Si le phénomène feu de forêt est couramment envisagé dans des considérations climatiques, physiques ou sociales, une approche statistique est plus originale. Elle permet néanmoins d'articuler ces différentes « visions » du phénomène en plaçant, de manière quantitative, la dimension scalaire au centre du débat. Par ailleurs, avec cette approche, on peut tendre vers un ordre de rang supérieur qui transcende l'unicité des lieux tout en faisant écho aux connaissances accumulées au sein des différentes disciplines qui s'intéressent aux incendies de forêt.

La variabilité du phénomène feu de forêt dans l'espace méditerranéen français est très importante. L'utilisation de données précises (base *Prométhée*) et d'un nouveau cadre conceptuel et méthodologique (fractalité parabolique) nous a permis de faire avancer la compréhension que l'on peut avoir de cette variabilité. La première étape que nous avons franchie dans ce chapitre a été de trouver un ajustement pertinent pour ce phénomène. Au-delà du simple exercice statistique, qui a néanmoins toute son importance pour les chercheurs, l'absence d'une véritable invariance d'échelle (on est ici dans une covariance d'échelle) induit une remise en cause du modèle probabiliste le plus répandu dans la littérature. En effet, comme nous le verrons dans un prochain chapitre, la loi puissance est avant tout une distribution de probabilités. Le fait de démontrer son inadéquation dans les cas les plus courants nous amène nécessairement devant un « vide » scientifique puisqu'il n'existe pas encore de démonstration statistique permettant de faire d'un ajustement parabolique une nouvelle distribution de probabilités. Ce travail, qui dépasse les compétences que nous avons pu mettre en œuvre dans ce chapitre, devra pourtant être mené dans les années à venir (une coopération avec de véritables statisticiens sera probablement nécessaire). Néanmoins, nous avons déjà les moyens de préciser la description que l'on peut faire de la covariance d'échelle du phénomène feu de forêt. Il s'agit d'observer la manière dont varie la morphologie des distributions de feux au cours du temps. Nous allons vérifier si, pour un même espace, les actions de lutte et de prévention qui se sont fortement intensifiées durant ces trente dernières années ont influencé la structuration statistique dans les échelles des différentes séries d'incendies de forêt. Surtout, nous voulons connaître la stabilité de la forme des distributions hiérarchiques caractérisée par le coefficient de courbure (C_c) et repérée pour chaque région et chaque département.

Si c'est le cas (comme nous le supposons), cela indique que les propriétés statistiques des séries de feux de forêt sont propres à chaque espace (en rapport avec les différentes situations géographiques) et qu'ainsi ce sont de nouveaux indicateurs susceptibles de caractériser un régime de feux de forêt. Ces propriétés seraient réellement structurelles dans le sens où elles permettraient d'avoir une « signature » pérenne dans le temps. On cherchera donc à connaître la sensibilité des paramètres de l'ajustement parabolique à la variation annuelle des conditions météorologiques et des cas particuliers de mise à feu.

C'est donc dans une double perspective que nous fragmentons les données : il s'agit d'évoquer une action quotidienne de lutte qui s'est beaucoup intensifiée ces quinze dernières années pour décrire, le cas échéant, son impact sur la forme des distributions hiérarchiques de feux. Surtout, et plus fondamentalement, il s'agit d'établir si la courbure des distributions peut être considérée comme un paramètre structurel fondamental pour comprendre les régimes des incendies de forêt (ce que laisserait sous-entendre la stabilité de la structure parabolique en loi puissance).

Le chapitre qui suit visera à étudier en détail la robustesse de la structuration statistique du phénomène feu de forêt. En statistique, la robustesse d'un indicateur est sa capacité à ne pas être transformé par une petite modification dans les données ou dans les paramètres du modèle choisi pour l'estimation. Cette robustesse sera étudiée vis-à-vis de la précision des données, de l'action de lutte et, de manière expérimentale, avec l'introduction artificielle d'événements susceptibles de faire évoluer la statistique du phénomène. Nous verrons ainsi que si la structuration en loi puissance est « robuste » dans tous les cas (la distribution n'est jamais gaussienne par exemple), les paramètres de l'ajustement parabolique (qui rendent compte de la forme générale de la distribution) sont en revanche très sensibles aux plus grands événements.

Chapitre 5. Robustesse des propriétés statistiques émergentes de l'activité incendiaire

*« Le paon fait la roue
Le hasard fait le reste
Dieu s'assoit dedans
Et l'homme le pousse »*

Jacques Prévert, *Paroles*
La brouette ou les grandes inventions



Buste, 1954

Alberto Giacometti

Table des matières

Chapitre 5

Introduction	199
<i>5.1 Contexte humain et effet(s) de la précision du recensement des données.....</i>	<i>200</i>
5.1.1 Prévenir les feux, lutter contre les feux : un système hiérarchique et pyramidal.....	200
5.1.2 Le rôle de la précision des données pour décrire une courbure.....	204
<i>5.2 La variabilité de la courbure dans le temps : les structures épisodiques</i>	<i>209</i>
5.2.1 La variabilité annuelle de l'intensité des feux de forêt selon le modèle Fractal Parabolique : l'exemple de la région PACA.....	211
5.2.2 La variabilité saisonnière de l'intensité des feux de forêt selon un ajustement Fractal Parabolique : l'exemple de la région PACA	219
<i>5.3 Robustesse et sensibilité des paramètres de l'ajustement parabolique.....</i>	<i>224</i>
5.3.1 Evolution au cours des années des paramètres de l'ajustement parabolique sur les feux de forêt en PACA (1973-2006).....	224
5.3.2 Des scénarii prospectifs pour mieux saisir les règles de construction d'un régime de feux : stabilité structurelle et changements de paramètres	230
5.3.3 La variabilité pluri annuelle des paramètres du modèle Fractal Parabolique : approche départementale.....	237
5.3.4 Evolution chronologique des états du système.....	240
<i>5.4 Les propriétés statistiques émergentes des feux de forêt : éléments explicatifs.....</i>	<i>256</i>
5.4.1 Synthèse méthodologique	257
5.4.2 La finitude du monde : le rôle des structures spatiales dans la structuration statistique parabolique des données sur les feux de forêt	259
5.4.3 Ecosystèmes, processus dissipatifs et feux de forêt	261
5.4.4 Le feu de forêt comme système auto-organisé critique.....	263
Conclusion.....	272

Introduction

Dans le cadre d'une recherche d'un ordre global, de type statistique, susceptible de fédérer les approches les plus courantes du phénomène feu de forêt (climatologie et physique principalement), la base de données *Prométhée* a été exploitée par une approche centrée sur la notion d'échelle. On a pu ainsi démontrer que les régimes des feux de forêt peuvent être caractérisés par des outils et concepts radicalement différents de ceux qui sont traditionnellement utilisés dans la littérature. Néanmoins, ils sont déjà, dans l'ensemble, très performants puisqu'ils permettent de faire ressortir de l'ordre dans le désordre apparent des cas particuliers. Pourtant, la structuration des différentes séries de feux selon le modèle Fractal Parabolique (Laherrère, 1996 ; Martin, 2003 et 2004) confirme la nécessaire évolution d'une vision trop simpliste de la loi puissance dans la nature (séismes, villes, etc.). L'invariance d'échelle est très rarement vérifiée dans l'espace méditerranéen français, alors que la covariance est le cas de figure le plus récurrent dans les différentes distributions hiérarchiques de feux. Avec cette approche, on a caractérisé la morphologie des distributions (paramètre $-Cc-$), leur amplitude (paramètre $-c-$) et les rapports hiérarchiques de base (paramètre $-b-$). Ces trois indicateurs nous ont permis de proposer un indice (noté K) qui exprime de manière synthétique le potentiel incendiaire des espaces. Il s'agit désormais de comprendre comment se construit et évolue dans le temps cette signature statistique. Cette mise en perspective temporelle peut se faire sous deux angles. Le premier consiste à envisager les séries annuelles de feux comme autant de séries indépendantes. Cette approche pose un problème méthodologique et statistique assez important⁴⁶, surtout à grande échelle (au sens géographique donc pour des espaces aux petites dimensions). Si nous pouvons fragmenter les trente-quatre années de données à notre disposition comme autant de séries indépendantes et selon les saisons, elles peuvent également être discrétisées de la sorte : une première période de 9 ans puis cinq années seront adjointes successivement jusqu'à atteindre les 34 ans (soit au total 6 périodes étudiées). Dans ce nouveau chapitre, c'est donc la robustesse de la forme puissance des séries statistiques de feux qui sera explorée de différentes manières. Est-ce que la morphologie des distributions évolue ? Si c'est le cas, dans quelle proportion et pour quels événements ? Avant de répondre à ces questions, nous effectuons un petit rappel historique sur l'organisation du système de lutte et de prévention des feux de forêt en France.

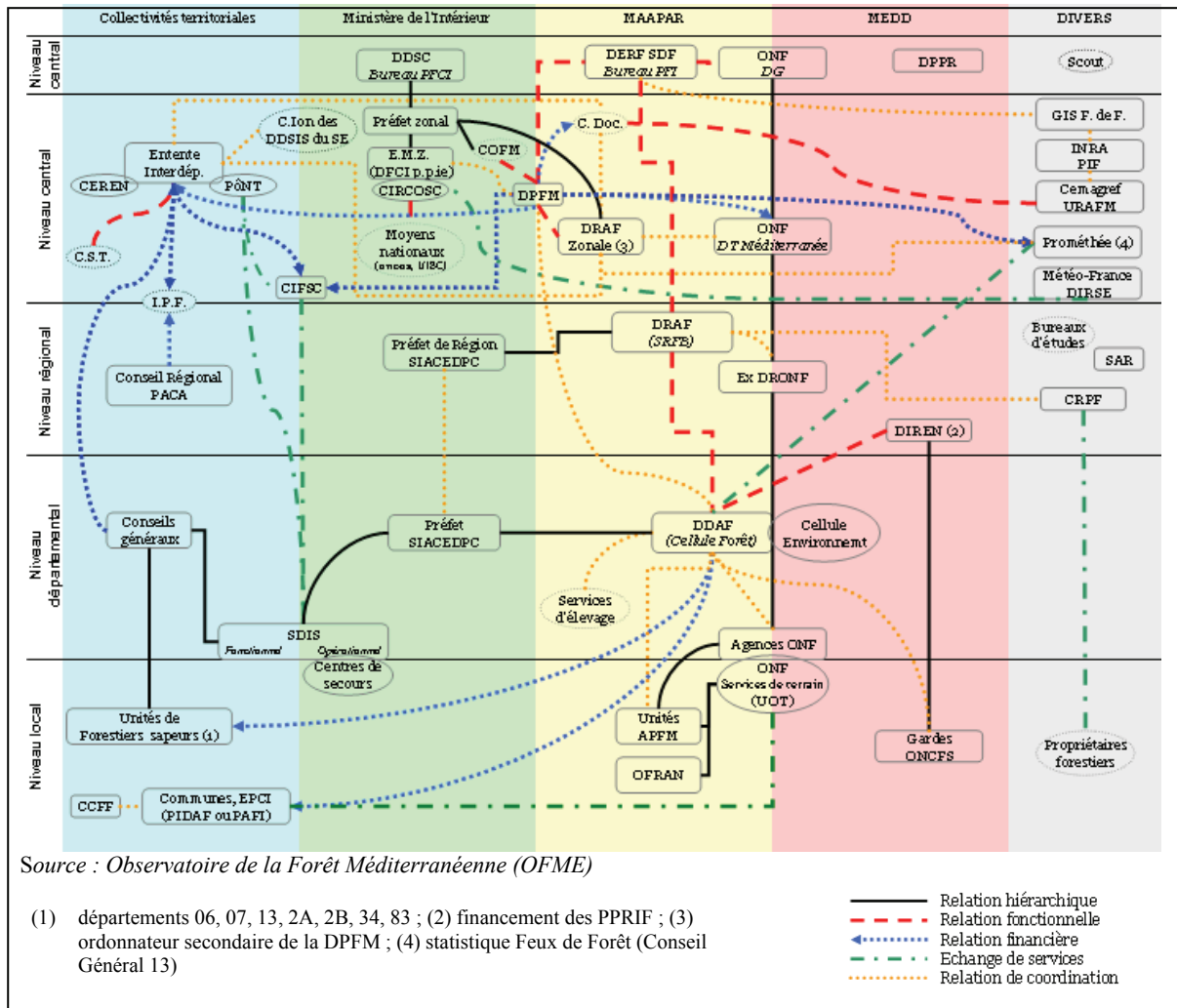
⁴⁶ Un des biais recensés dans la littérature sur le sujet était justement une trop grande fragmentation des séries de données. En faisant cela, on se prive d'une partie importante des valeurs qui guident fortement la courbure et la pente des distributions.

5.1 Contexte humain et effet(s) de la précision du recensement des données

Le recensement des feux de forêt a évolué depuis qu'il a été décidé en France au début des années 70. D'abord nécessairement spécifique aux plus grands événements (en raison des contraintes administratives et techniques très lourdes), la démarche de mise en mémoire des feux de forêt s'est progressivement structurée jusqu'à devenir aujourd'hui un des modèles du genre en Europe et dans le monde. Parallèlement, s'est mis en place un système de prévention et de lutte dont on décrira ici les grandes lignes. Nous verrons par la suite comment se confrontent les propriétés scalaires et statistiques du phénomène feu de forêt à ces actions anthropiques.

5.1.1 Prévenir les feux, lutter contre les feux : un système hiérarchique et pyramidal

Le problème des feux de forêt est la prérogative d'une multitude de services dépendant de plusieurs ministères : la prévention et l'entretien des forêts sont gérés par les forestiers (Ministère de l'Agriculture), la lutte est traitée par les Sapeurs-pompiers (Ministère de l'Intérieur) et les enquêtes sont menées (parmi d'autres) par les Gendarmes (Ministère de la Défense). Les compétences administratives sont, elles aussi, morcelées à plusieurs niveaux : la commune, le département, la région et les organismes interdépartementaux. La prévention des feux est ainsi très hiérarchique et pyramidale (*Figure 72*). Les différents services sont amenés à entretenir des relations fonctionnelles alors qu'ils ne dépendent pas des mêmes organismes et qu'ils n'agissent pas aux mêmes niveaux territoriaux. La mosaïque des compétences est très grande et les chevauchements de prérogatives multiples à l'image des enquêtes sur les causes de feux (Forestiers, Pompiers, Police, Gendarmerie). Cette structure compliquée induit un fonctionnement pas toujours homogène qui peut nuire à la cohérence générale des propos et donc à l'efficacité de la prévention. Elle limite également l'applicabilité locale des décisions étatiques (à l'image des Plans de Prévention des Risques) et freine dans le même temps considérablement l'émergence d'initiatives locales issues des diverses expériences de terrain (les pratiques ancestrales des contre-feux et des brûlages dirigés sont très longtemps restées dans l'ombre alors qu'elles se révèlent être très efficaces).



APFM : Auxiliaires de Protection de la Forêt Méditerranéenne
CCFF : Comité Communal Feux de Forêt
C.Doc : Centre de Documentation sur la forêt méditerranéenne et l'incendie
CEREN : Centre de Documentation sur la forêt méditerranéenne et l'incendie
CIFSC : Centre Interrégional de Formation de la Sécurité Civile
CIRCOSC : Centre Interrégional de Coordination des Opérations de la Sécurité Civile (intégré désormais dans l'EMZ)
COFM : Conseil d'Orientation de la Forêt Méditerranéenne
CST : "Comité Scientifique et Technique" de l'Entente
DDAF : Direction Départementale de l'Agriculture et de la Forêt
DDSC : Direction de la Défense et de la Sécurité Civile
DDSI : Directeur Départemental des Services d'Incendie et de Secours
DERF : Direction de l'Espace Rural et de la Forêt
DFCI : Défense des Forêts Contre l'Incendie ou PFCI (Prévention des Forêts Contre l'Incendie)
DIREN : Direction Régionale de l'ENvironnement
DIRSE : Direction Interrégionale Sud-est (Météo France)
DPFM : Délégation à la Protection de la Forêt Méditerranéenne
DPPR : Direction de la Prévention des Pollutions et des Risques
DRAF : Direction Régionale de l'Agriculture et de la Forêt
DT : Direction Territoriale (ONF)
EMZ : Etat-major Zonal de Défense de la Sécurité Civile (zone sud)

For. Sap : Forestiers Sapeurs
GIS : Groupement d'Intérêt Scientifique
IPF : Institut Pour la Forêt
MAAPAR : Ministère de l'Agriculture, de l'Alimentation, de la Pêche et des Affaires Rurales
MEDD : Ministère de l'Ecologie et du Développement Durable
OFN : Ouvriers Forestiers Rapatriés d'Afrique du Nord
ONCFS : Office National de la Chasse et de la Faune Sauvage
PAFI : Plan d'Aménagement des Forêts contre l'Incendie (Languedoc - Roussillon)
PIDAF : Plan Intercommunal de Débroussaillage et d'Aménagement Forestier (PACA)
PôNT : Pôle Nouvelles Technologies et maîtrise des risques
SAR : Société d'Aménagement Régional
SDF : Sous Direction de la Forêt
SDIS : Service Départemental d'Incendie et de Secours
SI(R) ACEDPC : Service Interministériel (Régional) des Affaires Civiles et Economiques de Défense et de la Protection Civile
SIVOM : Syndicat Intercommunal à Vocation Multiple
SRFB : Service Régional de la Forêt et du Bois
UOT : Unité Opérationnelle de Terrain (ONF)
URAFM : Unité de Recherches Agriculture et Forêt Méditerranéenne

Figure 72. La structuration pyramidale et morcelée du système de prévention des incendies de forêt dans le Sud-est de la France

Il se trouve que, parce que les différentes corporations préexistaient à la prise en compte par l'Etat de la problématique des feux, les prérogatives ont été ventilées et des services ont été ouverts pour chaque nouvelle question à traiter. Le système implique ainsi « *les élus locaux dans un système d'acteurs très pyramidal, avec un rôle largement prépondérant de l'État* » (Clément, 2005).

Les outils légaux de prévention des feux de forêt sont multiples et n'ont pas tous les mêmes prérogatives : A l'échelle régionale ou départementale, le *Plan de Protection des Forêts Contre les Incendies* (PPFCI), établi pour 7 ans par le Préfet, définit les actions à mener pour la gestion et l'amélioration des dispositifs de prévention et de lutte. A l'échelle des massifs, les *Plans des Massifs pour la Protection des Forêts contre les Incendies* (PMPFCI) déclinent les points essentiels du PPFCI. L'étude est placée sous la responsabilité des communes ou des groupements de communes compétents. L'application de ce plan implique une démarche collective des communes partageant le même massif forestier. A l'échelle intercommunale, les *Plans Intercommunaux de Débroussaillage et d'Aménagement Forestier* (PIDAF) ont pour objet de planifier les équipements et aménagements d'un massif forestier sur une période de 10 ans. Il s'agit de tenter de prévenir les incendies en établissant des aménagements pour ralentir leur progression (débroussaillage, sylviculture) et en favorisant les actions de lutte (coupures de combustible, création, entretien et sécurisation des accès, création de points d'eau). Les PIDAF ont pour unique base réglementaire la circulaire interministérielle du 15 février 1980 intitulée « Débroussaillage en forêt méditerranéenne », qui indique que les communes concernées doivent élaborer ce plan avec l'aide de la DDAF⁴⁷. A l'heure actuelle, de nombreux PIDAF sont mis en œuvre depuis les années 80.

Les *Plans de Prévention des Risques d'Incendie de Forêt* (PPRIF), définissent des zones dans lesquelles les constructions sont interdites ou soumises à des prescriptions et mesures de prévention. La commune est associée à son élaboration, notamment pour l'étude de la vulnérabilité (concertation avec les élus et analyse des projets municipaux) et à la procédure administrative d'approbation du plan (avis du Conseil Municipal). Une fois le PPRIF approuvé par le Préfet, la commune contribue à sa mise en œuvre. Elle doit l'annexer au *Plan Local d'Urbanisme* (PLU), mettre à jour les servitudes d'utilité publique, mettre en conformité le PLU et éventuellement le réviser, s'il est incompatible avec le PPRIF.

⁴⁷ Direction Départementale de l'Agriculture et de la Forêt

La commune doit également mettre en œuvre les mesures de prévention, de protection et de sauvegarde prescrites par le PPRIF, et le Maire doit tenir compte du PPRIF lors des demandes d'autorisation de l'occupation du sol. Les PPR Incendies de Forêt remplacent depuis 1995 les plans de zones sensibles aux incendies de forêt créés en 1987. Le premier PPR incendies de forêt a été approuvé sur la commune d'Auribeau-sur-Siagne dans le département des Alpes-Maritimes en 2000. Aujourd'hui on compte 34 communes dotées d'un PPRIF approuvé et 115 d'un PPRIF prescrit. Dans le Var, suite aux incendies de 2003, 17 PPRIF ont été prescrits et une mission permanente a été mise en place pour y travailler. 21 nouveaux PPRIF ont aussi été prescrits dans les Alpes-Maritimes.

Enfin, pour apporter une réponse à la crise, et en complément de l'intervention des services responsables des secours, le *Plan Communal de Sauvegarde* est obligatoire pour toutes les communes soumises à un PPR (art. 13 de la loi de modernisation de la Sécurité Civile). Cet instrument de planification a pour vocation de gérer la crise en vue d'assurer la sécurité de la population (Loi n°2004-811 du 13 août 2004 relative à la modernisation de la sécurité civile et décret n°2005-1156). Il détermine, en fonction des risques connus, les mesures immédiates de sauvegarde et de protection des personnes, fixe l'organisation nécessaire à la diffusion de l'alerte et des consignes de sécurité, recense les moyens disponibles et définit la mise en œuvre des mesures d'accompagnement et de soutien de la population. Le *Plan Communal de Sauvegarde* est arrêté par le Maire, qui est ensuite responsable de son application sur le territoire communal.

Comme on le voit, la réponse de la société française aux risques liés aux incendies de forêt est très hiérarchisée puisqu'il s'agit de concilier au mieux les obligations des moyens⁴⁸ et le « poids » historique d'administrations fondées sous Napoléon⁴⁹ ou héritées pour certaines de l'Ancien Régime et de la royauté⁵⁰. Les prérogatives se chevauchent souvent et sans trop exagérer, on peut penser que cet étagement des compétences implique une certaine lourdeur fonctionnelle. La prévention commence par la pratique d'une sylviculture, qui fait souvent défaut depuis l'exode rural (Trabaud, 1989).

⁴⁸ Obligation légale imposée par la société aux élus locaux et aux services de secours. À ne pas confondre avec une obligation de résultat.

⁴⁹ Le corps des Sapeurs-Pompiers tel qu'il fonctionne encore aujourd'hui a été créé par Napoléon par un décret du 28 Septembre 1871.

⁵⁰ L'Office National des Forêts a été créé en 1966. Il a succédé à l'Administration des Eaux et Forêts créée en 1291 par le roi Philippe le Bel. Outre le changement de statut juridique, la réforme de 1966 porte sur divers autres points, le principal étant la séparation de la gestion des Eaux (dévolue à l'administration du Génie Rural) et de la gestion des forêts domaniales (rattachée à l'ONF).

Le cas espagnol est remarquable pour sa prise de conscience précoce d'une modification profonde et nécessaire de son système de lutte et de prévention. Ainsi, S.L. Vidal (GRAAF de la Catalogne) a expliqué pendant une réunion de l'Association de la Forêt Méditerranéenne (AFM) que la notion de protection contre l'incendie a évolué : on ne cherche plus à éviter à tout prix l'incendie, mais plutôt à l'anticiper pour tenter de le maîtriser. Pour cela, la Région Catalogne a choisi de créer un corps de pompiers-forestiers (GRAAF). Cette unité de pompiers qui durant l'été lutte contre les incendies, utilise le feu en hiver comme outil de prévention. Cela permet en même temps de développer la maîtrise de la technique des contre-feux⁵¹. Dans la plupart des régions en Espagne, ce sont ces brigades de pompiers-forestiers, organisées par les Services des forêts ou de l'environnement, qui s'occupent de la prévention et de l'extinction des feux. Leur principale différence avec les corps de pompiers urbains est leur spécialisation : ils ne luttent que contre les feux de forêt en utilisant surtout des techniques "sans eau", comme des outils manuels, le feu pour élargir les lignes de défense et le contre-feu. Les pompiers urbains ont la responsabilité de la lutte dans les régions où l'urbanisation est prédominante, comme à Madrid, en Catalogne et à Valence. Mais eux aussi utilisent de plus en plus des techniques sans eau. Il est temps de vérifier si la lutte quotidienne a modifié de façon notable la variabilité de la taille des feux, ce que laisserait par ailleurs entendre l'efficacité prônée régulièrement par la sphère politique⁵² (quand les années sont « calmes » en tout cas).

5.1.2 Le rôle de la précision des données pour décrire une courbure

Après ce rapide aperçu du système de lutte et de prévention, nous considérons la forme des distributions selon sa stabilité et si l'intensification des moyens de lutte a véritablement modifié la structure statistique des séries de feux. Comme évoquée précédemment, une discrétisation annuelle peut induire un trop grand biais méthodologique et conceptuel lorsque l'approche spatiale est très fine. Les données issues de la base *Prométhée* sont alors scindées de la façon suivante : une première période de 9 ans, puis cinq périodes de 5 ans qui seront successivement adjointes pour reformer *in fine* la totalité de la base (soit au total 6 périodes emboîtées).

⁵¹ Certains pays, par exemple les États-Unis, pratiquent des contre-feux : en brûlant une partie de la végétation de manière contrôlée, on prive le feu de carburant lorsqu'il atteint la zone.

⁵² Voir à ce sujet un compte rendu de la ministre de l'Intérieur Mme M. Alliot-Marie au conseil des Ministres du 26 septembre 2007, consulté le 3 février 2008 sur <http://carrefourlocal.senat.fr/breves/breve3545.html>.

La précision dans le recensement des données a évolué dans le temps. Jusqu'en 1992, les feux de moins de 0,1 ha n'étaient pas renseignés dans la base de données *Prométhée*. Ceci nous empêche de comparer objectivement des séries de feux qui ne sont pas bornées de la même façon. Pour confronter les périodes de manière pertinente, le premier traitement des données consiste à homogénéiser la base en effectuant un ajustement avec un polynôme d'ordre deux sur les seuls feux $\geq 0,1$ ha, même pour les feux éclos après 1991 pour qui la précision est très forte (10 m² voire 1 m²). Même si l'on constate qu'un certain niveau de précision est perdu (et donc également de l'effectif), le gain méthodologique est notable puisque l'on peut désormais sans difficulté comparer les trente-quatre années étudiées. Deux informations viennent confirmer la pertinence du coefficient de courbure pour caractériser un régime de feux : premièrement, les valeurs du coefficient de courbure sont plus faibles qu'avec la totalité des feux (la précision des données est donc fondamentale pour détecter une courbure, ce qui explique peut-être que le modèle Fractal Parabolique n'a pas été identifié dans les autres pays) (*Figure 73* ci-dessous). Deuxièmement, sur les six étendues temporelles (9 ans, 14 ans, 19 ans, 24 ans, 29 ans et 34 ans) et pour toutes les unités administratives étudiées, la courbure ne varie pas ou très peu (ce qui implique que nous sommes devant une véritable signature de la structuration statistique des feux).

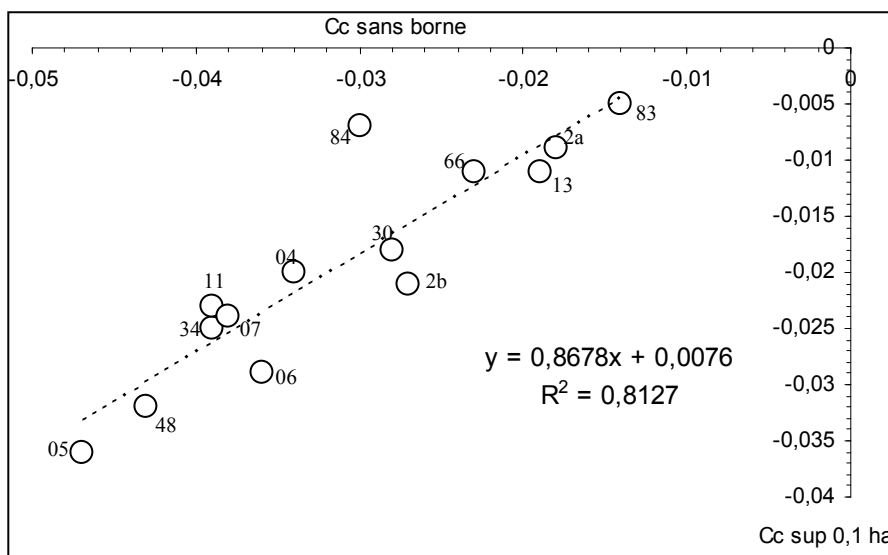
	Sans borne	$\geq 0,1$ ha
Espace méd.	-0,024	-0,017
P.A.C.A.	-0,021	-0,015
Corse	-0,024	-0,017
Languedoc	-0,033	-0,020
Bouches-du-Rhône	-0,019	-0,011
Var	-0,014	-0,005
Alpes-Maritimes	-0,036	-0,029
Vaucluse	-0,030	-0,007
Alpes-de-Haute-Pce	-0,034	-0,020
Hauts-Alpes	-0,047	-0,036
Corse-du-Sud	-0,018	-0,009
Haute-Corse	-0,027	-0,021
Gard	-0,028	-0,018
Hérault	-0,039	-0,025
Aude	-0,039	-0,023
Pyrénées-Orientales	-0,023	-0,011
Lozère	-0,043	-0,032
Ardèche	-0,038	-0,024

Figure 73. Variation du coefficient de courbure avec ou sans borne inférieure (1973-2006)

Tout d'abord, les distributions sont en effet plus rectilignes que lorsque l'on étudie l'ensemble des feux, ce qui sous-entend le rôle important des très petits incendies ($< 0,1$ ha). Leur poids est néanmoins inégal selon les espaces. A petite échelle spatiale, l'écart n'est pas très significatif. En effet, pour le Sud-est méditerranéen, la valeur de Cc varie de $-0,021$ à $-0,024$ selon que l'on envisage les feux avec ou sans borne inférieure. L'écart est faible. La structure statistique est déjà établie, et ce, même sans les plus petits feux en raison probablement du très grand nombre de valeurs qui sont répertoriées.

A un niveau régional, les effets de la discrétisation sont un peu plus importants sans toutefois être significatifs. Pour la région PACA, la courbure pour les feux $\geq 0,1$ ha est de $-0,015$ là où elle prend la valeur de $-0,021$ pour la totalité des feux. Comme à très petite échelle, l'utilisation d'une borne ne semble pas trop affecter la structure hiérarchique régionale des feux. Le même constat est à établir en Corse. La courbure sans les petits feux est de $-0,017$ tandis qu'elle est de $-0,024$ pour la totalité. En Languedoc-Roussillon, le poids des très petits feux sur la forme de la distribution est plus important. Le coefficient de courbure est de $-0,020$ ($\geq 0,1$ ha) alors qu'il est de $-0,033$ pour l'ensemble des feux. La différence entre la région languedocienne et ses voisines réside dans un plus faible effectif de feux (environ $1/3$ de moins) et une moins bonne « ventilation » des faibles valeurs (grande concentration sur des tailles arrondies comme $0,01$ et $0,001$ ha).

A l'échelle départementale, les effets de la précision des données sont encore plus prégnants. Le Vaucluse présente ainsi une distribution sans les très petits feux presque rectiligne (MFR) alors qu'envisagés dans leur totalité, ils présentent une courbure approximativement quatre fois plus importante ($-0,030$ au lieu de $-0,007$). Sans les plus petites valeurs, on pourrait ainsi être en droit d'admettre une véritable invariance d'échelle alors que ce n'est pas le cas puisque pour ce département, le modèle adéquat est bien le modèle Fractal Parabolique (comme tous les autres). En outre, il est intéressant de constater que le poids des petits feux est également notable dans les départements les plus soumis aux incendies. Le Var, par exemple, voit sa courbure se restreindre d'un facteur 3 selon la précision des données ($-0,005$ pour les feux $\geq 0,1$ ha et $-0,014$ pour la totalité). En Corse-du-Sud, c'est un facteur 2 qui apparaît ($-0,009$ et $-0,018$), tout comme dans les Pyrénées-Orientales ($-0,011$ et $-0,023$) et les Bouches-du-Rhône ($-0,011$ et $-0,019$).



Effets de la discrétisation à 0,1 ha sur la morphologie des distributions de feux. On peut voir que le département du Vaucluse est très sensible à cette manipulation des données, ce qui traduit un espace où les distributions des très petits feux sont beaucoup plus courbes qu'ailleurs. On peut supposer que c'est ce qui explique le faible nombre de grands feux dans ce département pourtant très méditerranéen. La Haute-Corse et les Alpes-Maritimes illustrent la situation inverse où les très petits feux sont plus rectilignes.

Figure 74. Effets de la discrétisation sur la forme des distributions de feux

Durant la période 1973-2006, les petits feux ont été très contraints dans le Vaucluse, beaucoup plus qu'ailleurs. Cette contrainte peut être de plusieurs ordres. On peut la considérer comme le résultat d'une action anthropique (lutte et prévention) mais dans ce cas-là cela suppose que l'efficacité y est beaucoup plus importante qu'ailleurs (c'est probablement très discutable et cela peut prêter à polémique). On peut aussi la considérer comme le résultat de la meilleure persistance des systèmes agricoles entre les milieux urbanisés et les massifs forestiers. Il semble que cette hypothèse de la généralisation de ces « zones tampons » entre les périphéries urbaines et les massifs soit plus judicieuse. En effet, les interfaces problématiques (contiguïté urbain / forêt) ne sont pas dans les mêmes ordres de grandeur que ceux que l'on peut retrouver sur le littoral provençal et celui de la Côte d'Azur (sans oublier les littoraux corses). Le Vaucluse présente ainsi une courbure sans les petits feux presque nulle (structure invariante d'échelle), alors que ce n'est pas le cas lorsque l'analyse est menée sur l'ensemble des événements. La forme générale de la distribution est donc très étroitement liée à celle des petits feux dont la courbure négative est importante. Ceci explique peut-être que ce département très méditerranéen est, par rapport à d'autres, très peu soumis aux grands feux. En effet, de très fortes contraintes sur les éclosions des feux réduisent considérablement la probabilité qu'ils prennent des proportions inquiétantes (structures spatiales, lutte, humidité, vent). Étonnement, c'est donc par les petits feux que l'on peut comprendre les grands. En réalité, ce n'est pas vraiment étonnant puisque la courbure des distributions est continue (des macros aux micros feux). Le fait d'ajouter des très petits feux permet qu'elle apparaisse mieux, car ces feux pèsent sur la terminaison du modèle.

Pour d'autres départements, les petits feux sont au contraire plus rectilignes, ce qui traduit une situation où les conditions sont très favorables aux éclosions. L'interaction de l'Homme et du milieu semble être très forte dans ces espaces. Les interfaces directes entre les structures anthropiques et la végétation sont probablement nombreuses et étendues. On peut citer les cas de la Haute-Corse (2b) et des Alpes-Maritimes (06). La problématique des interfaces urbain / forêt pose ainsi de très grandes difficultés de gestion et de protection. Elle a été bien illustrée depuis quelques années par les géographes (Carrega, 1994, 2005). Par ailleurs, puisque la courbure s'intensifie à partir d'une taille de 0,1 ha, c'est donc cette fois la propagation qui est contrainte. Les deux départements cités (2b et 06) contenant un climat montagnard sur une superficie non négligeable de leur espace, il nous semble que c'est précisément son effet qui contraint la propagation des feux en l'empêchant de prendre de trop grandes dimensions (influence orographique sur les précipitations).

La précision des données est donc fondamentale pour décrire de manière pertinente une distribution, surtout si l'on veut établir un raisonnement très fin spatialement. On pourrait même avancer l'idée selon laquelle plus l'analyse est menée sur des espaces étroits, plus le poids des micros feux est important pour comprendre la courbure des distributions.

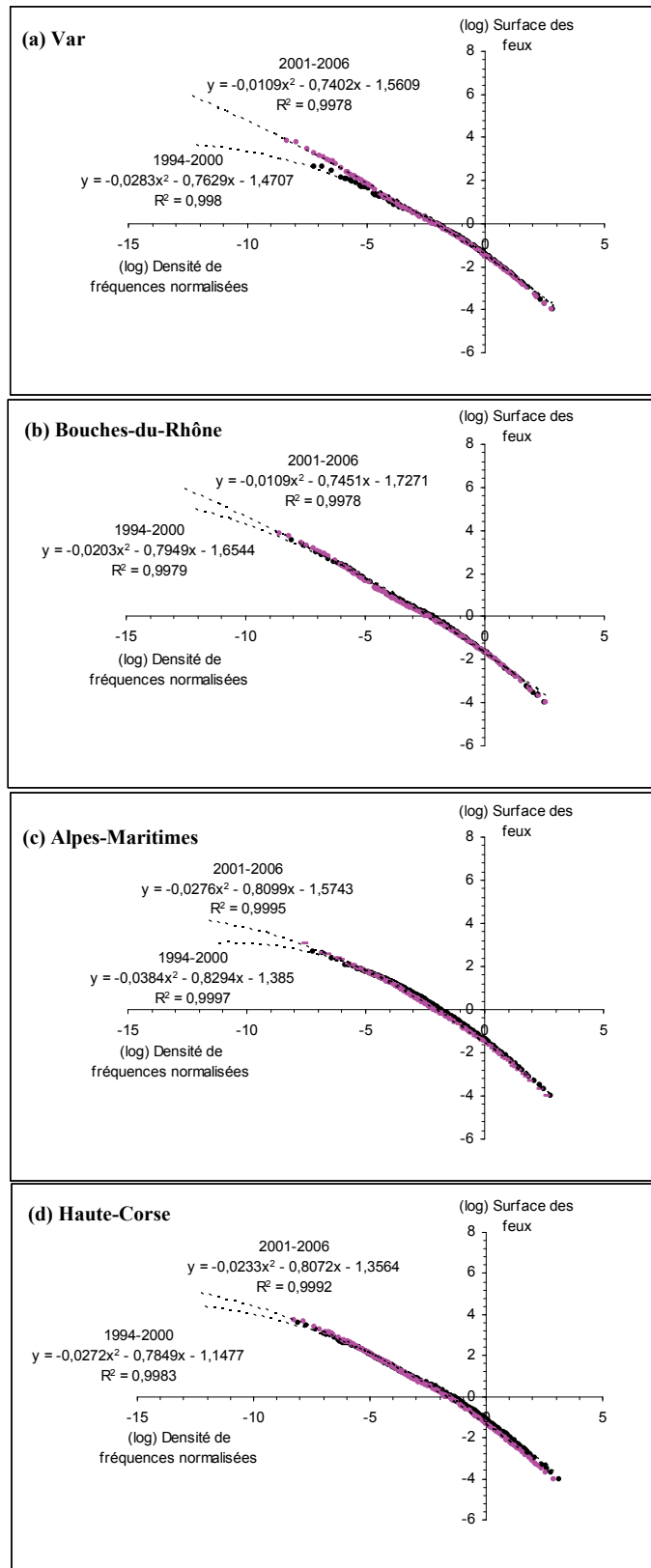
Cette robustesse à petite échelle et cette sensibilité aux grandes échelles du modèle Fractal Parabolique trouve probablement son explication dans l'éventail plus ou moins précis des tailles de feux répertoriées qui dépend fortement de l'échelle d'analyse. En effet, à l'échelle du Sud-est méditerranéen, on retrouve plusieurs tailles intermédiaires par exemple entre 0,1 et 0,2 ha puis entre 0,2 ha et 0,5 ce qui, extrapolé sur l'amplitude totale des feux donne une structure bien « ancrée » et donc assez peu sensible à la discrétisation. C'est exactement l'inverse à grande échelle : les séries départementales sont constituées de sauts multiples de valeurs (0,1 ha puis 0,2 ha puis 0,5 ha puis 1 ha, etc.) La structure est donc très sensible à la discrétisation comme en atteste les écarts de la courbure (C_c) entre les séries complètes et les séries de feux $\geq 0,1$ ha. Ceci semble vrai presque indépendamment de l'intensité des manifestations du phénomène (en fréquence d'occurrence et selon la taille des feux).

Ces constats sur les effets de la précision des données viennent confirmer les recommandations de J. Laherrère à propos du modèle Fractal Parabolique : « *Il faut le souligner, et l'expérience le montre clairement, la précision des données est très souvent inférieure à la valeur du modèle utilisé pour l'étudier. L'amélioration de la collecte des données est à rechercher avant de discuter de l'amélioration du modèle.* » (Laherrère, 1996). En outre, il semble que la très vaste hétérogénéité des années selon l'intensité des manifestations du phénomène devrait logiquement se répercuter sur la forme plus ou moins courbe des distributions hiérarchiques. Nous allons nous en assurer.

5.2 La variabilité de la courbure dans le temps : les structures épisodiques

Lorsque l'on dissocie des périodes et que l'on compare la forme des distributions, on peut en effet se rendre compte que, selon l'agressivité avec laquelle le phénomène s'est révélé, la courbure n'est pas identique et peut même être franchement différente (*Figure 75* ci-après).

Pour le Var (a), la période 2001-2006 est marquée par une distribution deux fois plus rectiligne ($Cc = -0,011$) que la période 1994-2000 ($Cc = -0.028$). Or, en comparant avec l'intensité du phénomène, cette rectitude plus marquée correspond effectivement à une recrudescence des feux. Il est d'ailleurs intéressant de souligner que pour les Bouches-du-Rhône (b), les Alpes-Maritimes (c) et un peu moins pour la Haute-Corse (d), la période 1994-2000, reconnue plus humide par les climatologues, présente une courbure toujours bien plus prononcée que pour la période suivante (reconnue à l'inverse plus sèche et plus ventée).



Distribution hiérarchique des feux de forêt dans le Var (a), les Bouches-du-Rhône (b), les Alpes-Maritimes (c) et la Haute-Corse (d) selon deux périodes successives (1994 à 2000 et 2001 à 2006). A l'exception de la Haute-Corse, les feux présentent une distribution beaucoup plus rectiligne pour la période la plus contemporaine (reconnue également plus sèche et plus ventée) alors que la courbure est très marquée pour la période 1994-2000 reconnue elle pour une plus grande humidité. La courbure semble bien illustrer l'agressivité du phénomène : plus les feux sont nombreux et grands, plus l'invariance d'échelle est remarquable (modèle linéaire) et le coefficient de courbure (C_c) proche de 0. Le coefficient de courbure semble alors très pertinent comme indicateur du potentiel incendiaire des espaces et des périodes.

Figure 75. Variation temporelle de la courbure dans les séries hiérarchiques de feux de forêt (1994-2000 et 2001-2006)

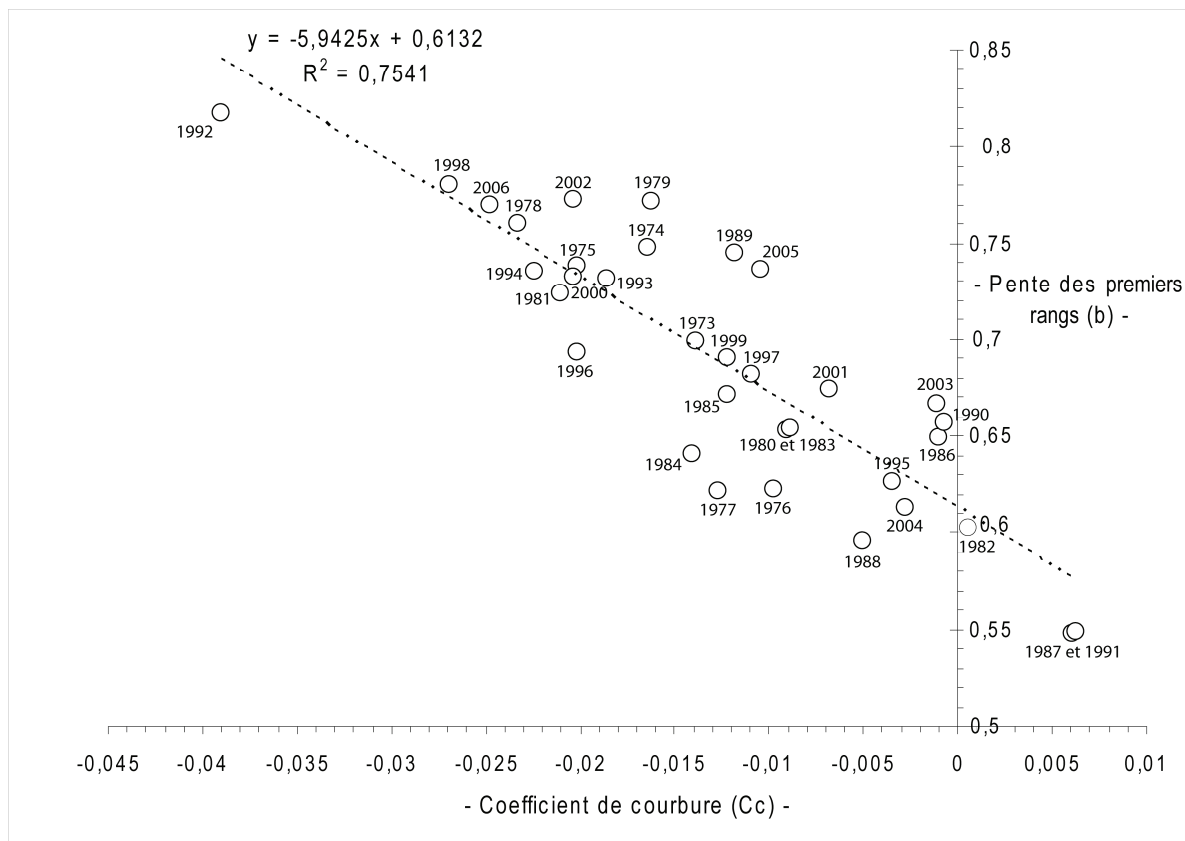
Comme nous l'avions pressenti, il semble bien que la forme de la distribution reflète dans une certaine mesure (qu'il nous reste à déterminer) les contraintes physiques et/ou climatiques qui agissent dans l'espace. Non seulement la forme des distributions varie selon les espaces (régions, départements) mais elle varie également dans le temps en raison de la variabilité du phénomène. La courbure semble alors un bon indicateur de cette variabilité. Plus le phénomène est intense (occurrence et surfaces brûlées), plus la distribution tend vers un modèle Fractal Rectiligne, sans jamais en être un véritablement (Cc n'est jamais égal à zéro). A l'inverse, les espaces et les périodes où les feux de forêt sont peu actifs sont caractérisés par une courbure très marquée. Le potentiel incendiaire des espaces se reflète alors à travers la structuration statistique dans les échelles des tailles des feux recensés (quasi invariance à covariance très prononcée).

5.2.1 *La variabilité annuelle de l'intensité des feux de forêt selon le modèle Fractal Parabolique : l'exemple de la région PACA*

Nous voulons comprendre plus en détail les informations fournies par les paramètres du modèle Fractal Parabolique. A titre expérimental, nous discrétisons les feux à une résolution annuelle pour un même espace (PACA). Il s'agit de rester prudent puisqu'un regard annuel sur la forme des distributions peut aisément conduire à travailler avec de trop petits échantillons. C'est donc à une échelle assez vaste (régionale) que nous explorons la relation entre le coefficient de courbure annuel et la pente. En effet, s'il semble assez évident que la courbure fasse écho aux contraintes physiques et/ou climatiques qui favorisent ou bien contraignent l'occurrence et la propagation des feux, le rôle du paramètre $-b-$ n'est lui pas bien élucidé. Le rapport entre Cc et $-b-$ est crucial puisqu'il nous fournit la clef de compréhension entre d'une part un potentiel et d'autre part la « réalité physique des grands feux ».

Le paramètre $-b-$ rend compte de la hiérarchie pour les rangs aux fréquences moyennes et petites (les grandes tailles de feux) car si $Cc = 0$ alors $-b- = \alpha$ (exposant de Pareto tel qu'il est utilisé dans la littérature sur le sujet). Il nous donne effectivement une information sur la continuité des premiers rangs avec ceux qui suivent : plus la valeur est forte, plus les plus grands feux de la série ont un rapport simple d'échelle avec les suivants. A l'inverse, lorsque le paramètre $-b-$ est faible c'est qu'il existe des sauts de valeurs importants entre les premiers rangs et les suivants.

Or, lorsque l'on compare les deux paramètres du modèle Fractal Parabolique pour chaque année, on en arrive à un constat selon lequel il existe un certain degré de liberté entre Cc et $-b$ (Figure 76 ci-dessous).



Paramètres du modèle Fractal Parabolique pour chaque année en PACA entre 1973 et 2006. Les années se ventilent effectivement le long d'un axe qui va des courbures positives aux courbures fortement négatives (Cc) qui expriment l'importance des contraintes sur les incendies d'une année et des faibles aux fortes pentes ($-b$) qui décrivent la hiérarchie des rangs moyens et petits (grandes tailles de feux). Par ailleurs, il faut remarquer qu'en PACA, trois années présentent un profil invariant d'échelle (1986, 1990, 2003) qui sont les trois années les plus agressives qu'a connues cette région. Enfin, trois autres années présentent une courbure positive, signe que les conditions étaient particulièrement favorables aux feux de forêt (1987, 1991 et 1982). Là aussi, il existe un certain degré de liberté.

Figure 76. Du potentiel climatique à la réalité physique : variabilité annuelle de la forme des distributions statistiques de feux en PACA

Il est intéressant de constater que les valeurs de la régression linéaire qui rend compte à 75 % de la relation entre Cc et $-b$ sont presque similaires à celles que l'on a obtenues sur le maillage DFCI ($y = -4,6667Cc + 0,6593$ avec $r^2 = 0,78$). Cela rejoint la question de l'équivalence d'un échantillon spatial et temporel. Cela nous amène à considérer le principe d'ergodicité de certains phénomènes. L'ergodicité est une des notions de base de la physique dite statistique. On pourrait résumer ce concept fondamental par « *tout ce qui peut arriver arrivera* ». Ainsi, ce concept postule qu'un système physique qui possède un nombre défini d'états finira dans un temps donné et fini par passer par tous les états possibles et qu'il passera en moyenne un temps égal dans chacun de ces états.

Dans un système comme celui des incendies de forêt, les interactions entre les variables sont dites non linéaires. Par conséquent, il est impossible de prévoir comment un tel système va évoluer (cela rentre probablement dans le cadre de la théorie du chaos). La compréhension globale de ses propriétés est alors plus que délicate. Mais grâce au principe d'ergodicité, il suffit en théorie d'observer le système pendant un temps suffisant pour mesurer les différents états possibles du système (la question dans notre cas porte sur cette durée).

Comme à méso-échelle (spatiale), l'analyse annuelle de la forme en loi puissance parabolique montre que certaines séries présentent une courbure positive. C'est le cas des années 1982, 1987 et 1991. D'autres sont quasiment rectilignes (1986, 1988, 1990, 1995, 2003 et 2004) signe que le phénomène s'est structuré statistiquement selon une invariance d'échelle avérée. Pourtant, ce n'est pas parce que ces séries ont une forme similaire qu'il en a résulté une intensité identique du phénomène. C'est ce que montre le paramètre $-b-$. En effet, ce paramètre, qui nous informe sur la hiérarchie au niveau des rangs petits et moyens (grands feux), peut varier assez fortement pour un même paramètre Cc . La structure hiérarchique des distributions peut ainsi être nettement différente pour une forme (courbure) équivalente. Cela correspond également à une logique de terrain puisque des années présentant des conditions climatiques similaires ne se ressemblent pas forcément du point de vue de l'occurrence et de la taille des feux. Puisque nous sommes dans un système ouvert régi par des interactions non linéaires, il y a donc assez logiquement et pour chaque année une certaine part de hasard dans cette relation entre la courbure et la structure hiérarchique des rangs petits et moyens (paramètre $-b-$). La courbure faisant état des contraintes physiques et/ou climatiques, lorsqu'elle est forte, c'est que les conditions globales ne sont pas réunies pour que le phénomène se développe dans des dimensions problématiques. Des grains de sable (forte humidité, faible vent) gênent la structuration en une loi puissance stricte. La dérive de la dimension fractale de la série statistique est alors probablement aussi intense que le nombre de ces grains de sable est grand. Ce cas de figure limite physiquement l'émergence de grands feux. Nous reprenons en détail le rapport entre Cc et $-b-$ pour les 34 années de recensement des feux en PACA (1973-2006).

Tout d'abord, nous décrivons les années présentant une distribution dont la hiérarchie est ouverte (presque parétienne donc en théorie sans véritable limite pour la taille des incendies). Situées le plus à droite dans le graphique, elles peuvent se séparer en trois groupes selon un rapport entre $Cc \leq -0,01$ et $-b- \geq -0,6$.

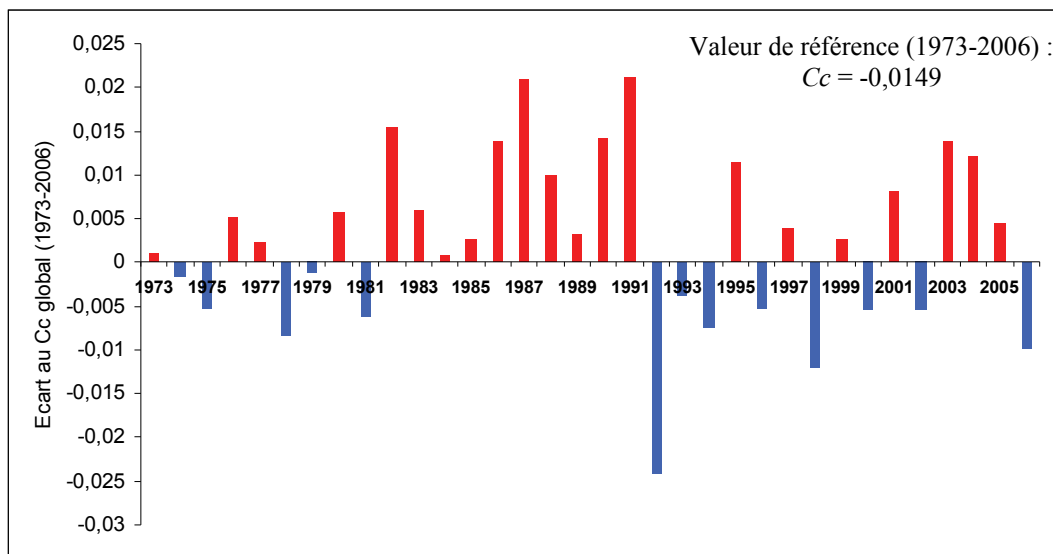
- ❖ Premièrement, les années présentant des contraintes très faibles avec une hiérarchie des rangs petits et moyens très élevé. La hiérarchie ouverte a été largement exploitée pour faire apparaître fréquemment de très grands feux. Ces années sont caractérisées par une courbure très faible (les distributions sont quasiment parétiennes puisque $Cc < -0,001$) et une pente des grands feux très forte (paramètre $-b-$ avec un maximum $\approx -0,65$). L'invariance d'échelle concerne ainsi presque toute la gamme des tailles de feux (des micros aux macros). On retrouve dans ce type d'années celles qui ont été très destructrices (1986, 1990 et 2003).
- ❖ Deuxièmement, les années présentant des contraintes très faibles qui ne se sont pas manifestées dans leur intégralité. La hiérarchie des feux est là aussi largement ouverte ($-0,001 \leq Cc \leq -0,005$) mais le paramètre $-b-$ indique qu'il existe un certain écart entre les premiers rangs et les suivants, marquant sans doute un « vide » qui aurait pu être comblé sans difficulté ($-b- \approx 0,6$). En regardant en effet les tailles de feux dans ces années, on peut mettre en évidence quelques événements très supérieurs aux autres qui, seuls, ont « profité » des conditions favorables au phénomène. On retrouve les années où le phénomène a été très agressif, mais qui, par leur profil presque invariant d'échelle, aurait pu être encore bien pire (1982 principalement puis 1988, 1995 et 2004).
- ❖ Troisièmement, les années présentant des contraintes très faibles qui ne se sont pas manifestées. Ces années sont constituées de distributions elles aussi quasiment invariantes d'échelle ($-0,005 \leq Cc \leq -0,01$). Cependant, les premiers rangs se distinguent très nettement des autres ce qui donne une valeur du paramètre $-b-$ très faible ($\approx 0,54$). On retrouve l'année 1991 constituée de 2 feux $\geq 1\ 000$ ha suivi de quelques autres à peine supérieur à 100 ha et l'année 1987 composée d'un seul très grand feu (2 275 ha) suivi de quelques autres de taille intermédiaires (seulement 5 feux de plus de 100 ha).

Il est intéressant de constater que les années concernées par une invariance d'échelle sont quelquefois proches les unes des autres ce qui, à nos yeux, indique que les conditions météorologiques propices au phénomène peuvent varier sur des fenêtres temporelles pluri annuelles. Une deuxième famille d'années peut être décrite ensuite. Il s'agit des années où la courbure est un peu plus prononcée pour les feux en PACA. Comprise entre $-0,01$ et $-0,02$, elle concerne la majorité des cas sur la période étudiée (1973-2006). Néanmoins, il est également possible de distinguer, comme dans le groupe précédent, les années où le potentiel s'est révélé (Cc faible et $-b-$ fort) et celles où ce n'est pas le cas.

- ❖ Premièrement, les années présentant des contraintes assez faibles avec une hiérarchie des rangs petits et moyens très élevée. Le coefficient de courbure est ainsi assez faible et les grands feux plutôt nombreux. Un cas est remarquable. Il s'agit de l'année 1989 connue pour ses très gros incendies parmi lesquels celui de la montagne Sainte-Victoire (à l'Est d'Aix-en-Pce). Elle présente une courbure générale un peu plus prononcée que celles du premier type ($\approx -0,013$), mais pourtant, les premiers rangs sont largement sur-représentés (11 feux $\geq 1\ 000$ ha avec un paramètre $-b-$ fort $\approx 0,75$). On voit ainsi que malgré des conditions globales qui n'étaient pas particulières (par rapport à d'autres comme l'année 1982), cette année 1989 a généré beaucoup de très gros feux. Il y a donc un certain degré de liberté entre les contraintes (Cc) et l'émergence des phénomènes extrêmes. Ces derniers apparaissent de préférence dans des conditions favorables (Cc proche de zéro) mais ils peuvent aussi se déclencher dans des situations qui ne sont pas aussi strictes (comme l'invariance).
- ❖ Deuxièmement, les années présentant des contraintes un peu plus marquées ($Cc \approx -0,02$) avec une forte sous-représentation des rangs petits et moyens. Les années 1977, 1984 et 1996 sont ainsi remarquables. Malgré une forme qui est globalement proche d'une forme invariante d'échelle (loi puissance stricte), les distributions des feux dans ces trois années sont constituées de superficies brûlées qui sont minimales. Les tailles atteintes par les plus grands feux sont à peine supérieures à 150 ha. La représentativité des grands feux est donc nettement en dessous de celle théorique, calculée à partir de Cc . On est ainsi dans un cas de figure plutôt favorable aux autorités publiques puisque la manifestation des grands feux a été très largement en deçà du modèle théorique. Le degré de liberté entre Cc et $-b-$ est ici très fort.

Entre ces deux cas extrêmes, il existe une gradation assez vaste dans laquelle se disperse la majorité des années étudiées en PACA. Pour terminer cette typologie, nous devons évoquer le cas de l'année 1992, extrême elle aussi, mais à sa façon. En effet, sur les 34 années répertoriées, il s'agit de celle qui présente la courbure la plus forte ($Cc \approx -0,04$) mais également le paramètre $-b-$ le plus fort (0,83). Il semble ainsi que les plus grandes tailles de feux n'ont pas pu être atteinte en raison des contraintes climatiques particulières qui ont agi cette année-là. Par ailleurs, le paramètre $-b-$ concerne en fait des petits événements puisque la taille maximale a été de 40 ha. Cela confirme que le paramètre $-b-$ est un indicateur de la structure hiérarchique qui concerne spécifiquement les rangs les plus faibles (les tailles les plus grandes) de chaque distribution. C'est bien une mesure relative aux valeurs qui composent chaque distribution. Celle-ci ne nous renseigne pas sur la taille absolue du phénomène.

Il se trouve que durant l'année 1992 en PACA, il y a eu plusieurs feux de plus de 10 ha, ce qui donne à ces premiers rangs une valeur de $-b-$ très forte. Il n'en reste pas moins qu'il s'agit d'un cas de figure qui peut encore se répéter à l'avenir (c'est d'ailleurs souhaitable). Avec une discrétisation annuelle, on a pu se rendre à l'évidence de la grande hétérogénéité des profils de feux. Néanmoins, cette hétérogénéité évolue le long d'une relation qui semble assez robuste entre la courbure de la distribution (invariance à covariance) et la valeur de $-b-$ (autosimilarité des rangs petits et moyens entre eux). Dès lors, il semble judicieux de comparer l'hétérogénéité annuelle avec la valeur du tout. En d'autres termes, comment se construit un profil statistique dans le temps ? Pour comprendre l'apport de chaque année dans le profil statistique d'un espace (ici l'exemple de PACA), nous mesurons l'écart entre chaque courbure annuelle et une norme, qui est pour nous la valeur de la courbure générale (1973-2006). Traditionnellement, un tel graphique est construit avec un écart à la moyenne. La courbure calculée sur la totalité de la période est ici la valeur de référence (la valeur 0 sur le graphique). Nous mesurons alors l'écart entre une structure épisodique (l'année) et une structure globale (34 ans).



Ecart à la forme globale de la distribution des feux en PACA de celle de chaque épisode annuel. Plus la hauteur des barres de l'histogramme est importante, plus la structure épisodique est différente de la structure globale. Les valeurs positives marquent des distributions où les feux dans l'année concernée sont beaucoup plus contraints qu'ils ne le sont sur 34 ans (courbure plus forte). Les valeurs négatives indiquent à l'inverse les structures annuelles qui sont plus linéaires que la structure globale.

Figure 77. Les feux en PACA selon une loi puissance parabolique : écart de la structure épisodique (annuelle) à la structure globale calculée sur 34 ans

Le calcul (une simple soustraction) exprime la valeur de la différence entre l'année et le tout. Les valeurs les plus fortes (très positives ou très négatives) nous donnent l'image d'une situation épisodique très différente du profil global évalué sur 34 ans. Les valeurs négatives décrivent les années en « excédent » parabolique (en bleu), c'est-à-dire de manière plus commune les années où la distribution est plus courbe que ce qu'elle est globalement.

Ces années concernent principalement la décennie 90, connue par ailleurs comme bien arrosée par les météorologues. Le pic d'excédent est recensé en 1992 où le phénomène a quasiment été absent de la région (la taille maximale d'un feu est de 40 ha). Cet excédent de courbure concerne à des degrés moindres la deuxième moitié des années 70. Les valeurs positives (en rouge) décrivent à l'inverse les années qui sont plus rectilignes que la forme générale évaluée sur 34 ans (plus parétiennes). Ces structures épisodiques présentent ainsi des hiérarchies plus ouvertes qui impliquent que les « plafonds » des tailles de feux sont potentiellement très élevés. C'est principalement la décennie 80 connue comme sèche et ventée qui est concernée par cette plus grande rectitude des distributions. Dans l'ensemble, les années sont toujours très différentes de la « norme » calculée sur 34 ans. Avec ce traitement élémentaire des données, on met simplement en lumière l'intensité de ces différences. On peut chercher à les comparer à l'agressivité annuelle du phénomène (*Figure 78* ci-dessous).

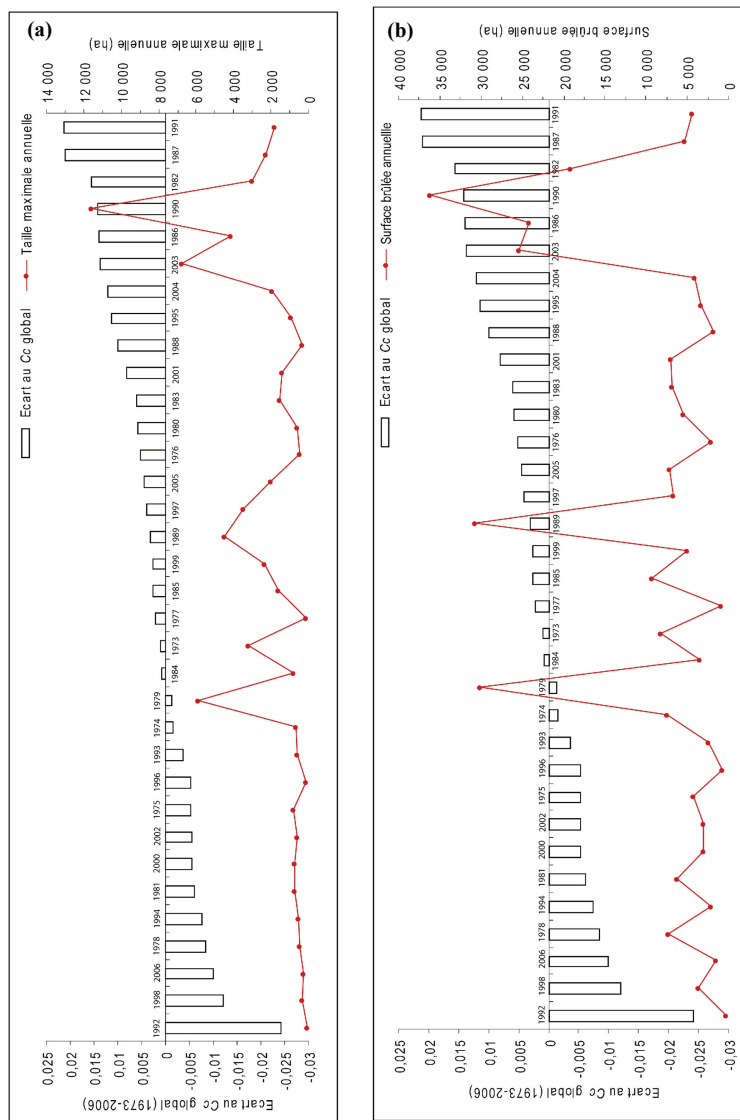


Figure 78. Les écarts annuels au Cc global comparés à l'intensité annuelle du phénomène (taille maximale et superficie brûlée cumulée)

Les écarts au Cc global (1973-2006) sont classés par ordre croissant. Les valeurs annuelles de cet écart sont ainsi comparées à la taille maximale avec laquelle le phénomène s'est manifesté pendant l'année civile (a). Elles sont également projetées face à la surface brûlée cumulée pendant ces mêmes années (b).

Il faut tout d'abord constater que pour toutes les années présentant un excédent de courbure par rapport à la structure statistique évaluée sur 34 ans, la taille maximale du phénomène est minime (a) comme l'est la surface brûlée cumulée (b). Cette latence relative du phénomène semble ainsi correspondre à des moments où les contraintes, illustrées par le coefficient de courbure (Cc), sont fortes, voire très fortes. Cette latence est surtout remarquable en ce qui concerne la taille maximale du phénomène (a). Il semble ainsi qu'une vision relative du coefficient de courbure annuel par rapport à une situation globale évaluée sur 34 ans peut nous aider à déterminer si les conditions statistiques se prêtent aux grands feux.

Pour autant, si la corrélation entre l'agressivité annuelle des feux et l'écart annuel au Cc global semble correcte pour les excédents de courbure, elle est plus difficile à établir pour l'excédent de rectitudes (Cc annuel plus faible que la forme globale). Tous les pics d'intensité des feux, que ce soit au niveau individuel (a) ou collectif (b), sont regroupés dans les situations annuelles équivalentes (1973 et 1979) ou plus rectilignes (1986, 1989, 1990 et 2003) que la structure globale. Mais entre ces épisodes annuels intenses, nous pouvons constater que malgré des excédents de rectitudes parfois très prononcés (profils hyper parétiens), beaucoup d'années n'ont présenté ni des grands feux (a) ni une activité globale particulièrement soutenue (b). La courbure ne peut pas être interprétée comme un indicateur prévisionnel de l'agressivité du phénomène. Par contre, la correspondance annuelle à un profil moyen (évalué sur 34 ans) semble être un seuil à partir duquel le phénomène peut prendre de grandes proportions. Ces proportions problématiques pour la société peuvent être issues soit de quelques très grands feux isolés (a), soit de la multiplicité d'événements de taille importante (b) ou bien encore, mais plus rarement, des deux conjonctures simultanées (comme en 1990 ou 2003 par exemple).

Après avoir étudié l'irrégularité de la dimension des feux de forêt en PACA à une résolution annuelle, il semble judicieux de désagréger les données issues de la base *Prométhée* à une résolution plus en phase avec la nature du phénomène. Il s'agit de tenter d'augmenter encore notre compréhension statistique d'un aléa intrinsèquement variable.

5.2.2 La variabilité saisonnière de l'intensité des feux de forêt selon un ajustement Fractal Parabolique : l'exemple de la région PACA

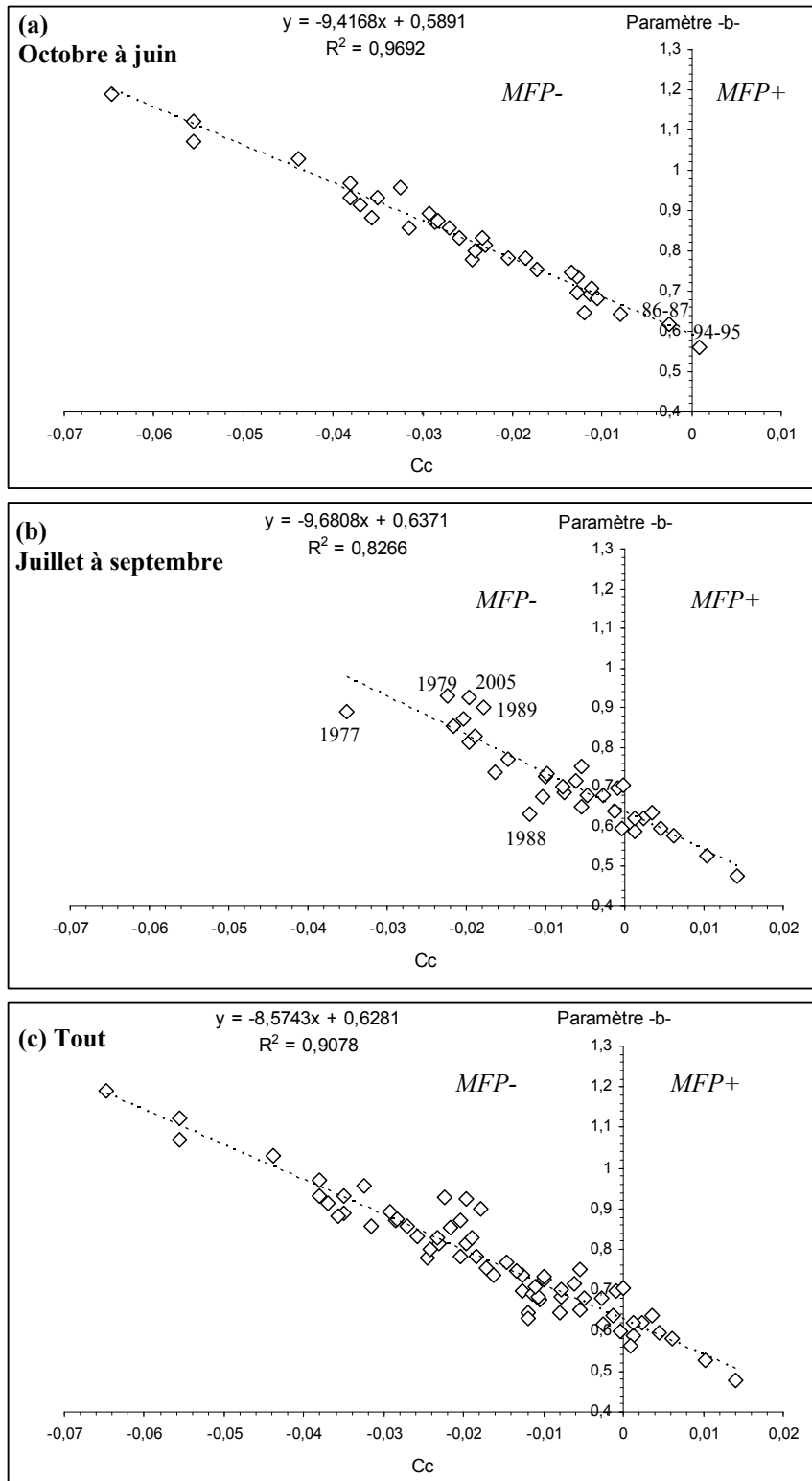
Précédemment, il a été mis en lumière l'hétérogénéité annuelle du profil statistique des feux pour un même espace (PACA). La corrélation entre les paramètres Cc et $-b-$ du Modèle Fractal Parabolique (*MFP*) est excellente. Elle nous permet de distinguer les moments où les feux de forêt semblent très favorisés dans leur apparition et leur propagation. Ces moments sont caractérisés par une véritable structuration en loi puissance (dite « Fractal Linéaire » par J. Laherrère, 1996), voire même pour certains d'entre eux par une hiérarchie avec un *effet-roi transitoire* que nous avons nommé *MFP+*. Or, il est évident qu'une année civile (1^{er} janvier au 31 décembre) n'est pas forcément la meilleure discrétisation pour rendre compte d'un phénomène physique dont l'intensité des manifestations dépend essentiellement des conditions climatiques. Cette approximation méthodologique introduit un certain bruit dans les résultats, qui sont néanmoins très bons ($r^2 = 0,76$ entre Cc et $-b-$). Nous allons tenter de combler cette lacune en désagrégeant une nouvelle fois nos données selon la date de leur recensement. Pour rappel, nous sommes passés d'une mesure sur la totalité de la période étudiée (1973-2006) à une approche pluri-annuelle (*Figure 75*), puis à une approche annuelle (*Figure 76* et *Figure 78*). C'est donc désormais selon les saisons que nous voulons connaître l'irrégularité des feux de forêt. La région PACA reste le terrain d'expérimentation pour répondre à quelques interrogations. Tout d'abord, il s'agit de vérifier si le profil statistique des feux estivaux se distingue nettement de celui qui est calculé sur les autres événements incendiaires. Au-delà même de cette hypothèse qui est objectivement très probable, est-il possible que le profil statistique des feux en automne, en hiver et au printemps (notés AHP + la référence annuelle) nous aide à anticiper celui des feux estivaux (notés E + la référence annuelle) ?

Pour conserver un nombre raisonnable d'individus statistiques, les feux estivaux seront confrontés à tous les autres qui couvriront ainsi les 9 mois les moins favorables au phénomène. L'effectif étudié le plus étroit est de 169 feux (AHP 1973-1974). Le plus large concerne les feux de forêt estivaux de l'année 2003 (780 événements). Dans l'ensemble, les effectifs sont compris le plus souvent entre 250 et 500 feux pour la période AHP et entre 300 et 650 feux pour la période estivale. Les résultats sont présentés dans la *Figure 79* et la *Figure 80*.

Automne / Hiver / Printemps	Effectif	Cc	b	C		Été	Effectif	Cc	b	C
AHP-73-74	169	-0,0438	1,0292	3,622		E74	471	-0,0204	0,8725	3,038
AHP-74-75	477	-0,0286	0,8726	2,971		E75	442	-0,0147	0,7694	2,786
AHP-75-76	414	-0,0245	0,7782	2,707		E76	345	-0,0054	0,6508	2,585
AHP-76-77	225	-0,0119	0,6461	2,604		E77	262	-0,0351	0,8883	3,216
AHP-77-78	442	-0,0231	0,8147	2,831		E78	578	-0,0217	0,854	2,916
AHP-78-79	832	-0,0172	0,753	2,498		E79	697	-0,0224	0,929	3,093
AHP-79-80	413	-0,008	0,6435	2,470		E80	549	-0,0077	0,6852	2,583
AHP-80-81	908	-0,0233	0,8304	2,668		E81	524	-0,0003	0,5972	2,381
AHP-81-82	841	-0,0127	0,6959	2,352		E82	657	0,0024	0,6212	2,402
AHP-82-83	562	-0,0204	0,7824	2,692		E83	447	-0,0012	0,6389	2,538
AHP-83-84	818	-0,0357	0,8829	2,725		E84	390	0,0012	0,5875	2,445
AHP-84-85	512	-0,037	0,9148	2,960		E85	673	-0,01	0,7253	2,564
AHP-85-86	714	-0,0271	0,8564	2,813		E86	511	-0,0009	0,6986	2,729
AHP-86-87	616	0,0008	0,5625	2,250		E87	349	0,0103	0,5284	2,473
AHP-87-88	384	-0,0127	0,7361	2,789		E88	356	-0,012	0,6313	2,529
AHP-88-89	770	-0,0114	0,6912	2,435		E89	554	-0,0178	0,9004	3,181
AHP-89-90	601	-0,0134	0,7481	2,637		E90	414	-0,0001	0,7032	2,835
AHP-90-91	277	-0,0555	1,0708	3,512		E91	389	0,0061	0,5793	2,590
AHP-91-92	246	-0,0316	0,8576	3,127		E92	271	-0,0163	0,736	3,136
AHP-92-93	443	-0,0292	0,8915	3,177		E93	458	-0,0099	0,7338	2,915
AHP-93-94	381	-0,0647	1,1898	3,790		E94	504	-0,0196	0,8154	2,988
AHP-94-95	457	-0,0025	0,6178	2,485		E95	323	0,0045	0,5947	2,746
AHP-95-96	415	-0,0241	0,7999	2,924		E96	270	-0,0104	0,6755	2,858
AHP-96-97	611	-0,035	0,9318	3,067		E97	278	0,0035	0,6361	2,877
AHP-97-98	595	-0,0381	0,9696	3,115		E98	390	-0,0078	0,6996	2,809
AHP-98-99	625	-0,0185	0,781	2,750		E99	345	-0,0027	0,6787	2,880
AHP-99-00	512	-0,0555	1,1225	3,549		E00	498	-0,0048	0,6794	2,763
AHP-00-01	338	-0,0381	0,9331	3,329		E01	701	-0,0062	0,7151	2,729
AHP-01-02	579	-0,0325	0,9564	3,241		E02	235	0,0141	0,4768	2,499
AHP-02-03	510	-0,0259	0,8319	3,024		E03	780	-0,0055	0,7505	2,842
AHP-03-04	456	-0,0106	0,6823	2,615		E04	340	0,0012	0,6199	2,687
AHP-04-05	426	-0,0111	0,7071	2,793		E05	311	-0,0197	0,9252	3,527
AHP-05-06	367	-0,0283	0,8761	3,201		E06	385	-0,019	0,8298	3,230

Figure 79. Tableau synthétique des résultats saisonniers du modèle FP appliqué aux feux de forêt survenus en PACA entre 1973 et 2006

Au total, ce sont 68 distributions qui ont été étudiées, chacune décrivant un épisode saisonnier des trois dernières décennies en PACA. L'ajustement parabolique est excellent pour toutes ces distributions saisonnières ($r^2 \geq 0,996$). Cette nouvelle opération de tris, de préparation et de mesure est assez longue et relativement fastidieuse. Comme nous l'espérons, elle présente néanmoins l'intérêt non négligeable de pouvoir distinguer les feux estivaux des autres événements. Les contraintes sont radicalement différentes entre l'AHP et l'été, période où la fréquence des grandes surfaces brûlées (caractère illustré par le coefficient de courbure) est beaucoup plus importante (Figure 80).



Analyse des distributions en loi puissance des feux de forêt éclos en PACA entre 1973 et 2006 selon le modèle Fractal Parabolique. Les événements sont étudiés selon la période de leur éclosion : d'octobre à juin (a), de juillet à septembre (b) et pour les deux périodes (c). Les résultats nous montrent une excellente corrélation entre le paramètre Cc et le paramètre $-b-$.

Certaines saisons estivales (b) s'écartent néanmoins beaucoup de cette relation qui est globalement très bonne ($r^2=0,83$). Les grands feux sont quelques fois beaucoup plus fréquents (sur représentation) par rapport à Cc (étés 1979, 1989 et 2005 principalement) et inversement (surtout l'été 1988). Les saisons de latence (Automne, Hiver, Printemps notée AHP dans la figure a) sont au contraire très largement conformes au modèle ($r^2=0,93$).

Il faut remarquer que pour deux périodes de latence (86-87 et 94-95), la distribution présente une hiérarchie quasi parétienne voire même une hiérarchie hyper parétienne (MFP+). Ces cas de figure sont naturellement plus courants en été.

Figure 80. Corrélation saisonnière entre Cc et $-b-$ des feux de forêt en PACA (1973-2006)

La corrélation entre le coefficient de courbure et le paramètre $-b-$ est excellente lorsque les incendies de forêt apparaissent entre octobre et juin ($r^2 = 0,93$ pour la figure a). Avec ce type d'analyse statistique, nous sommes bien à l'interface des modèles physiques et climatiques. Chaque année, les conditions climatiques entre l'automne et le printemps évoluent, mais la fréquence et l'agressivité des feux sont expliquées à 93 % par ces conditions. Si les indices climatiques qui sont quotidiennement employés en période estivale l'étaient également le reste de l'année, ils seraient très performants et probablement plus fiables que ce qu'ils ne sont en été. Durant ces 9 mois, les contraintes sont globalement beaucoup moins favorables à la propagation des feux (le paramètre Cc atteint presque $-0,07$ pour les feux éclos entre octobre 1993 et juin 1994) mais dans certains cas, la distribution est parétienne (elle l'est presque pour les feux éclos entre octobre 1994 et juin 1995 avec $Cc \approx 0$). Exceptionnellement, elle peut même présenter une hiérarchie hyper parétienne notée $MFP+$ (octobre 1986 à juin 1987 avec $Cc > 0$), situation qui est sans doute le prolongement hivernal des conditions estivales particulièrement sévères de l'été 1986.

La corrélation globale entre le coefficient de courbure (Cc) et le paramètre $-b-$ est également très bonne pour les feux estivaux (figure b), c'est-à-dire ceux recensés entre juillet et septembre ($r^2 = 0,83$). Les conditions sont évidemment plus favorables à la croissance des incendies ce qui explique que le paramètre Cc soit beaucoup plus faible que pour les feux éclos entre octobre et juin. Dans environ 25 % des cas, la distribution présente même une hiérarchie de feux de forêt à hyper parétienne notée $MFP+$. Ce chiffre est très important par rapport à ce que l'on a déjà rencontré dans les échelles temporelles précédentes (34 ans, 5 ans et 1 an). Il est pourtant *a priori* plus faible que celui que l'on aurait probablement obtenu à un niveau départemental (approche contestable à cause du trop faible nombre d'individus statistiques). Cette bonne corrélation est pourtant beaucoup plus fragile que ce que le coefficient de détermination nous le laisserait penser. En effet, les écarts au modèle peuvent, quelquefois, être très sérieux. Plusieurs étés se distinguent des autres avec des tailles d'incendies ($-b-$) sous-dimensionnées et sous-représentatives par rapport à Cc : -13 % pour l'été 1988 et entre -6% et -4% pour les étés 1977, 1981, 1984, 1996 et 2002. D'autres saisons estivales ont généré des situations inverses : $+16\%$ pour l'été 2005 et entre $+10\%$ et $+15\%$ pour les étés de 1979, 1986, 1989, 1990 et 2003. Les étés, pendant lesquels le phénomène a été le plus destructeur, présentent tous ce trait de caractère. Les très grands feux de forêt ($\geq 2\ 000$ ha) sont ainsi le plus souvent trop différents des autres feux éclos durant le même été.

Cela revient à dire qu'il est très difficile durant l'été d'anticiper l'apparition d'un phénomène extrême avec comme seul indicateur les feux qui se sont déjà produits dans cette période. Les feux du passé proche ne nous aident pas à entrevoir la taille potentielle des feux qui vont survenir. Bien sûr, les contraintes (Cc) et la représentativité des plus grands feux dans les distributions ($-b-$) sont corrélées à 83 % (r^2). Mais ce chiffre est calculé à partir des 34 saisons estivales, dont une majorité a généré des feux que l'on peut décrire comme « standards ». Chaque événement rare (et donc très destructeur) est une surprise par rapport aux conditions climatiques ambiantes. On retrouve ici ce sentiment d'incertitude qui pèse sur les hommes de terrain tout au long de l'été. La méfiance est donc toujours de mise puisque si les causalités climatiques et physiques qui agissent dans la propagation du feu sont établies depuis de nombreuses années, l'émergence d'un phénomène extrême ne semble pas forcément liée à des causalités systématiques particulières. On se confronte peut-être à un type de système qui est appelé dans la littérature *chaos déterministe*.

Un système est dit chaotique et déterministe lorsqu'il est composé de variables qui entretiennent entre elles des interactions causales, mais non linéaires et qui surtout, présente la caractéristique d'être sensible aux conditions initiales. Chaque condition initiale détermine entièrement l'évolution future, car il n'y a pas de hasard : le système est déterministe. Cependant, deux conditions initiales très proches peuvent avoir des évolutions complètement différentes. Ce système traduit les incertitudes croissantes à mesure que l'on cherche à anticiper loin dans le temps. En effet, toute mesure effectuée sur une grandeur physique contient un bruit de mesure qui fait que la trajectoire du système modélisé et celle du système réel divergeront au bout d'un temps plus ou moins court. Aussi précise que soit la modélisation, il est impossible de prédire le comportement du système réel à long terme. La notion de chaos déterministe, qui trouve ses fondements dans l'article de Lorenz (Lorenz, 1963), a connu un développement mathématique dans les années 70 (Ruelle et Takens, 1971) suivi d'un véritable essor scientifique dans les années 80. Un système dynamique possède en général un ou plusieurs paramètres dits « de contrôle » (dans notre cas c'est probablement la température, le vent et l'humidité) qui agissent sur les caractéristiques du phénomène. Selon la valeur du paramètre de contrôle, les mêmes conditions initiales mènent à des trajectoires correspondant à des régimes dynamiques qualitativement différents (grands feux ou pas). La modification continue du paramètre de contrôle peut conduire à une modification de la nature des régimes dynamiques développés dans le système.

Il existe plusieurs scénarii qui décrivent le passage du point fixe au chaos. On constate dans tous les cas que l'évolution du point fixe vers le chaos n'est pas progressive, mais marquée par des changements discontinus appelés *bifurcations*. Une bifurcation marque le passage soudain d'un régime dynamique à un autre, qualitativement différent. On parle également, lors d'une telle évolution brutale de l'état du système, d'une perte de stabilité structurelle. Nous allons tenter de mettre en lumière ce rapport entre la stabilité structurelle et la ou les bifurcation(s) brutale(s) du système. Pour ce faire, il s'agit désormais d'envisager chaque série annuelle comme une pierre successive dans l'édification d'une structure globale.

5.3 Robustesse et sensibilité des paramètres de l'ajustement parabolique

Au lieu d'envisager chaque période de manière isolée, approche assez limitée conceptuellement, mais qui a néanmoins le mérite de mettre en lumière des profils annuels et saisonniers hétérogènes, nous considérons désormais la chronologie des faits sous l'angle de l'accroissement. Ce sont ainsi 34 ajouts successifs qui sont analysés pour explorer la robustesse de la structure statistique et les différentes bifurcations qui se sont produites depuis 1973 en région PACA.

5.3.1 *Évolution au cours des années des paramètres de l'ajustement parabolique sur les feux de forêt en PACA (1973-2006)*

Il s'agit répondre à une double problématique : premièrement, nous voulons connaître la durée nécessaire pour que la structure caractéristique de l'espace étudié se cristallise (*cf.* la signature telle qu'elle est illustrée dans le graphique **(a)** de la Figure 81 ci-après). Deuxièmement, nous explorerons la résilience de cette structure.

La structure (*MPF-*) des feux en PACA s'est construite en trois phases **(a)**. D'abord et pour une durée de 9 ans, la courbure de la distribution est extrêmement sensible à l'intensité annuelle du phénomène **(1)**. Il n'est pas possible d'identifier une signature spécifique de la région PACA, car la valeur du coefficient de courbure varie fortement à mesure que le temps passe. Cette période va durer de 1973 à 1981. Ensuite, la structuration se met progressivement en place pendant 10 ans entre 1982 et 1991 **(2)**. La courbure générale baisse très sensiblement durant toute cette période jusqu'à atteindre sa valeur actuelle en 1992. Dès cette date, la structure est très ancrée et ne varie que dans des proportions minimales **(3)**.

Pour bien identifier le renversement progressif de la dominance entre les structures épisodiques et la structure globale, nous calculons l'écart de valeur entre la courbure d'une période et celle de la période précédente **(b)**. En faisant cela, nous pouvons constater que durant la première phase identifiée précédemment **(1)**, chaque année supplémentaire modifie très fortement la forme du tout. Cette influence des épisodes s'amointrit dans la seconde phase **(2)** et ils doivent être très intenses (par exemple l'année 1990) pour que les paramètres changent.

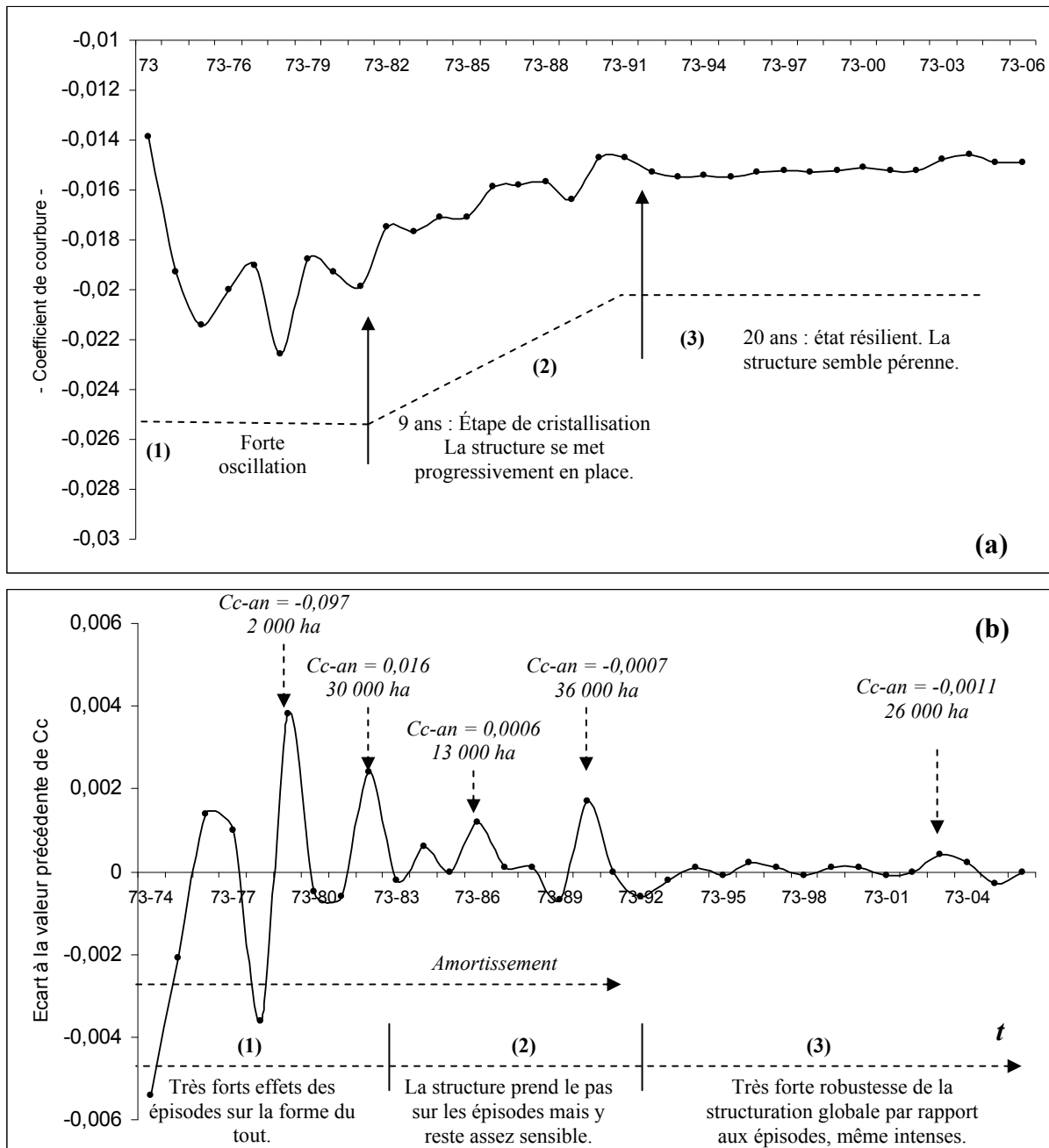


Figure 81. Construction dans le temps de la structure hiérarchique des incendies de forêt (PACA) et effets des épisodes intenses sur la forme du tout

Parce que des périodes de grand calme suivent toujours les grands épisodes de feux, la structure globale de feux en PACA est de plus en plus robuste pour atteindre au bout de 20 ans son identité avec un coefficient de courbure d'environ 0,015 **(3)**. C'est là surtout l'effet du temps qui passe (loi des grands nombres) puisque plus les épisodes sont tardifs, plus ils doivent être intenses pour modifier la structure globale identifiée par les paramètres du modèle Fractal Parabolique. A taille égale, les effets de ces épisodes sur la forme du tout ne sont donc pas équivalents. Les paramètres résilients obtenus posent ainsi la question de savoir à quoi ils renvoient.

En outre, et comme en atteste la figure précédente **(b)**, des épisodes très intenses, mais tardifs (2003) ont beaucoup moins d'effets que d'autres qui sont plus précoces (1982) mais qui sont pourtant deux fois moins intenses (13 000 ha brûlées au lieu de 26 000 ha en 2003). Les valeurs des paramètres des deux distributions annuelles (notée *Cc-an* dans le graphique) étant par ailleurs assez équivalentes (1982 = 0,0007 et 2003 = -0,0011) et très faibles, ce qui les rapproche d'un *MFR*. Cela ne veut pas dire qu'un changement brutal du profil des feux dans la région PACA ne peut pas avoir lieu. Toutefois, plus le temps passe, plus il devra être important (à l'image des feux en Grèce pendant l'été 2007) pour que l'on observe des effets notables sur la structure du tout.

A cette étape de l'analyse, il nous semble que si une évolution des structures hiérarchiques des feux doit avoir lieu (et c'est même dans l'ordre des choses puisque le climat global se réchauffe), elle se fera progressivement, chaque année modifiant un peu plus et dans le même sens (plus grande rectitude) la courbure des feux en PACA. Il est pourtant intéressant de constater que chaque changement d'état de cette structuration a débuté par un épisode très intense (1982 et 1990) qui a donc en quelque sorte lancé une nouvelle dynamique. On manque de recul pour savoir s'il en est de même avec l'épisode 2003 qui, à l'instant de l'analyse (3 ans après), nous semble ne pas avoir été assez grand. La région PACA est donc marquée depuis environ 15 ans par une très grande stabilité de son profil en loi puissance parabolique. Ce constat se vérifie par ailleurs lorsque l'on étudie les feux recensés à une précision de 0,0001 ha (1 m²) depuis 1991 (*Figure 82*).

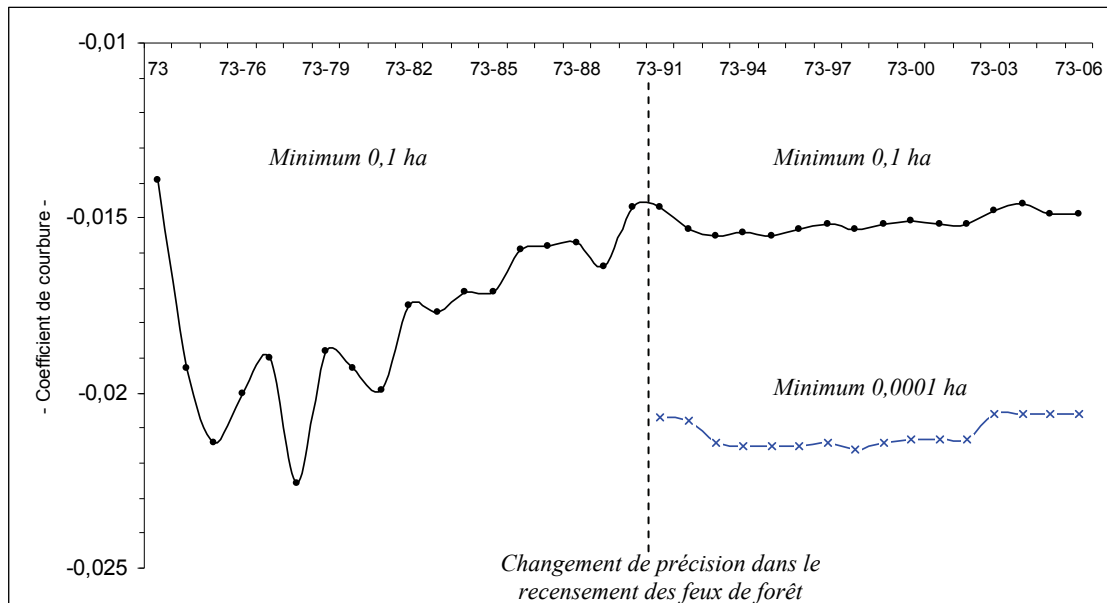


Figure 82. Une structure robuste depuis 15 ans quelle que soit la précision des données

Par conséquent, il faut admettre qu'avec un recensement des feux dont la précision est augmentée de trois ordres de magnitude, les effets de l'année 2003 sur la forme globale des feux en PACA sont un peu plus évidents (plus grande rectitude), tout comme celui de l'année 1991 (plus grande courbure). Mais en valeurs absolues, ces changements restent très limités (+ 0,0006 en 1991 et - 0,0007 en 2003).

Une autre étape d'analyse pour comprendre la structuration temporelle d'un régime de feu consiste à vérifier si la valeur du coefficient de courbure autour de laquelle semble faire converger chaque année supplémentaire dans la distribution statistique des feux ($C_c \approx -0,014$) est liée à l'enchaînement spécifique de ces années. Ainsi peut-on se demander si en inversant l'enchaînement chronologique des valeurs (l'année 2006 étant la première année et 1973 la dernière), les paramètres du modèle Fractal Parabolique évoluent ? Cette étape n'a aucun intérêt pratique, mais vise à éclaircir le point méthodologique selon lequel la structuration observée est peut-être simplement liée à un ordre temporel donné. Est-ce que les mêmes valeurs envisagées dans un ordre différent (de $t+n$ à t) produisent un résultat similaire (Figure 83) ?

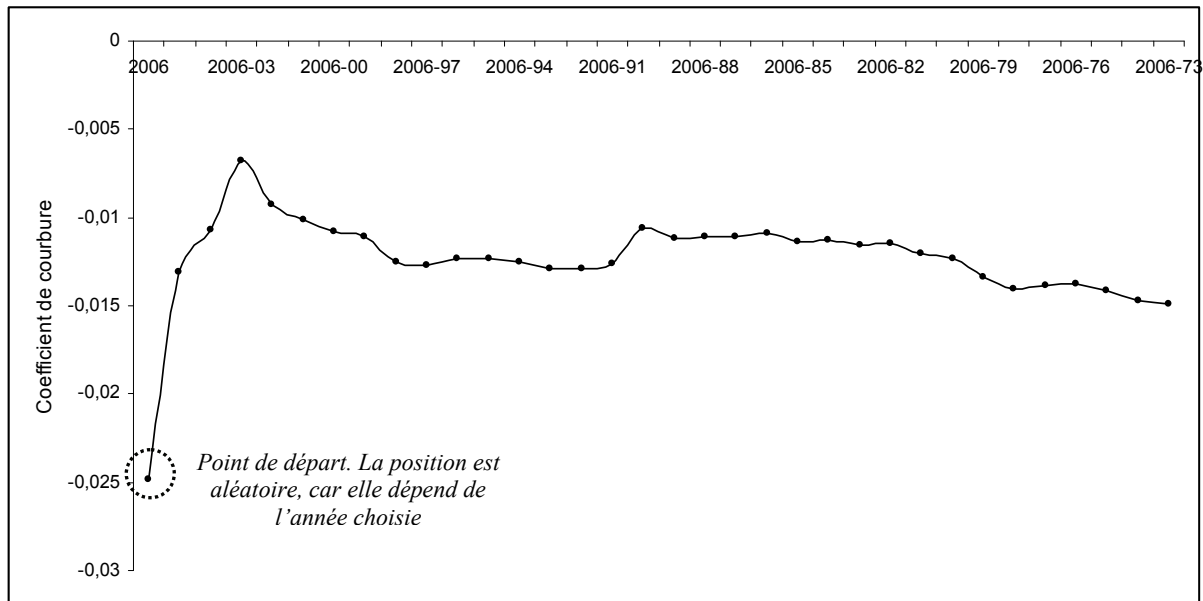


Figure 83. Variation du coefficient de courbure des distributions de feux en PACA étudiées en temps cumulé inversé (2006 à 1973)

Le résultat montre tout d'abord que la forme de la distribution globale des feux en PACA (34 ans) est identique quel que soit le sens chronologique avec lequel on l'étudie (1973-2006 ou 2006-1973). Ce résultat est à la fois logique (les mêmes feux sont étudiés) et rassurant (l'objet de recherche ne change pas selon l'angle avec lequel on l'envisage). En revanche, la trajectoire est très différente pour atteindre la valeur de $Cc \approx -0,014$. Dans le premier cas de figure (dans le sens chronologique standard), il a fallu attendre 20 ans pour que le profil de la distribution se stabilise. Dans le second cas (chronique annuelle inversée), la stabilité est assez prononcée au bout de seulement 9 ans. Comment l'expliquer ?

L'effet des « années à feux » est d'autant plus grand qu'elles se présentent précocement dans l'analyse. En effet, la distribution n'est pas assez « épaisse » pour pouvoir « encaisser » des valeurs très différentes de celles qu'elle possède déjà. Or, durant la première décennie du recensement des incendies, les années sont très hétérogènes alors que depuis 1992, elles sont, à l'inverse, très homogènes (à l'exception de 2003). Cette différence pourrait s'expliquer par un élément perturbateur qui aurait lissé artificiellement les distributions. Aux premiers abords, on pourrait être tenté de penser que l'action humaine de lutte et de prévention serait susceptible d'être cet élément d'explication. Cette hypothèse est difficile à démontrer. Néanmoins, la différence est telle entre les mêmes feux étudiés dans un sens chronologique ou dans l'autre (on a évacué la dépendance des résultats à l'effet cumulatif du temps), qu'il y a nécessairement une cause à cela.

Or, la variabilité du climat n'a pas été identique durant ces périodes. Les années chaudes et ventées se sont enchaînées dès le début du recensement des données, ce qui a donné un profil très irrégulier des feux en PACA avec de nombreux « pics » d'activité qui se sont traduits par une plus grande rectitude des distributions en loi puissance (*Figure 83*). A l'inverse, les années les plus humides se sont présentées au bout d'une vingtaine d'années alors que la distribution était déjà composée d'un grand nombre d'événements. En « retournant » la chronique annuelle, on a d'abord étudié cette période « plus calme » dès le départ ce qui permet une lisibilité rapide de la signature des feux de forêt en région PACA. Hormis ceux de l'année 2003, les très grands feux se présentent désormais en milieu de chronique voire en toute fin. Or, la quantité de données qui est déjà enregistrée est telle que les paramètres de la distribution semblent très robustes aux événements intenses.

En résumé, on peut dire que l'effet des événements intenses sur le profil global d'un régime de feux de forêt (Modèle Fractal qui est soit Parabolique soit Rectiligne) dépend de leurs positions chronologiques. Dans le cas de la région PACA, ils ont été très précoces, ce qui a engendré une lisibilité médiocre jusqu'en 1992-1993, soit plus de vingt ans après le début du recensement des événements. L'effet cumulatif du temps implique que les paramètres du modèle Fractal Parabolique deviennent plus robustes après une période de temps dont la durée est probablement spécifique aux espaces étudiés.

Il doit y avoir ainsi une relation entre la taille de l'espace et la vitesse de stabilisation. Plus l'espace est vaste, plus la stabilisation doit être rapide. Donc inversement, plus l'espace est petit, moins la stabilisation est rapide. Pour ces espaces étroits, on a beaucoup de chance de ne pas avoir les bons paramètres de la distribution résiliente qui correspond à la structure stationnaire de cet espace (nature, hauteur, densité, fragmentation de la végétation, mais aussi niveau d'anthropisation).

Il est dès lors judicieux de tester cette robustesse apparente en envisageant de manière prospective l'évolution des régimes de feux en PACA. Pour ce faire, nous proposons une approche par des scénarii pour vérifier la stabilité réelle du régime des feux de forêt dans la région provençale. Est-il possible de reproduire artificiellement de fortes variations des paramètres de l'ajustement parabolique ?

5.3.2 Des scénarii prospectifs pour mieux saisir les règles de construction d'un régime de feux : stabilité structurelle et changements de paramètres

Nous voulons connaître la sensibilité de la structuration statistique globale des feux par rapport à l'intensité annuelle des événements. Il s'agit d'envisager cinq nouvelles années que nous allons rajouter aux 34 années réelles que nous avons étudiées jusqu'ici. Dans un premier temps, ce sont des années extrêmement « calmes » que nous confronterons aux données réelles pour vérifier s'il est possible que les paramètres de l'ajustement parabolique évoluent vers un profil plus courbe. A l'inverse, ce sont ensuite des années extrêmement intenses que nous utiliserons pour vérifier la robustesse de la structure globale. Enfin, nous voulons connaître le rôle spécifique du feu dit « roi », c'est-à-dire sa capacité à modifier à lui seul le profil général d'une distribution puissance parabolique.

Pour effectuer cette étude, nous isolons au sein des 34 années étudiées les profils qui nous intéressent. Pour les années calmes, ce sont les cinq années où les feux de forêt ont été les plus contraints dans leur propagation (C_c fortement négatif). Dans l'ordre chronologique, il s'agit des années 1978, 1992, 1994, 1998 et 2006. Pour les années intenses, ce sont à l'inverse les cinq années où la distribution statistique des feux est la plus rectiligne qui sont sélectionnées (distributions parétiennes strictes avec un $C_c \approx 0$). Il s'agit des années 1982, 1986, 1987, 1990 et 2003. En ce qui concerne le scénario expérimental le plus catastrophique où chaque année supplémentaire amène un nouveau feu « roi », nous prenons comme référence l'année 1990 en modifiant légèrement la taille maximale relevée (11 580 ha).

- **Un scénario prospectif où les contraintes sur les feux seront très fortes**

Dans ce cas de figure, l'hypothèse envisagée est que les cinq années qui suivent 2006 (soit 2007, 2008, 2009, 2010 et 2011) sont toutes des années où les conditions ne sont pas favorables au phénomène feu. Dans quelle mesure l'enchaînement de cinq nouvelles distributions très fortement courbes est capable de modifier le profil global des feux en PACA ? Une part de la réponse est déjà comprise dans notre chronique annuelle puisqu'entre 1992 et 1998, et hormis quelques exceptions, les feux ont été très contraints : l'ajout de chacune de ces années a fait « stagner » la morphologie globale des feux sans jamais faire plonger le coefficient de courbure vers des valeurs plus fortes. Il s'agit de vérifier cela.

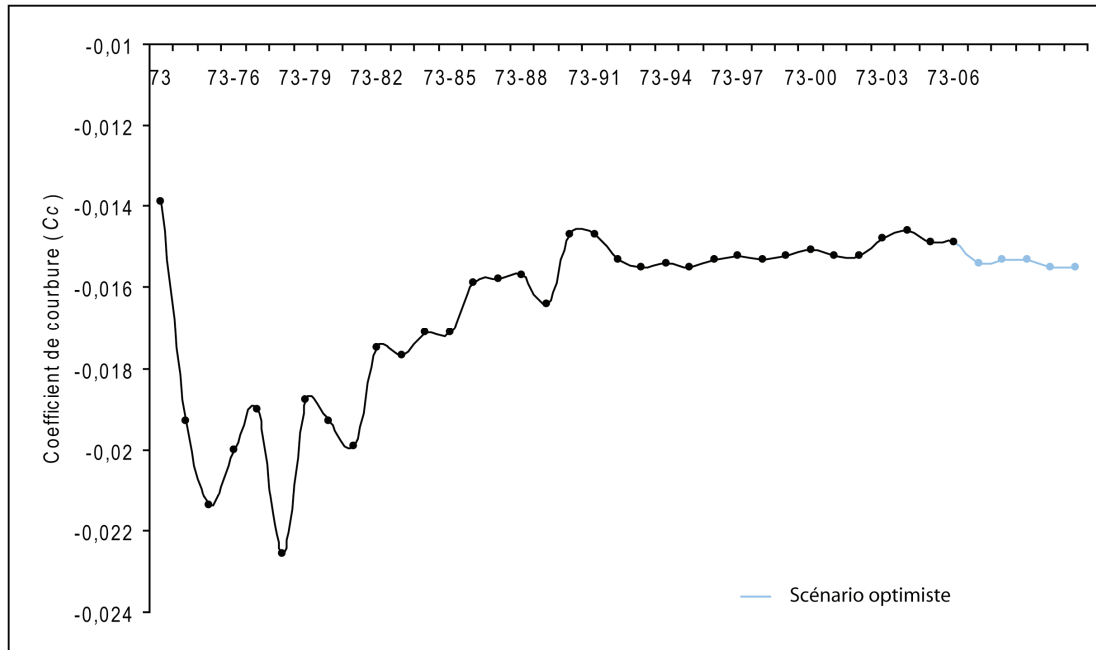


Figure 84. Un scénario prospectif avec des feux contraints par de nombreuses boucles de rétroactions négatives

Comme nous l'avons envisagé, l'ajout de nouvelles distributions qui sont fortement courbes (Cc annuel variant de -0,025 à -0,050) n'induit pas de modification profonde de la distribution globale des feux en PACA. En fait, il semble que les paramètres de l'ajustement parabolique rejoignent la valeur que l'on a identifiée comme la signature spécifique de cet espace ($Cc \approx -0,015$) sans s'en écarter notablement.

On constate alors que les années très calmes, qui ne rajoutent que des tailles de feux très restreintes, ne modifient pas le régime des feux qui est devenu progressivement robuste. Toutefois, cela ne signifie pas qu'un enchaînement massif d'années très calmes (20 ans par exemple au lieu des 5 années étudiées) n'est pas à même de faire fléchir en tendance cette robustesse. Mais il est très peu probable que ces années, qui se distinguent par les exceptionnelles contraintes qui ont affecté la propagation des feux de forêt en PACA, se succèdent aussi massivement. Dans la réalité, on observe toujours un enchevêtrement de profils différents qui évoluent entre des hiérarchies très contraintes et des hiérarchies à effet-roi transitoire. Cet entrelacs de profils hétérogènes est d'ailleurs probablement l'élément qui façonne un régime de feux. Il est intéressant de constater que l'année 2007 qui n'a pas été étudiée ici s'est présentée comme une année très calme, plus calme même que l'année 2006. Il est donc fort probable qu'une année très intense émerge de ce système qui semble en ce moment dans une phase de latence.

Néanmoins, il convient de rappeler que les interactions non linéaires entre les variables climatiques, humaines et physiques empêchent toute prédiction. Pour connaître encore plus en détail la robustesse du régime des feux en PACA, nous étudions désormais un scénario où les années virtuelles sont, non pas calmes, mais au contraire très intenses.

- **Un scénario prospectif où les contraintes sur les feux de forêt seront quasi absentes**

Dans ce cas de figure, l'hypothèse envisagée est que les cinq années qui suivent 2006 (soit 2007, 2008, 2009, 2010 et 2011) sont toutes des cadres temporels durant lesquels très peu de résistance au phénomène feu a été observé. Dans quelle mesure un enchaînement de cinq nouvelles distributions qui sont quasiment parétiennes est-il capable de modifier la structure globale des feux en PACA ? Dans la période que nous analysons dans cette thèse (1973-2006), on a déjà pu constater que les années très marquées du point de vue de l'agressivité des feux ont toujours induit une évolution vers plus de rectitude de la distribution lorsqu'elles se sont adjointes à la chronologie existante. L'intensité des modifications dépend à la fois de la taille et de la fréquence des grands feux, mais également du moment auquel ils se sont présentés dans la chronique. En effet, plus le temps passe, plus la morphologie de la distribution devient robuste, ce qui implique que les nouvelles années doivent apporter des feux de plus en plus grands et nombreux pour que le changement des paramètres de l'ajustement parabolique soit notable. Nous vérifions cela avec l'ajout des feux des années 1982, 1986, 1987 1990 et 2003. C'est donc en quelque sorte un scénario pessimiste que nous proposons dans la figure suivante (*Figure 85*).

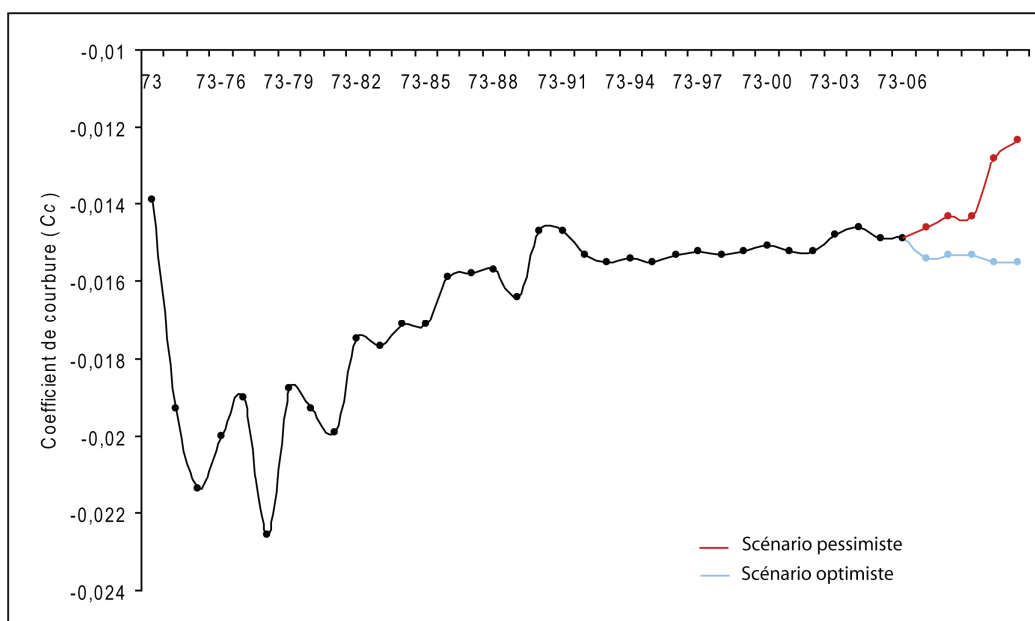


Figure 85. Un scénario prospectif avec des feux favorisés par de nombreuses boucles de rétroactions positives

La différence avec le premier scénario est notable. En effet, l'introduction des années les plus intenses tend à rendre plus rectiligne la forme globale de la distribution statistique en loi puissance des feux de forêt en PACA. Sur les cinq séries de données réintroduites, quatre redressent la distribution entre 2 % et 4 % par rapport à l'année précédente. Il s'agit de 1982, 1986, 1987 et 2003. Envisagées de manière commune, ces années modifient d'environ 7 % la courbure telle qu'elle a été mesurée sur la série des feux recensés entre 1973 et 2006. En quatre ans ce changement est très important, surtout que la distribution au bout de 34 ans est déjà très épaisse (environ 32 000 feux). Prise dans leur ensemble, ces quatre années modifient donc profondément la forme du tout. Ce changement est encore plus notable avec la seule année 1990. En effet, avec la réintroduction des feux de cette année-là, il est possible de faire évoluer de plus de 10 % la morphologie statistique établie précédemment. Le régime des feux peut donc être à la fois robuste pour la majorité des années telles qu'elles s'enchaînent les unes aux autres et très sensible à une seule valeur. Il est par conséquent important de regarder plus en détail ce qui différencie cette série de feux des autres. Qu'est-ce qui est capable d'entraîner une si grande évolution ?

La réponse ne se trouve pas dans l'effectif de feux puisque la série est composée certes d'un grand nombre de feux (environ 900) là où beaucoup d'autres évoluent autour de 700, mais beaucoup moins que d'autres comme l'année 2003 où l'effectif des feux frôle les 1 400 feux. Il se trouve que cette distribution comporte les deux plus grands feux enregistrés dans l'espace méditerranéen. Il apparaît alors qu'un ou deux événements sont capables de marquer de leur empreinte un régime de feux qui s'est pourtant construit sur plusieurs dizaines de milliers d'autres feux. Nous retrouvons là l'idée essentielle de la statistique parétienne. Avec un α inférieur à 1, l'inexistence d'une moyenne et d'un écart-type s'explique par la probabilité forte de voir apparaître un événement d'une rare intensité de telle façon que la moyenne et l'écart-type deviennent indéterminables.

C'est précisément pour cette raison que le jeu de Saint-Pétersbourg, dont l'expression des résultats est une structure parétienne stricte, est interdit dans les casinos, car il y aurait une probabilité non nulle de faire « sauter » la banque. Le parallèle entre le jeu de Saint-Pétersbourg et un phénomène physique qui se déploie dans la nature a déjà été proposé dans la littérature (Zadjenweber, 1994). L'auteur a ainsi insisté sur « *l'extrême difficulté à fixer la magnitude maximale d'un séisme géant, tandis que les estimations des pertes dues à ces séismes, assurées ou non, montrent que le concept d'espérance infinie n'est pas une notion mathématique dépourvue de signification concrète* » (Zadjenweber, 1994 p. 39).

Jusqu'au début des années soixante, les chercheurs s'étaient conventionnellement accordés sur l'échelle maximale d'un séisme (9 sur l'échelle de Richter qui correspond au séisme de Lisbonne de 1755 si bien évoqué par Voltaire dans *Candide*, dans *Poème sur le désastre de Lisbonne* et dans sa *lettre sur la providence*). Or, en 1960 au Chili (10,4) puis en Alaska en 1964 (9,9), deux séismes ont franchi ce seuil que d'aucun pensaient limite. Ces événements ont poussé les scientifiques à réviser leur théorie de la mesure des magnitudes, pour ne pas sous-estimer les magnitudes gigantesques (Talandier, 1992). La démarche la plus lucide est donc, comme l'a bien résumé Daniel Zadjenweber, de garder à l'esprit que « *le pire est toujours à craindre* » (Zadjenweber, 1994, p. 40). Transposée dans le domaine des feux de forêt qui nous intéresse tout particulièrement dans cette thèse, cette idée nous indique que le « big one », c'est-à-dire le feu catastrophe, peut non seulement se réaliser, mais il le fera de toute évidence avec une plus grande fréquence et donc avec une plus grande facilité qu'on ne peut (où que l'on ne veut) généralement l'admettre. La Grèce, lors de l'été 2007, semble bien être un exemple de cela.

La notion de régime est donc toute relative puisque l'on peut se construire une idée, fautive d'une certaine manière, selon laquelle il s'agit d'une forme d'identité d'un espace et que cette identité ne peut changer au cours du temps. Or, c'est tout le contraire. Un seul feu semble pouvoir faire éclater l'ordre établi précédemment. Il faut le vérifier dès à présent.

L'approche expérimentale que nous proposons d'adopter est purement démonstrative. Il s'agit de reprendre la distribution des feux recensés entre 1973 et 2006 ($\approx 32\ 000$ feux) et de rajouter successivement des feux de rang 1 (roi), de rang 2, de rang 3 ainsi que deux nouveaux « rois ». Est-il ainsi possible de faire évoluer à cinq reprises le profil des feux en PACA avec seulement 5 événements ? Nous travaillons donc spécifiquement sur l'influence des événements les plus destructeurs, rares certes, mais probables tout de même puisqu'ils sont déjà apparus au cours des trois dernières décennies. On peut aussi raisonnablement penser que dans l'histoire ancienne de la région PACA, le feu roi a été beaucoup plus grand que celui que l'on a observé à l'échelle d'une petite génération de chercheurs. Ceci nous amène à beaucoup de prudence quant à la persistance des profils de feux au cours du temps. A l'échelle de notre mémoire informatique (qui est objectivement très limitée), un seul feu de 11 580 ha modifie de plus de 10 % la courbure établie sur 99,99 % des données. Qu'en est-il si un nouveau feu détrône le « roi » de PACA ? Et si plusieurs feux qui ont une dimension presque « royale » s'enchaînent les uns aux autres ?

- **Un scénario « royal » expérimental**

Par extension de la métaphore de J. Laherrère (1996), nous proposons en plus de l'*effet-roi*, de vérifier l'influence que l'on soupçonne majeur des événements d'ordre deux et trois dans les distributions de feux de forêt. Dans cette expérimentation, nous rajoutons simplement à la distribution originale (1973-2006) un feu « roi » (11 580) puis 1 feu de rang 2 (9 600 ha), un feu de rang 3 (6 744 ha) et enfin deux nouveaux rois (20 000 ha et 25 000 ha). Comme on peut le vérifier dans la figure ci-après (Figure 86), l'effet des seuls événements les plus destructeurs est colossal sur le régime des feux tel qu'il a pu être envisagé sur trois décennies. On pourrait presque alors parler de bifurcation du système.

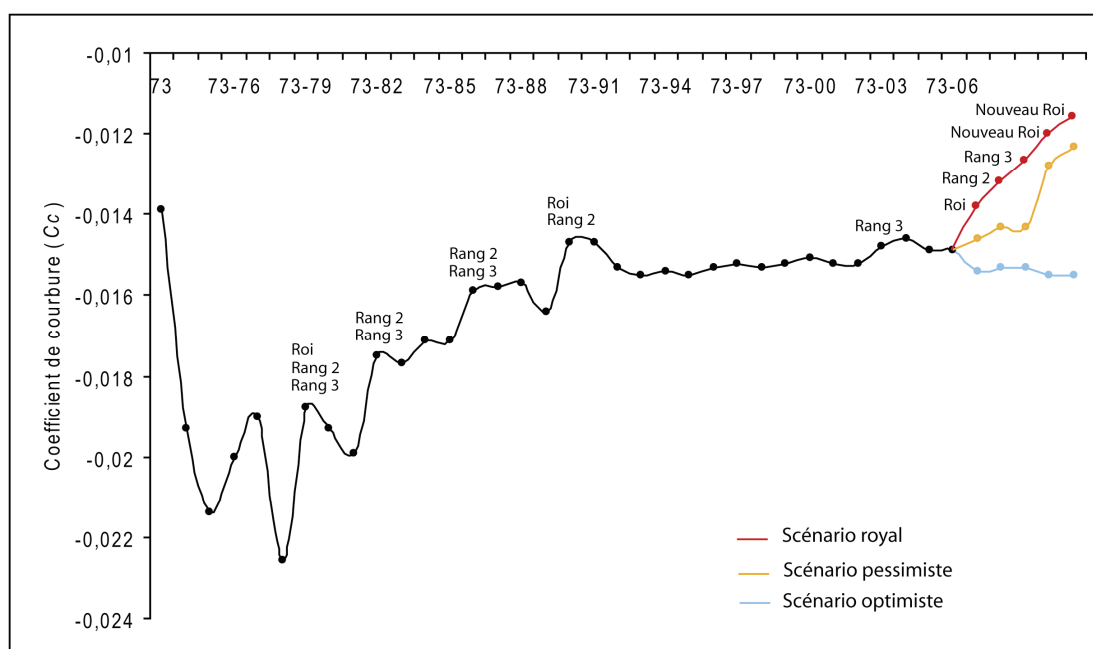


Figure 86. *Un scénario prospectif avec des événements « royaux »*

Au cours de la période étudiée, chaque moment où la structure de la distribution présente une rectitude soudainement plus marquée correspond systématiquement à la présence, cette année-là, d'un ou plusieurs feux se plaçant à la tête de la distribution hiérarchique. En 1979, ce sont les trois plus grands feux qui se sont manifestés faisant vaciller le coefficient de courbure (Cc) de -17 %. En 1982, deux nouveaux feux de rang 2 et 3 sont apparus (3 000 ha et 2 820 ha), ce qui a fait là aussi vaciller le Cc (-12 %). En 1986, ces deux feux ont été dépassés par deux nouveaux événements. Cette nouvelle hiérarchie a fait évoluer la forme de la distribution vers une plus grande rectitude d'environ 10 %. En 1990, un nouveau feu « roi » a émergé du système, modifiant profondément la forme de la distribution (10 %).

Les événements de 2003, même s'ils nous semblent très importants, n'ont introduit dans la hiérarchie des feux qu'un nouvel événement de rang 3 (6 744 ha) et un autre de rang 5 (5 846 ha), ne modifiant ainsi que de 3 % le degré de courbure déjà établi. La stabilité est donc une illusion, un sursis qui se prolonge actuellement par la faiblesse relative de l'intensité des feux depuis une quinzaine d'années. Cette stabilité prendra fin dès qu'un feu atteindra une taille qui lui permettra de rentrer dans les trois plus grands feux, ou d'être simplement le feu « roi » de l'historique des incendies dans l'espace méditerranéen (il devra donc être supérieur à 11 580 ha). Le scénario extrême que nous avons proposé (nommé « scénario royal » en référence à l'*effet-roi* qui est majeur dans la forme parabolique de la distribution des feux de forêt) montre qu'il est en effet possible de faire vaciller à cinq reprises le degré de courbure qui s'est pourtant construit sur trois décennies de feux.

Ce sont donc 5 évolutions successives du système des feux de forêt en PACA que nous avons simulé. Par l'introduction successive d'un feu roi identique au précédent, d'un feu de rang 2, d'un autre de rang 3, puis de deux nouveaux feux « roi » (20 000 ha puis 25 000 ha), nous pouvons faire tendre la forme de la loi puissance vers une distribution quasi parétienne ($Cc \approx -0,01$ soit près de 30 % de changement). Ce scénario est hautement improbable puisque plus le temps passe, plus il est difficile pour le système de renverser la structure établie (les valeurs sont maintenant très importantes). Mais cela reste tout de même possible. Une année catastrophe telle que l'a connue la Grèce en 2007 peut par exemple nous amener à revoir cette hiérarchie par le haut, c'est-à-dire faire évoluer profondément la distribution avec une loi puissance beaucoup plus rectiligne que ce qu'elle n'est aujourd'hui en PACA ($Cc \approx -0,015$). Malgré cette grande sensibilité aux événements rares (les plus destructeurs), la distribution des feux en PACA montre une relative homogénéité pour la majorité des feux qui émergent et se propagent (99 %). La stabilité semble être en effet un état qui perdure lorsque l'on adopte un regard pluri annuel malgré l'hétérogénéité des saisons et des années.

En d'autres termes, plus on prend du recul sur l'espace dans le temps, plus la structure montre des signes de stabilité : il est donc assez facile de caractériser un régime de feux régional sur 34 ans. Mais à l'inverse, un regard fin (spatial et temporel) nous fait pointer du doigt des cas particuliers et des évolutions profondes du système.

5.3.3 *La variabilité pluri annuelle des paramètres du modèle Fractal Parabolique : approche départementale*

Nous cherchons désormais à savoir si cette stabilité structurelle (en sursis) est également visible dans les autres entités administratives du Sud-est de la France. Il serait très fastidieux méthodologiquement de reproduire la même analyse annuelle pour chacune d'entre elles. En effet, pour la seule région PACA, c'est 68 mesures qui ont été réalisées pour aboutir à une analyse annuelle de la structuration dans le temps d'une loi puissance parabolique (et 136 à l'échelle des saisons). Extrapolée à l'ensemble du bassin méditerranéen français (18 entités recensées) cette approche impliquerait approximativement 1 220 mesures pour l'analyse annuelle et 2 440 autres pour l'approche saisonnière, soit au total un minimum de 3 660 itérations de la même procédure. Cela nécessite une automatisation de la procédure qui n'est pas dans les objectifs de cette thèse mais qui pourrait faire l'objet de développements futurs.

D'une part cette tâche est bien trop importante et inutilement fastidieuse dans un travail de compréhension de la variabilité de la taille des feux. D'autre part, si cette analyse a du sens à petite échelle (espace méditerranéen et régions), il en est tout autrement à grande échelle (à partir du niveau départemental) puisque les discrétisations annuelles ou saisonnières réduisent beaucoup trop le nombre d'individus statistiques pour que l'analyse reste pertinente. Et cette influence est d'autant plus grande que le regard sur l'espace est fin. Une solution pour traiter l'ensemble des départements et des régions tout en restant pertinent statistiquement est de travailler non plus à une échelle annuelle mais pluri-annuelle (il s'agit aussi d'alléger la méthodologie). Ce lissage des valeurs va néanmoins masquer l'action spécifique des plus grands feux, et donc probablement « noyer » parmi des valeurs plus conformes les différentes évolutions observées.

Comme on peut le constater dans la figure ci-après (p. 238), la structure statistique des feux dans le Sud-est de la France est très stable quels que soit les espaces envisagés. Il faut néanmoins rester prudent puisque l'effet des événements majeurs est largement lissé par l'amplitude des périodes utilisées. Pour le Sud-est méditerranéen, la valeur de C_c varie de -0,17 à -0,21 selon que l'on envisage les feux sur 9 ans, 14 ans, 19 ans, 24 ans, 29 ans ou 34 ans. À l'échelle départementale et à quelques exceptions près (Alpes-de-Haute-Provence et Alpes-Maritimes), le coefficient de courbure n'est pas non plus sensible à la taille de l'échantillon selon qu'il est calculé sur les trente-quatre années où bien sur les neuf premières.

	1973-1981	1973-1986	1973-1991	1973-1996	1973-2001	1973-2006
Espace méd.	-0,021	-0,019	-0,018	-0,019	-0,018	-0,017
PACA	-0,020	-0,016	-0,015	-0,015	-0,015	-0,015
Corse	-0,019	-0,017	-0,016	-0,018	-0,018	-0,017
Languedoc-R.	-0,018	-0,019	-0,018	-0,020	-0,020	-0,020
Bouches-du-Rhône	-0,008	-0,007	-0,008	-0,009	-0,010	-0,011
Var	-0,002	-0,001	-0,004	-0,005	-0,005	-0,005
Alpes-Maritimes	-0,043	-0,027	-0,027	-0,028	-0,029	-0,029
Vaucluse	-0,006	-0,011	-0,002	-0,005	-0,006	-0,007
Alpes-de-Haute-Pce	-0,047	-0,016	-0,018	-0,022	-0,026	-0,020
Hautes-Alpes	-0,029	-0,030	-0,036	-0,035	-0,038	-0,036
Corse-du-Sud	-0,016	-0,009	-0,007	-0,008	-0,008	-0,009
Haute-Corse	-0,019	-0,022	-0,021	-0,023	-0,022	-0,021
Gard	-0,017	-0,015	-0,014	-0,016	-0,017	-0,018
Hérault	-0,023	-0,023	-0,022	-0,023	-0,023	-0,025
Aude	-0,025	-0,023	-0,022	-0,024	-0,023	-0,023
Pyrénées-Orientales	-0,005	-0,009	-0,009	-0,011	-0,010	-0,011
Lozère	-0,036	-0,035	-0,034	-0,033	-0,036	-0,032
Ardèche	-0,026	-0,025	-0,024	-0,025	-0,024	-0,024

Figure 87. *Stabilité de la courbure des distributions hiérarchiques de feux de forêt (seuil 0,1ha)*

Ceci implique que nous sommes face à des profils statistiques très ancrés dans les espaces malgré l'hétérogénéité des saisons estivales et des années du point de vue du nombre de feux et de l'étendue des surfaces brûlées (la courbure pluri annuelle est elle aussi assez évolutive tout comme l'est la courbure annuelle). L'enchaînement d'années très hétérogènes ne modifie pas beaucoup le profil statistique (la courbure générale) mesuré sur des périodes pluri annuelles. Chaque année, par ses différences et sa spécificité participe à la forme du tout. Ici, c'est ce tout que nous caractérisons avec ce coefficient de courbure calculé sur des périodes emboîtées. Parce que certaines années amènent un lot plus ou moins important de très grands feux, de feux « moyens » et de très petits feux, l'hétérogénéité annuelle construit progressivement un ensemble homogène qui a une certaine identité (courbure spécifique pour chaque espace) mais dont la stabilité est toujours en sursis.

Il s'agit bien d'un régime de feux. La nature du système est de plus en plus lisible à mesure que l'on prend du recul (spatial ou temporel) pour l'observer. Les moments de stabilité et d'instabilité s'enchaînent les uns aux autres, mais il faut que les bifurcations soient extrêmes pour que ses effets restent mesurables à petite échelle (au sens géographique donc pour de grands espaces ou de longs moments). Cet effet majeur du lissage des données est confirmé par la confrontation des séries étudiées dans leur totalité (8 ordres de magnitude) pour les périodes où la qualité du recensement nous le permet. Pour chaque unité administrative, la valeur du

coefficient de courbure reste le même malgré l'ajout successif d'années parmi lesquelles l'année 2003 est notoirement connue comme destructrice (surtout pour le Var).

En fait, chaque département a connu et connaîtra encore des années exceptionnelles qui n'ont d'exceptionnel que les images et les dégâts qui en résultent puisqu'elles participent toutes, par l'apport de nouvelles valeurs à la distribution générale issue des trente-quatre dernières années, à une forme structurée (plus ou moins courbe) mais dont la stabilité est pourtant en perpétuel sursis. Cette stabilité pluri annuelle se vérifie par ailleurs à toutes les échelles spatiales envisagées (Espace méditerranéen, régions et départements). Que cela signifie-t-il ?

	1973-1996	1973-2001	1973-2006
Espace méd.	-0,025	-0,025	-0,024
P.A.C.A.	-0,022	-0,021	-0,021
Corse	-0,026	-0,025	-0,024
Languedoc-R.	-0,031	-0,033	-0,033
Bouches-du-Rhône	-0,019	-0,019	-0,019
Var	-0,013	-0,013	-0,014
Alpes-Maritimes	-0,035	-0,036	-0,036
Vaucluse	-0,030	-0,030	-0,030
Alpes-de-Haute-Pce	-0,032	-0,040	-0,034
Hautes-Alpes	-0,047	-0,049	-0,047
Corse-du-Sud	-0,019	-0,019	-0,018
Haute-Corse	-0,030	-0,029	-0,027
Gard	-0,029	-0,029	-0,028
Hérault	-0,032	-0,038	-0,039
Aude	-0,037	-0,039	-0,039
Pyrénées-Orientales	-0,022	-0,024	-0,023
Lozère	-0,046	-0,047	-0,043
Ardèche	-0,036	-0,035	-0,038

Figure 88. Stabilité de la courbure des distributions hiérarchiques de feux de forêt (sans seuil)

Il existe probablement un niveau supérieur d'organisation du phénomène, qui prend corps progressivement par l'interaction non linéaire d'une multitude de paramètres (physiques, climatique et humains), et donne à chaque espace une signature propre. Cette signature statistique, qui renvoie à la notion de régime des feux, reste encore très peu exploitée et lorsque c'est le cas, elle est envisagée à tort de manière rectiligne (depuis l'article de D. Turcotte et B. Malamud en 1998). Cette auto-organisation dépasse largement la simple action de lutte et de prévention qui, malgré une intensification croissante induite par la sphère politique, n'a aucun effet visible du point de vue statistique. Est-ce un réel problème ? Peut être pas puisque là n'est

pas le rôle de la lutte et de la prévention qui se situe plutôt dans l'action locale de défense des individus et des ensembles bâtis.

Pour la France, la variabilité du phénomène semble statistiquement indépendante de cette action de lutte, de ce niveau d'appréhension du phénomène. A l'étranger, la question des effets éventuels de la lutte sur la variabilité de la taille des feux a également été envisagée. Un des résultats les plus intéressants dans ce cadre est celui de Minnich (1983) qui a comparé des distributions *tailles-fréquences* entre le Sud de la Californie qui est largement protégé par des moyens humains et matériels très importants et d'autres zones de la Californie (Baja) qui ne le sont pas. L'auteur de l'étude a démontré que la zone « surprotégée » a présenté le même profil statistique que sa région voisine (la fréquence des très grands feux était la même, comme le total brûlé). A l'évidence, ces résultats ont créé un certain malaise dans la communauté des opérationnels (pompiers, forestiers et hommes politiques) et même au-delà (Strauss et *al.*, 1989 ; Chou et *al.*, 1993 ; Keeley et Fotheringham, 2001 ; Minnich, 2001). Ces recherches ont stimulé un débat encore actif aujourd'hui ; notamment sur les méthodes appropriées de mesure des séries statistiques de feux qui permettent une comparaison appropriée (Miyanishi et Johnson 2001 ; Ward et *al.*, 2001 ; Bridge et *al.*, 2005).

On doit désormais vérifier si le comportement du système des feux de forêt en PACA est véritablement fluctuant. En plus des trajectoires annuelles, ce sera l'occasion de confronter les états du système entre la période estivale et le reste de l'année pour vérifier s'il est possible d'anticiper le comportement global des feux estivaux grâce à la connaissance de celui des mois précédents.

5.3.4 Évolution chronologique des états du système

Un attracteur est un objet topologique vers lequel tendent toutes les trajectoires quelles que soient les positions initiales. En théorie, la connaissance d'un attracteur permet de savoir potentiellement l'ensemble des états possibles du système. À partir de certains seuils critiques, de nouvelles propriétés, dites propriétés émergentes, apparaissent. Chaque point de l'attracteur correspond à un état du système. En fonction de la position relative sur l'attracteur de deux points « visités » successivement par le système, celui-ci peut, ou non, présenter des changements phénoménologiques perceptibles. Les positions relatives des points sur l'attracteur renvoient à sa topologie qui peut donc être plus ou moins simple. Nous ne considérons ici que les

attracteurs du système dissipatif. Il existe plusieurs morphologies des attracteurs pour les systèmes dynamiques (point ou ligne).

L'exemple le plus cité pour rendre intelligible l'idée d'attracteur est celui correspondant au mouvement d'un pendule qui tend vers un point situé au milieu de la trajectoire de son balancier. A chaque oscillation, le pendule convertit l'énergie potentielle en énergie cinétique et inversement jusqu'à ce que les frottements mécaniques immobilisent le pendule en position verticale. Le pendule étant en position stable.

Tant que de l'énergie est injectée dans le système (poids, ressorts, piles, etc.), l'attracteur du système est un cercle qui se transforme en une spirale (dès que l'injection de l'énergie diminue) pour finir comme un point (état stable). La position verticale de repos correspond ainsi une situation où l'énergie du pendule s'est totalement dissipée. Mais dès que l'on remonte le pendule, donc dès que de l'énergie est réinjectée, l'attracteur se redéplace. La dissipation de l'énergie correspond donc à sa « contraction » et à sa simplification topologique. Inversement, l'injection d'énergie conduit au déploiement de l'attracteur et à sa complexification topologique qui peut le conduire vers une morphologie spécifique (une « bobine » plus ou moins complexe) mais aussi à devoir être passible d'une approche fractale. La littérature montre qu'il existe trois types d'attracteurs nommés attracteurs *de point stable*, attracteurs *périodiques* et attracteurs *étranges*.

- Les attracteurs de points stables, représentés par un point d'équilibre, vers lequel tend le système dynamique sont appelés attracteurs simples. L'attracteur final du pendule envisagé précédemment est un attracteur simple.
- Les attracteurs périodiques, définissant des états du système revenant de manière cyclique. Cet attracteur peut-être représenté par un cercle qui correspond à un régime dissipatif simple.
- Les attracteurs étranges (expression utilisée pour la première fois en 1971 par Ruelle et Takens) ou chaotiques, modélisant des systèmes dissipatifs complexes et peu prévisibles. L'attracteur étrange désigne une figure dans l'espace des phases représentant le comportement d'un système dynamique. Il est représentatif d'un système multi-périodique si le système possède au moins deux fréquences d'oscillation indépendantes.

Dans le cas des attracteurs réguliers, c'est-à-dire ceux des systèmes non-chaotiques, les trajectoires des points, proches l'un de l'autre, restent indéfiniment dans un voisinage. On sait

donc prévoir l'évolution à long terme de ces systèmes, à partir d'une situation connue (conditions initiales), contrairement aux systèmes des attracteurs chaotiques.

Nous allons reprendre cette idée d'attracteur au travers d'une représentation, à différents pas de temps, non pas d'une variable (ou de variables) d'un système, mais d'un ou des paramètres de la description statistique à laquelle nous sommes arrivés. L'idée est de réfléchir sur la genèse des structures périodiques et/ou des états hiérarchiques possibles et peut-être de définir les situations limites et cela à partir d'indicateurs de ces hiérarchies. Le premier exercice consiste donc à envisager la structuration chronologique de certains de ces indicateurs. On définit la situation d'un système comme la forme de la distribution en loi puissance des incendies à un temps $t+1$, à condition qu'on connaisse le temps précédent, nommé t . La notion de situation fait donc référence non pas à un pur présent, mais à ce que le présent entretient, comme relation de trace ou de mémoire, avec le passé immédiat. Pour simplifier, on réduira, dans un premier temps, la mesure de la hiérarchie à la courbure de la distribution en loi puissance, c'est-à-dire au paramètre C_c tel qu'il est proposé avec la régression polynomiale d'ordre deux. Nous reprenons les valeurs annuelles du coefficient de courbure de PACA afin de déterminer si la forme de la distribution (dont on a vu qu'elle dépend de l'importance des feux qui la composent) est liée à son état précédent. C'est donc une forme d'autocorrélation temporelle qui est recherchée. La série de données est très courte mais il est toutefois possible de calculer dans un premier temps un corrélogramme sur quelques valeurs de décalage pour se faire une première idée sur la structure temporelle de la série du paramètre C_c sur les 34 années (figure ci-dessous).

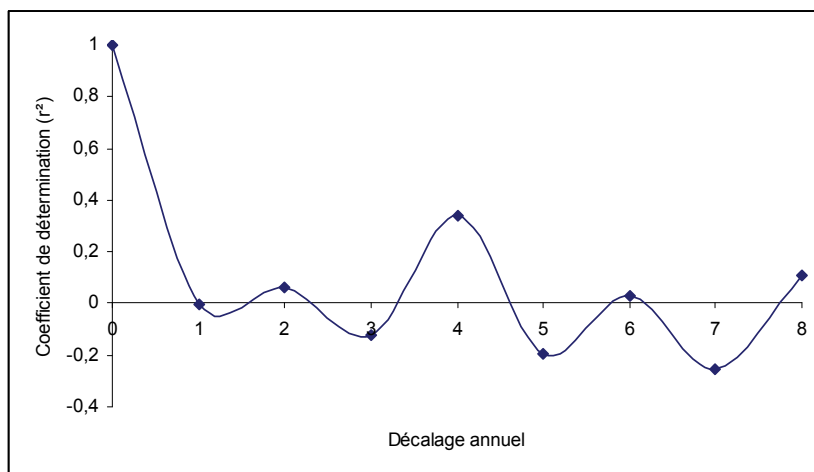
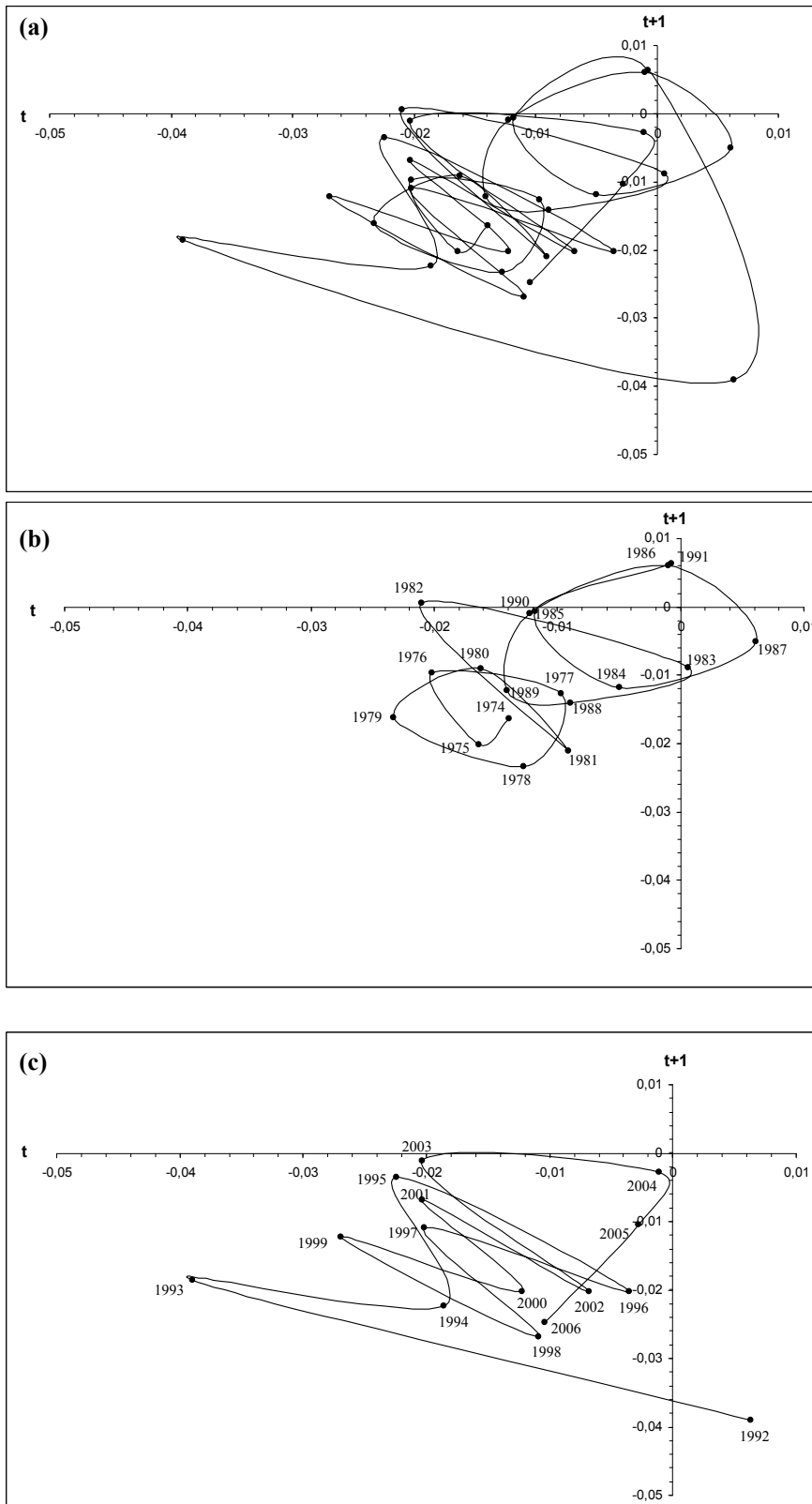


Figure 89. Corrélogramme sur le paramètre C_c des distributions annuelles des feux de forêt en PACA

L'autocorrélation temporelle annuelle du coefficient de courbure est étudiée sur un pas de temps qui va de 1 an à 8 ans. Dans le meilleur des cas, le coefficient de détermination est médiocre ($r^2 = 0,33$ pour un décalage de 4 ans). Il est souvent proche de zéro (2 ans, 6 ans et 8 ans) voire même négatif, ce qui traduit une association de valeurs opposées pour les décalages à 3 ans, à 5 ans et à 7 ans. Le passage brutal de $r^2=1$ (à t_0) à $r^2=0$ (à $t+1$) montre clairement qu'il n'y a aucun effet mnésique, ce qui est tout de même curieux.

Néanmoins, il apparaît à quatre ans une corrélation assez forte dans cet espace, ce qui indique vraisemblablement une mise en phase de « cycles » plus ou moins calés sur quatre ans. Il semble donc que la variation temporelle de la forme des distributions puissance n'est probablement pas stable lorsqu'on envisage le phénomène à l'échelle annuelle mais présente tout de même une structure quelque peu cyclique. D'un moment t à un moment $t+1$, on peut envisager le changement de profil statistique des hiérarchies des feux de forêt dans un espace donné (ici PACA pour la Figure 90). Cette autocorrélation serait parfaite si tous les points se superposaient ou au contraire nulle s'ils étaient répartis aléatoirement dans l'espace des phases. La même procédure sera ensuite appliquée pour les valeurs saisonnières de Cc : il s'agit d'apporter des éléments de compréhension de l'état estival du système par la connaissance de son état précédent. Les premiers résultats sont présentés ci-après (page suivante). Sur l'axe des ordonnées, nous retrouvons la valeur de Cc au temps $t+1$ qui est mis en perspective avec celle du temps t .



Représentation graphique de l'état du système des feux de forêt en PACA à un temps $t+1$ par rapport à un temps t . Lorsque l'ensemble de la période (1973-2006) est étudié (a), les points semblent se répartir +/- aléatoirement dans l'espace. Il semble que ce ne soit qu'une impression graphique puisqu'on peut en réalité séparer les feux éclos avant et après 1992.

Avant cette date (b), on identifie deux cycles, ce qui nous indique que nous faisons face à un système multi-périodique. Après 1992 (c), la lutte quotidienne sur les feux perturbe la lecture de la cyclicité qui se transforme presque en oscillation annuelle sauf à la fin (2001-2006) où émerge un nouveau cycle de 4 ans !

Il faudrait plus de points pour le confirmer, mais nous posons l'hypothèse selon laquelle le système pluri annuel des incendies de forêt correspond à un type de fonctionnement chaotique proche de celui qu'E. Lorentz avait envisagé pour le fonctionnement météorologique (Lorentz, 1972).

Figure 90. Représentation du système des feux de forêt en PACA entre 1973 et 2006 : variation annuelle de la courbure de la loi puissance

Les 34 années sont étudiées simultanément dans le même graphique (a). Or, ce sont en réalité plusieurs structurations profondément différentes qui sont superposées au cours du temps. On peut ainsi distinguer trois cycles qui se succèdent des uns aux autres sur les trois décennies de valeurs. En raison du faible nombre de points de mesure (34 ans de données) il est difficile d'aller plus loin. De nombreuses études seraient en effet nécessaires pour continuer l'analyse de manière pertinente à partir de variables indépendantes. Mais il faudrait d'abord stationnariser les séries de feux pour déterminer la dimension de plongement du système et enfin envisager le calcul des exposants de *Lyapunov*.

Il faudrait plus de points pour le confirmer, mais nous posons l'hypothèse selon laquelle le système pluri annuel des incendies de forêt correspond à un type de fonctionnement chaotique proche de celui qu'E. Lorenz avait envisagé pour le fonctionnement météorologique (Lorenz, 1972). L'attracteur étrange désigne une figure dans l'espace des phases représentant le comportement d'un système dynamique. Cette figure est relativement lisible durant les vingt premières années (b) mais elle l'est moins par la suite (c). Cette figure pourrait bien correspondre à celle proposée par E. Lorenz en 1972 (*Figure 91*).

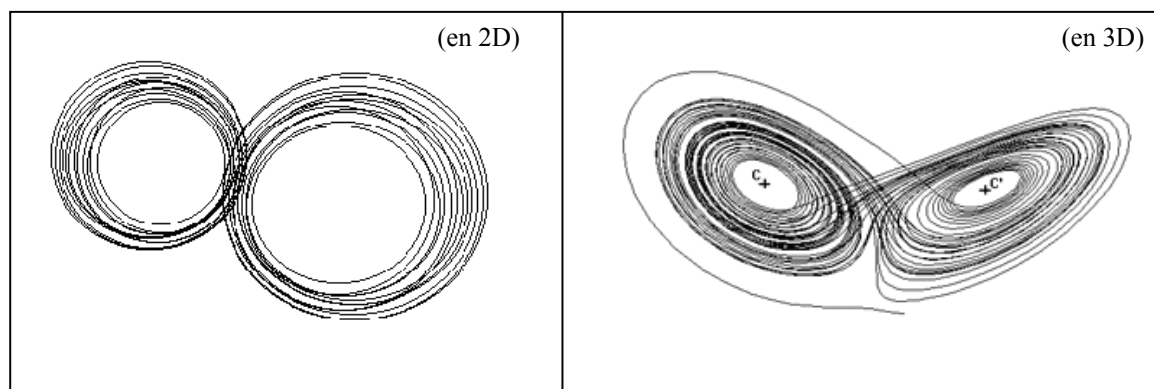


Figure 91. *L'attracteur étrange de E. Lorenz*

Lorsque l'ensemble de la période (1973-2006) est étudié (a), les points semblent se répartir +/- aléatoirement dans l'espace. Il semble que ce ne soit qu'une impression graphique puisqu'on peut en réalité séparer les feux éclos avant et après 1992. La lecture d'un attracteur n'est pas aisée en raison, probablement, de l'activité de lutte qui modifie quotidiennement la taille des feux dès 1992 (le système de lutte semble ainsi faire peser son poids sur la variabilité des tailles du phénomène).

Avant 1992 (b), on identifie deux cycles, ce qui nous indique que nous faisons face à un système multi-périodique. Entre 1994 et 2002, l'état du système reste dans un intervalle de valeurs relativement similaire à celui rencontré entre 1973 et 1981. Après 1992 (c), la forme de l'attracteur n'est plus un « escargot » qui semble s'enrouler autour d'un centre, mais ressemble plutôt à un attracteur périodique. La lutte quotidienne sur les feux perturbe la lecture de la cyclicité qui se transforme presque en oscillation annuelle sauf à la fin (2001-2006) où émerge un nouveau cycle de 4 ans. Nous avons peut-être sous les yeux la représentation graphique d'une cyclicité non périodique.

Nous l'avons évoqué rapidement, mais l'effet de la lutte sur les feux est assez visible dans l'évolution chronologique de l'attracteur. L'hypothèse que nous retenons ici (il faudra plus d'années de mesure pour s'en assurer) est que le système feu de forêt (naturel + lutte) peut correspondre à un attracteur étrange. Cela étant, rien ne nous permet d'affirmer que la dimension de cet attracteur serait inférieure à 2 ce qui justifierait sa présentation dans un plan. Il est fort probable que sa dimension soit supérieure ce qui demanderait en toute logique une représentation dans un espace à 3, 4 ou 5 dimensions. L'approche est donc ici purement descriptive et pas analytique.

Dans notre thématique, nous ne disposons pas d'une quantité suffisante de données (seulement 34 points pour autant d'années) pour continuer dans cette voie. Néanmoins, un travail de simulation pourrait valider ou au contraire remettre en cause l'hypothèse évoquée à plusieurs reprises selon laquelle la structuration pluri annuelle du phénomène feu de forêt correspond à un système chaotique déterministe. Cette explication a le mérite non négligeable de répondre aux intuitions des hommes de terrain pour qui la surprise et l'imprévisibilité font partie intégrante de ce phénomène aux multiples visages.

Si l'on va au bout de cette logique, ces figures montrent néanmoins que la lutte quotidienne contre les incendies, qui utilise des moyens de plus en plus efficaces (quantité d'eau transportée et évolution des produits et des techniques), implique une plus grande instabilité pluri annuelle. Cette conclusion amène donc un résultat imprévu puisque si la lutte est humainement et politiquement nécessaire, elle induirait une plus grande incertitude sur la variabilité annuelle de l'activité incendiaire. En effet, les surfaces végétales qui n'ont pas brûlées, grâce à la lutte aérienne et de terrain, sont autant d'étendues disponibles pour la suite, la réussite étant ainsi un simple report de l'échéance et même une aggravation de l'échéance en raison de la densification continue du support végétal.

Aussi est-il généralement admis que lorsque le phénomène « échappe » sur le terrain à la maîtrise de l'homme, il peut prendre des proportions gigantesques. C'est en tout cas ce qui fonde la stratégie de lutte en France depuis une vingtaine d'années. Il est possible d'étendre cette « doctrine » en signalant que l'action continue de lutte permet de contenir, dans une certaine mesure, le phénomène dans des dimensions réduites un certains temps. Mais lorsque les conditions environnementales et le nombre d'événements sont tels que l'Homme est dépassé alors, en quelques jours catastrophiques, toutes les « économies » végétales amassées durant plusieurs années sont réduites à néant.

Nous avons ici la traduction statistique de ce qu'a démontré Richard Minnich dans son article publié dans *Science* (Minnich, 1983). Ce chercheur a en effet expliqué comment la fréquence des petits feux crée une structure spatiale fragmentée de la végétation qui est à même de limiter la taille des plus grands événements. L'idée sous jacente a donc deux implications : soit de laisser plus de liberté aux petits feux (c'est tout de même difficilement envisageable dans l'espace méditerranéen où le mitage urbain en forêt est très important), soit d'employer les écobuages de manière plus intense pour mimer l'action des petits feux sur la structure spatiale de la végétation. Cette proposition a été très controversée puisqu'elle suppose une relation au phénomène moins « crispée », c'est-à-dire moins portée sur la défensive et sur la réaction et plus portée sur l'anticipation. Depuis 1983, d'autres chercheurs (principalement des géographes) ont fait progresser cette idée dans la communauté des spécialistes (Moritz, 2004 ; Keeley, 2006).

Par ailleurs, plus le temps passe sans grands feux, plus l'expérience des forestiers et des pompiers perd de son amplitude, ce qui expose d'autant plus la société aux conséquences des événements rares. La lutte augmente donc la rareté des incendies, mais elle favorise dans le même temps leur intensité potentielle (Moritz, 1983). De ce fait, il ne faudrait pas que la réussite qui se prolonge nous fasse perdre de vue le potentiel destructeur du phénomène incendiaire qui, de toute façon, se rappellera un jour à notre souvenir. L'exemple typique est fourni par les questionnements qui commençaient à prendre de l'ampleur au début des années 2000 auprès des instances décisionnaires politiques et qui portaient sur la nécessité de maintenir le système de lutte à un niveau élevé (rapport simple coûts / bénéfiques). Entre 1991 et 2002, il n'y a pas eu en effet de très grands feux. Les événements de 2003 ont balayé les doutes, mais il n'en reste pas moins que, malheureusement, les intérêts à courts termes prennent souvent le pas sur la réalité chaotique et instable des incendies de forêt.

Comme nous l'avons évoqué précédemment, nous voulons désormais savoir s'il est possible d'anticiper le profil statistique des incendies en période estivale grâce à la connaissance de celui des feux éclos entre octobre et juin. Pour répondre à cette question pratique, nous envisageons le profil statistique des feux estivaux par rapport à celui des autres mois de l'année à partir d'une représentation en 2D. La mesure est faite à partir des 34 périodes de latence (d'octobre à juin) qui sont mises en perspective avec les 34 périodes estivales (de juillet à septembre). Le résultat est indiqué dans la figure ci-après.

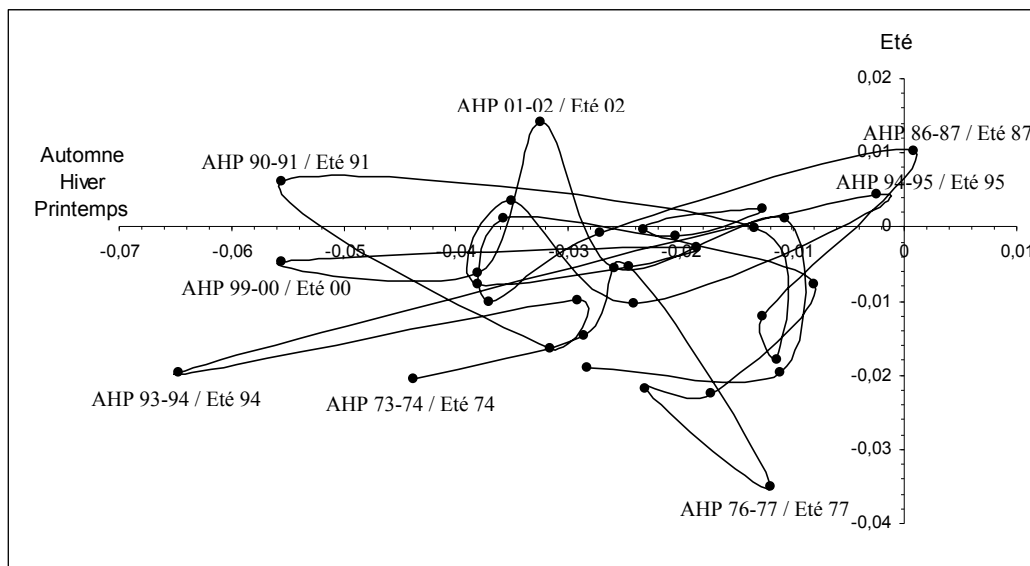


Figure 92. Représentation du système des feux de forêt en PACA entre 1973 et 2006 : variation saisonnière du paramètre C_c du modèle Fractal Parabolique

La structuration chronologique des incendies est très différente à l'échelle des saisons du visage doublement périodique qu'elle présentait à l'échelle annuelle. Là encore, le faible nombre de points (68 au total) empêche toute affirmation. Néanmoins, la plupart des points semblent se concentrer autour d'un centre de gravité qui serait approximativement constitué d'une distribution estivale de feux de forêt caractérisée par un coefficient de courbure $\approx -0,01$ et qui serait précédée d'une autre distribution de feux (octobre à juin notée AHP pour Automne, Hiver et Printemps) dont la courbure serait nettement plus prononcée ($C_c \approx -0,025$). Sur les 68 points projetés dans le graphique, représentant chacun le passage d'une saison à l'autre, 60 se dispersent autour de ce centre de gravité qui représente une année type qui est caractéristique du comportement des feux de forêt selon les deux périodes étudiées. Plusieurs cas particuliers se distinguent néanmoins.

L'été 1977 a présenté des feux anormalement contraints ($C_c = -0,035$) par rapport au comportement des feux entre octobre de l'année précédente et juin de la même année. Ceux-ci ont d'ailleurs été plutôt favorisés par les conditions environnementales. Les saisons estivales 1974 et 1994 ont également été peu propices à la propagation des incendies. Elles ont toutes les deux succédé à des périodes de latence (AHP 73-74 et AHP 93-94) qui ont fortement contraint le phénomène. Les feux de forêt éclos dans les étés 1991 et 2000 se sont à l'inverse presque structurés selon un modèle Fractal Rectiligne ($C_c \approx 0$) alors que durant les mois précédents, leur structuration correspondait plutôt à une hiérarchie très contrainte (C_c fortement négatif).

L'été 2002 se distingue par une structuration statistique de ses feux avec une hiérarchie à *effet-roi transitoire* alors que les feux entre octobre 2001 et juin 2002 étaient « normalement » contraints ($C_c \approx -0,03$). Enfin, les feux estivaux des années 1987 et 1995 ont été très favorisés par les conditions environnementales (C_c positif). Ils ont été dans la continuité des profils des autres feux éclos entre octobre et juin, feux qui étaient déjà très favorisés (C_c positif synonyme de hiérarchie à *effet-roi transitoire*). Malgré ces exceptions (anormales concordances ou différences entre les saisons), on peut supposer la présence d'un centre de gravité.

Mais les « degrés de liberté » autour du centre du nuage de point (la distance au point central) sont très importants : entre $C_c = 0$ et $C_c = -0,02$ pour les saisons estivales et entre $C_c = -0,01$ et $C_c = -0,04$ pour la période d'octobre à juin. Il faut néanmoins faire attention à ne pas trop accorder de poids à ces résultats puisque sans une véritable approche analytique, on ne sait même pas si l'attracteur du système feu est à deux, trois, quatre ou cinq dimensions (peut-être plus). Par ailleurs, le « degré de liberté » qui semble s'inscrire dans l'enchaînement chronologique de la forme des hiérarchies est tel qu'il empêche toute information utile (au sens prédictif) pour les opérationnels. En effet, les tailles des feux recensés dans un espace et pour une période donnée sont très différentes si le coefficient de courbure varie du simple au double (pour l'été), voire du simple au quadruple (AHP). L'incertitude existe ainsi également dans un fonctionnement saisonnier en apparence simple. Cette incertitude ne nous permet pas, en utilisant cette approche, d'anticiper le comportement des feux estivaux. C'est notamment le cas à une échelle régionale. Il faut souligner que nous avons utilisé comme zone expérimentale pour cette étape d'analyse gourmande en temps de calcul la région PACA qui n'est pas particulièrement homogène (les Hautes-Alpes, les Alpes-de-Haute-Provence ainsi qu'une grande partie des Alpes-Maritimes ne sont pas des espaces méditerranéens). Qu'en est-il pour des espaces régionaux moins hétérogènes ?

La Corse pourrait servir de contre exemple lorsque l'on étudie les feux à une échelle annuelle sur la période 1973-2006. Par ailleurs, l'île de beauté pourrait nous permettre de vérifier un comportement plus simple lorsque l'on étudie la variabilité saisonnière du profil en loi puissance parabolique du phénomène feu de forêt. Cette étape sera une piste dans la continuité d'un travail d'exploration engagé ici. Le terme exploratoire est utilisé, car, à notre connaissance, personne jusqu'à aujourd'hui n'avait adopté cette posture de recherche où la linéarité, démarche intellectuelle rassurante, mais trop réductrice, car c'est une mauvaise « traduction » d'un alignement de points, a laissé la place à une pensée non-linéaire et à la covariance d'échelle. Nous pouvons continuer dans cette voie en confrontant l'expérience de terrain et les résultats que nous obtenons avec cette démarche inhabituelle (surtout en France).

Les opérationnels des feux de forêt, qu'ils soient forestiers ou pompiers n'envisagent, souvent, que d'un été à l'autre, le phénomène et les problèmes qui lui sont liés. D'expérience, nous savons que les saisons sont très différentes et qu'une saison estivale très intense peut parfaitement être suivie d'une autre aussi soutenue (par exemple 1989 et 1990) ou au contraire d'un été très calme (par exemple 2004 et 2005). Bref, un raisonnement spécifique aux saisons estivales doit être mené pour répondre à ces schémas de pensée (*Figure 93*).

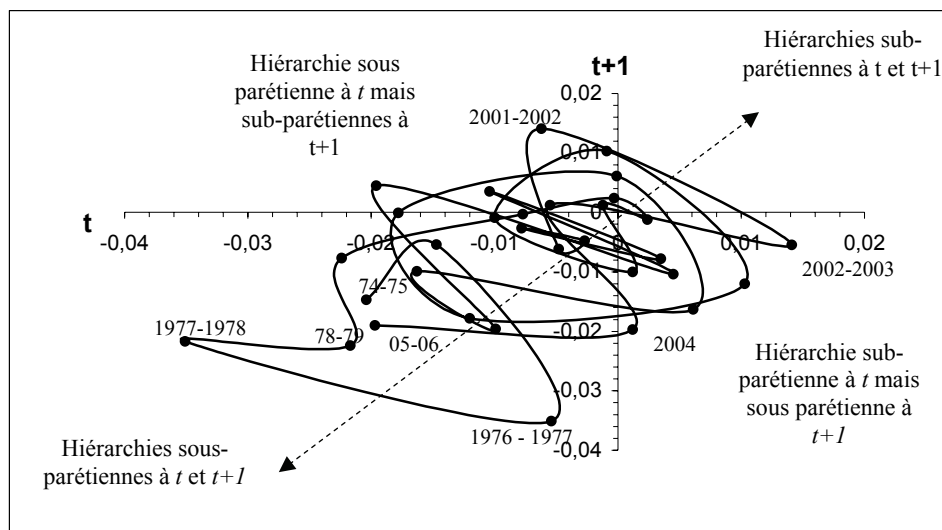


Figure 93. Représentation du système des feux de forêt en PACA entre 1973 et 2006 : variation estivale du paramètre C_c du modèle Fractal Parabolique

L'agencement des points nous indique que les transitions d'un été à l'autre sont variables mais ordonnées en cycles d'une durée approximative de quatre ans. En effet, c'est l'intervalle de temps nécessaire pour que la position des points soit presque la même (1974-1978 par exemple). L'expérience de terrain est ainsi confirmée par cette représentation : il est difficile de se faire une idée, même approximative, de l'état du système (l'agressivité des feux) à l'été suivant en se focalisant simplement sur l'été actuel. Par exemple l'été 2007 a été très « calme », mais cela ne nous apprend rien sur le profil statistique des feux pour l'été 2008. Il faut vraisemblablement renoncer à comprendre la variabilité annuelle du phénomène en ne le considérant seulement qu'avec les données estivales. Pourtant, des cycles de quatre ou cinq ans apparaissent, ce qui représente une connaissance nouvelle non négligeable.

Par ailleurs, en portant les dates sur le graphique, il semble qu'il soit possible de suivre les cycles qui transitent progressivement le long d'un axe virtuel (la double flèche sur le graphique). Cet axe marque le cheminement lent des états du système entre deux situations extrêmes : des distributions estivales de feux très contraintes d'un été à l'autre (hiérarchies sous parétiennes à t et $t+1$) ou au contraire largement favorisées (hiérarchies sub- parétiennes à t et $t+1$). Il semble par ailleurs qu'il y ait un cycle plus long, sur 30 ans environ, au bout duquel l'enchaînement estival du système revient à sa position initiale (on peut voir sur le graphique la proximité du point 1974-1975 et 2004-2005). L'évolution chronologique des cycles n'est donc pas aléatoire, mais semble régie par plusieurs cycles emboîtés dans l'ordre des échelles de temps qui s'articulent les uns aux autres. Cette articulation limite les possibilités de prédiction mais constitue une information nouvelle sur la variabilité de l'activité incendiaire. Ce travail a été mené sur la région PACA. Pour aller plus loin dans le raisonnement, il conviendra de comparer ces résultats avec d'autres espaces. Si c'est bien durant l'été que ses manifestations sont les plus problématiques pour la société, il y a toutefois des exceptions notables parmi lesquels le feu de Clavier (Var) du 15 décembre 1973 avec 3 500 ha de végétation brûlée. C'est pourquoi la prise en compte de l'ensemble des feux éclos entre octobre et juin (qui représentent tout de même entre 30% et 50% de la totalité des événements selon les années) est indispensable pour espérer comprendre la variabilité de l'activité incendiaire. Or, l'intérêt de la société pour ce « problème » est principalement épisodique. Cet intérêt se concentre spécifiquement l'été jusqu'à perdre de vue que les feux émergent quotidiennement avec une fréquence et une intensité qui varie selon les espaces et les moments. Non seulement cette démarche nous expose encore plus grandement aux surprises, mais, comme on vient de le voir, elle nous prive également de la possibilité de pointer du doigt un fonctionnement qui pourrait être mieux compris.

On peut tenter de préciser ce fonctionnement estival en utilisant non plus le coefficient de courbure, mais l'indice K ($K = Cc * b$). Comme cela a été indiqué précédemment (p. 183 et p. 193), cet indice permet de rendre compte, de manière synthétique, de la relation entre les contraintes globales de la propagation des feux (coefficient de courbure noté Cc) et la structure parétienne à la limite donc pour les tailles importantes (paramètre $-b$). Le résultat est exposé dans la figure ci-dessous.

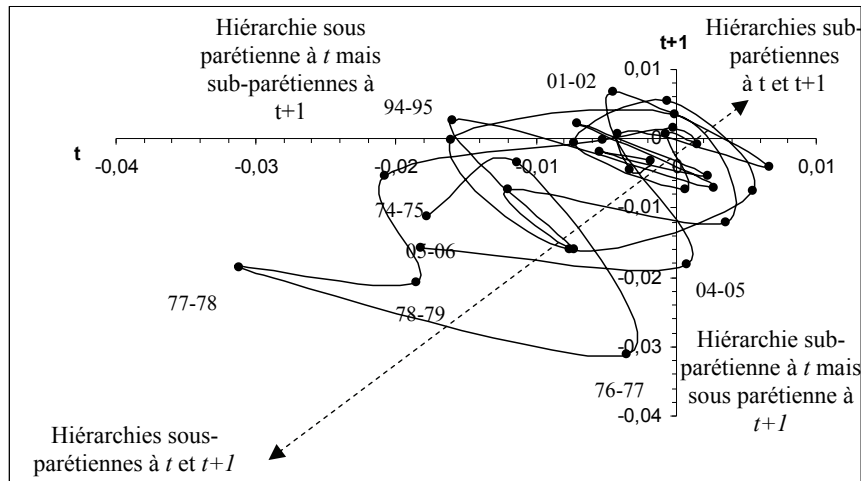


Figure 94. Représentation du système des feux de forêt en PACA entre 1973 et 2006 : variation estivale de l'indice K

Comme pour le simple paramètre de courbure, la variation estivale de l'indice K nous apparaît globalement ordonnée sur des cycles de 4-5 ans, mais de façon moins perceptible. Il y a de plus une certaine concentration des points vers la valeur zéro (des distributions quasi parétiennes s'enchaînent d'un été à l'autre). L'évolution chronologique du système le long d'un axe (double flèche en pointillés) est moins nette que précédemment. Nous appliquons le même raisonnement aux seuls feux éclos entre octobre et juin. En effet, le système préventif de lutte n'est pas actif durant ces 9 mois de l'année. Les moyens aériens sont ainsi réduits au strict minimum et les délais d'intervention aériens et terrestres sont rallongés. La surveillance des massifs forestiers (par l'intermédiaire des tours de guet dites « vigies ») n'existe pas. Bref, si la perturbation anthropique estivale a une si grande ampleur alors, la structure chronologique des feux de forêt éclos durant cette période devrait être parfaitement claire parce que ce système est en latence. C'est ce que nous vérifions immédiatement par l'intermédiaire de la figure ci-dessous.

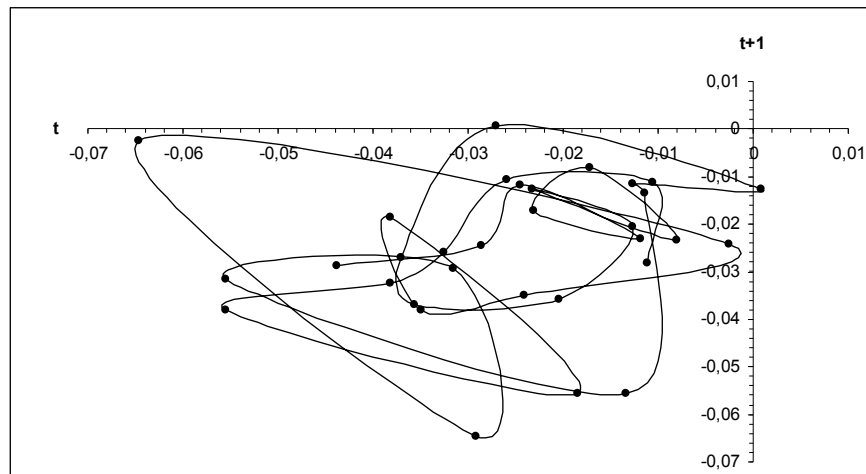


Figure 95. Représentation du système des feux de forêt en PACA entre 1973 et 2006 : variation annuelle du paramètre C_c pour la période d'automne au printemps

Le résultat parle de lui-même. L'évolution annuelle de la structuration des feux éclos entre octobre et juin est bien différente. Les cycles semblent plus longs et moins périodiques (7- 10 ans ?). Le tracé occupe presque toute l'amplitude du graphique, c'est-à-dire beaucoup plus de possibilités d'enchaînement chronologique entre deux périodes de latence (octobre à juin). Par ailleurs, on note la présence de cas extrêmes (courbure forte après une distribution parétienne et inversement). Les différences sont donc nettes. C'est donc vraisemblablement sur les chroniques d'hiver qu'il faut chercher le signal climatique de type *Noé* à ≈ 7 ans, ce dernier étant masqué par des cyclicités plus courtes en été et des phénomènes plus aléatoires comme l'aérologie, les mouvements pendulaires, l'activité économique, etc.

Ceci implique que si la notion de saison à l'intérieur d'une année est fondamentale pour définir le comportement des feux (on en a l'illustration statistique dans la Figure 80 p. 221), la variation chronologique de ces comportements est très irrégulière, trop même pour conclure à partir de ces seuls éléments à une anticipation valide. La seule solution pour le système de prévention est la réactivité, le système français étant mondialement reconnu pour cela. Mais le degré de réactivité dépend de l'acuité et de l'attention qui est inscrite dans ce système. Or, plus le temps passe sans grands feux, plus ces deux critères fondamentaux s'étiolent et se désagrègent, jusqu'au prochain choc. De ce point de vue, l'intuition de l'homme de terrain est assez bonne puisqu'il semble que l'on ne peut pas adopter un raisonnement prospectif sur lequel faire reposer un rapport coûts / bénéfices issu du monde économique. C'est probablement l'élément qui sera le plus difficile à expliquer à des décideurs politiques qui ont pour la plupart une vision très normée de la nature (pas seulement eux d'ailleurs). Or, l'irrégularité est le trait de caractère qui décrit le mieux le phénomène feu de forêt. Ceci implique de faire évoluer notre vision, si ce n'est du monde, au moins des phénomènes destructeurs auxquels les sociétés se confrontent.

Par rapport aux séismes, l'évolution intellectuelle est plus délicate à conduire sur les feux de forêt, car dans l'espace méditerranéen (de France ou d'ailleurs), la mise à feu est essentiellement humaine. En fait, l'action humaine est partie prenante du système. La difficulté réside ainsi dans la capacité, pour beaucoup, à relativiser le rôle de l'Homme dans l'ordre de la Nature. Il ne s'agit pas d'être fataliste ou purement déterministe puisqu'il est absolument nécessaire de protéger les personnes et les biens de la destruction (ce sont d'ailleurs les deux missions officielles du corps des Sapeurs-Pompiers). Il s'agit seulement d'admettre l'idée que les formes et les forces qui nous entourent ne sont pas issues d'une décision humaine, et que malgré les millions d'Euros injectés dans des avions ou des camions, malgré les procès publics faits aux incendiaires coupables ou non coupables, le phénomène conserve sa part de structuration qui lui est propre et qui nous dépasse, pour le moment. Les résultats présentés ici impliquent donc une forme d'humilité supplémentaire à adopter face à ce phénomène qui n'est vraiment pas dépendant de la société dans l'irrégularité de ses manifestations. La pierre n'est à jeter sur personne puisque cette appréhension du monde et des phénomènes instables est encore aujourd'hui peu pratiquée par les chercheurs qui persistent souvent dans la voie newtonienne très linéaire.

Or, depuis les premiers sursauts de la mécanique quantique et depuis la découverte des fractales par B. Mandelbrot au milieu du siècle dernier, beaucoup de phénomènes qui présentent les mêmes traits que l'irrégularité statistique des incendies ont été analysés de manière fondamentale (l'hydrologie et la bourse par exemple) et ont présenté une forme d'auto-organisation. L'auto-organisation est une tendance qui concerne tant les processus physiques que les systèmes sociaux, à s'organiser d'eux-mêmes. En géographie, l'évolution morphologique du bâti est bien modélisée par le principe de l'auto-organisation (Bonnefoy, 2002 ; Ellerkamp, 2001 ; Bonnefoy et *al.*, 2005) ce qui, il faut bien l'admettre, repousse nécessairement le poids des décisions humaines d'aménagement du territoire à un rang second. Pour rendre plus intelligible ce raisonnement, nous reprenons la définition d'une entité géographique proposée sur le site Hypergeo (www.hypergeo.eu) : *« les entités géographiques se transforment selon une logique d'expansion, elles agrandissent leur territoire par prédation (formation des royaumes et des empires), elles développent leur richesse en agrandissant leur « part de marché » dans un ou plusieurs secteurs d'activité, elles étendent leur domination intellectuelle en diffusant leurs modèles culturels, etc. Cette dynamique expansive est contrôlée par des processus de régulation interne (disponibilité de ressources, cohésion sociale), mais surtout par l'évolution des autres entités »*.

La remarque sur l'auto-organisation des systèmes sociaux a un côté tautologique, puisque c'est en fait parce qu'ils se sont organisés que nous les nommons sociaux, et non l'inverse. De même, c'est parce que l'espace géographique est structuré que c'est un objet scientifique à part entière. La thématique des incendies a donc beaucoup à s'inspirer des thématiques voisines, voire même à proposer des innovations conceptuelles et méthodologiques en se basant sur les excellentes données qui sont à notre disposition (plusieurs dizaines de milliers de valeurs sur trente-quatre ans concernant des espaces différents et qui couvrent un grand nombre de tailles).

Le plus important est de bien comprendre que le phénomène feu de forêt est un système déterministe pour lequel les principes fondamentaux de la physique et de la climatologie classiques sont parfaitement opérationnels. Mais à l'intérieur des multiples interactions causales qui agissent au sein de ce système, il existe des « erreurs » de modélisation qui se disséminent ici et là, de sorte que l'incertitude sur le résultat final s'imisce dans la grande mécanique générale dont les principes généraux sont pourtant connus depuis environ 50 ans.

Le poids de cette incertitude est croissant (exponentiel plus précisément). D'abord invisible, cette incertitude prend de plus en plus de place dans les états possibles du système, jusqu'à le rendre parfaitement imprévisible à long terme. Même avec une connaissance totale des causalités qui agissent, notre compréhension du phénomène ne peut qu'être approximative en raison de la non-linéarité des interactions entre les variables et de leurs articulations dans l'ordre des échelles. Le hasard, terme grossier et non scientifique pour beaucoup, et part de notre méconnaissance pour d'autres, agit pourtant de manière fondamentale dans le phénomène qui nous intéresse ici. Mais ce n'est pas un cas isolé, bien au contraire puisque l'étude des effets du hasard est un moteur prolifique de la connaissance scientifique pour d'innombrables thématiques aussi diverses que variées (géographie, économie, hydrologie, physique quantique et moléculaire, biologie, etc.).

5.4 Les propriétés statistiques émergentes des feux de forêt : éléments explicatifs

La littérature sur le sujet a largement abordé la question de la distribution en loi puissance du phénomène feu de forêt. Il est d'ailleurs très facile de constater qu'une simple interrogation sur le site de recherche en ligne *Google* avec les mots clefs « *power law forest fires* » donne plusieurs milliers de références, et les mots clefs « *fractal forest fires* » plusieurs dizaines de milliers. De nombreux physiciens et statisticiens se sont penchés sur cette structure reconnue par la plupart d'entre eux comme caractéristique d'un système auto-organisé critique (SOC en anglais), que les géographes français connaissent bien depuis l'ouvrage sur les risques et les catastrophes dans lequel A. Dauphiné évoque le sujet (Dauphiné, 2003).

À partir de la démonstration que les distributions ne sont pas rectilignes (modèle puissance strict) mais bien courbes, et qu'ainsi le modèle adéquat n'est pas une loi puissance traditionnelle, mais un polynôme d'ordre deux qui évoque un modèle Fractal Parabolique (Laherrère, 1996 ; Queiros-Conde, 2003 ; Martin, 2003, 2004), nous devons donc tenter de rapprocher les spécificités du milieu et cette courbure. L'idée de l'auto-organisation hiérarchique de la taille des incendies n'est pas remise en question, le cas de la France vient au contraire confirmer les nombreux autres exemples. C'est celle de l'invariance qui l'est puisqu'avec des données précises et très nombreuses, on s'aperçoit que, le plus souvent, les rapports d'échelles ne sont pas constants et donc que des limites apparaissent.

En appliquant un modèle invariant d'échelle strict (que nous avons nommé modèle Fractal Rectiligne) on observe que les plus grands feux ne sont pas aussi grands que ce qu'ils pourraient être en théorie, tout comme les plus petits, et qu'*in fine* c'est bien le nombre total de feux qui est très largement surévalué (voir l'exemple pour les feux au Canada et dans le département de la Haute-Corse). Par ailleurs, nos résultats sur le cas français semblent confirmer les travaux fondateurs de Minnich (1983) en faisant ressortir une structuration en « queue lourde » (*heavy-tailed*, très étudiée depuis Malamud et *al.*, 1998). Nos travaux vont même au-delà puisque le coefficient de courbure, qui marque une dérive continue de la dimension fractale de la taille des feux, est lui aussi profondément ancré dans les espaces et cela, malgré l'intensification des moyens de lutte.

Il ne s'agit pas de réduire les mérites quotidiens des hommes de terrain qui ont régulièrement de très lourds tributs à payer, ni ceux des outils légaux d'aménagement des espaces boisés, mais plutôt de les laisser à leur place. Ici, on veut comprendre la variabilité de la taille des incendies et construire pierre après pierre, de nouveaux outils de connaissance, parmi lesquels le coefficient de courbure se révèle précieux.

5.4.1 Synthèse méthodologique

Nous avons déjà bien avancé dans la description statistique de la variabilité des tailles de feux. Un indice, nommé K ($K = Cc * b$) semble pouvoir servir d'indicateur statistique du comportement des feux de forêt. Il synthétise les deux caractères fondamentaux d'une loi puissance parabolique : la courbure tout d'abord, qui illustre le degré croissant des contraintes avec lesquelles les événements recensés ont atteint des tailles importantes.

L'échelle de la distribution ensuite, qui exprime l'homothétie spécifique des grands feux. Ces deux caractères sont très fortement corrélés (le coefficient de détermination est toujours supérieur à 0,75 et atteint même 0,96 avec des données saisonnières en PACA), ce qui prouve que notre approche statistique se place à l'interface des modélisations physiques (local) et climatiques (global) ; cette corrélation se vérifiant à petite échelle (pour de grands espaces et sur plusieurs décennies) et à grande échelle (pour les mailles DFCI et pour chaque période saisonnière).

Cette relation nous a par ailleurs permis de mettre en lumière des régimes de feux très contraints qui sont caractérisés par une loi puissance très courbée (coefficient de courbure fortement négatif). On retrouve dans ce cas de figure les espaces les plus en marge du climat méditerranéen (départements alpins) ou des enclaves très localisées qui peuvent se reconnaître par un agencement spécifique de leur substrat (par exemple, la zone située à l'ouest de Perpignan est traversée de multiples cours d'eaux qui empêchent physiquement les grands feux d'exister alors même que les conditions environnementales le permettent). A l'opposé, on retrouve pour les espaces les plus favorables aux incendies une courbure quasi nulle (la distribution est alors réellement parétienne ce qui indique que la distribution de probabilité de Pareto est valide), voire même quelques exceptions, avec une courbure positive. Le département du Var est pleinement dans ce cas de figure extrême. Plus localement, la zone de Vidauban présente le profil statistique le plus positivement courbé, nommé dans ce travail hiérarchie à *effet-roi transitoire*.

Cette méthode de mesure, tout d'abord envisagée comme démarche de différenciation spatiale, peut également être employée pour suivre l'évolution chronologique d'un régime de feux. L'expérimentation en Provence-Alpes-Côte d'Azur nous a ainsi permis de mettre en lumière des épisodes annuels très différents les uns des autres, empêchant ainsi toute anticipation qui pourrait satisfaire n'importe quel chercheur sur le sujet. Exploité à l'échelle des saisons (l'été d'une part, l'automne, l'hiver et le printemps d'autre part), le modèle Fractal Parabolique est toujours très performant pour rendre compte des différents régimes de feux. D'ores et déjà, nous pouvons récapituler les conditions de mesure de cette émergence hiérarchique spécifique :

- des données en quantité suffisante (plusieurs milliers de feux pour chaque série). Il s'agit peut être du critère le plus important pour pouvoir mettre en évidence une courbure là où la rectitude semble (en apparence) évidente avec quelques individus statistiques.
- des données de qualité (la précision du recensement est essentielle pour espérer construire une distribution pertinente). Avec un seuil à 0,1 ha beaucoup de séries départementales paraissent rectilignes alors qu'avec l'ensemble des feux (minimum 0,0001 ha soit 1 m²) elles sont franchement courbes. Là se situe sûrement le plus grand avantage de la base de données française (à l'étranger le minimum varie entre 0,2 et 1 ha).
- des données appréhendées de préférence par période de plusieurs années, surtout si l'on veut travailler à grande échelle spatiale (petits espaces). La discrétisation annuelle permet de saisir le degré de liberté qui existe entre le potentiel et une réalité physique. Néanmoins, cette échelle temporelle n'a pas de véritable sens (l'année est une notion civile c'est pourquoi nous lui préférons l'approche saisonnière) et tend en plus à rendre les distributions artificiellement plus rectilignes (on se prive ainsi souvent des plus grands feux qui ne surviennent qu'une fois toutes les x années). Par contre, un pas de temps annuel est extrêmement instructif pour comprendre la construction progressive d'une loi puissance parabolique, mais c'est au prix d'une très grande lourdeur méthodologique. C'est pourquoi, pour décrire des séries de temps, il est préférable de regrouper les données par fenêtre temporelle de quelques années.

La présence d'une courbure dans nos distributions de feux de forêt a une implication majeure sur notre appréhension du phénomène : parce que le feu se propage sur un substrat qui a ses propres limites (un massif fait telle ou telle dimension, et le feu ne peut brûler ce qui n'existe pas), c'est bien la finitude du monde qui marque ici son empreinte sur la morphologie des propriétés statistiques émergentes.

5.4.2 *La finitude du monde : le rôle des structures spatiales dans la structuration statistique parabolique des données sur les feux de forêt*

Comme le souligne Ph. Martin, « *la courbure traduit donc l'impossibilité de maintenir, à toutes les échelles, des hiérarchies parétiennes strictes* » (Martin, 2004, p. 349). Elle évoque alors les contraintes, les limites imposées par le milieu. Et puisque dans notre cas l'intensité du phénomène est également liée aux conditions climatiques et aux activités anthropiques, la courbure devrait également se faire l'écho de ces autres contraintes. Bref, puisque le monde tangible est nécessairement fini, la courbure est la norme et la forme rectiligne un cas particulier, ce qui est une conclusion inverse à l'idée établie dans la littérature. Visuellement, cette rectitude semble concerner uniquement les tailles intermédiaires de feux qui peuvent se développer dans un intervalle d'échelles qui varie selon les espaces (le plus souvent c'est entre 1 et 100 ha que les distributions semblent les plus droites). Par comparaison dans l'espace, le cas des fractales déterministes théoriques (comme le *tapis de Sierpinsky* ou le *flocon de neige* de *Von Koch*) qui, par définition, n'ont pas de limites, puisqu'on peut les réitérer à l'infini des petites comme aux plus grandes échelles, la hiérarchie s'exprime sans contrainte et la rectitude peut émerger en toute logique. Pour les séries hiérarchiques, il en est de même avec le jeu de Saint-Pétersbourg évoqué plus haut. L'espace géographique, par ses rugosités et ses multiples échelles, introduit des « grains de sable » à toutes les échelles qui provoquent, pour reprendre l'expression de D. Queiros-Conde (2003), une « *dérive continue de la dimension fractale* ». Il nous semble dès lors judicieux d'en tenir compte et de l'envisager comme une possible mesure du potentiel incendiaire des espaces. L'approche statistique reflétant les conditions climatiques et les structures spatiales qui agissent « physiquement » sur le phénomène. Plus la courbure est forte, en valeur absolue, plus le triptyque des paramètres physiques / climatiques / anthropiques pose des contraintes importantes à l'occurrence et à la propagation des feux. A l'inverse, moins les contraintes sont importantes pour la répétitivité d'une propagation intense du feu dans l'espace, plus ceux-ci se développent en respectant une structure parétienne (ou très rarement une courbure positive). Dans ces conditions, la structure statistique tend vers une droite de Pareto.

La forme parétienne stricte n'est jamais vérifiée à petite échelle, qu'elle soit spatiale (départementale et régionale) ou temporelle (34 ans et 6 ans). A ce niveau global d'appréhension du phénomène, les contraintes sont si nombreuses et l'hétérogénéité si grande que la forme parétienne stricte ne se vérifiera sans doute jamais. Pour ces espaces (le département du Var en est un très bon exemple), la taille maximale des feux semble presque infinie, mais, puisque le modèle n'est pas tout à fait parétien, c'est bien seulement le niveau du point d'inflexion de la courbure qui est simplement bien plus élevé qu'ailleurs. Cependant, lorsque l'on affine notre regard sur l'espace et le temps, la forme des distributions peut quelquefois être strictement parétienne voire même exhiber une courbure positive. Les séries locales de feux ont une dimension fractale qui est très différente de ce que ces séries nous donnent à voir lorsqu'on les étudie à petite échelle. Les régimes de feux sont ainsi le résultat du produit de conditions globales et de situations locales. Il est assez intéressant de constater que l'irrégularité dans les séries statistiques de feux est plus importante à petite qu'à grande échelle. Pour expliciter cette situation, nous reprendrons les propos de Ph. Martin : « *Cela signifie qu'un ensemble d'interfluves, de sommets, de vallées, voire de massifs présente une plus grande irrégularité que celle que nous pouvons constater sur un versant, dans un vallon, sur une petite surface à l'échelle de l'homme donc voire à celle d'une souris* » (Martin, 2004, p. 338).

Pour nous, cela implique que les feux peuvent nous apparaître strictement ordonnés lorsque l'on se focalise sur une portion réduite d'espace ou sur un court moment alors qu'ils sont profondément irréguliers à petites échelles, car contraints par des forces, des structures et des interactions spatiales qui s'étalent sur de grandes dimensions et sur de longues durées.

Toutefois, on a également trouvé le cas inverse où des structures épisodiques et locales sont largement plus irrégulières que la structure globale (l'espace méditerranéen dans son ensemble sur 34 ans par exemple). Des lieux sont surexposés aux conditions de dessèchement (exposition, vent, ensoleillement) et d'anthropisation des espaces (lieux de passages et d'habitat) de sorte que même s'ils font partie d'un tout en apparence cohérent (le climat méditerranéen et l'urbanisation des littoraux par exemple) leurs spécificités conditionnent pour une part la taille et la fréquence des feux. Ces spécificités façonnent également l'enchaînement chronologique des événements. Cette idée de la variabilité temporelle du phénomène feu sera d'ailleurs le prolongement naturel de ce travail.

Chaque espace a ses propres particularités : nature de l'occupation du sol, densité de forêt, de bâti et de surfaces agricoles et répartition de ces densités. Chaque espace, par sa situation géographique et par l'agencement de ses massifs, de ses plaines et de ses villes, est soumis différemment aux contraintes climatiques et humaines qui agissent sur une grande gamme d'échelles. Toutes ces particularités limitent ou favorisent l'apparition des grands et des petits feux, de sorte que la courbure est plus ou moins prononcée et plus ou moins dépendante des très grands événements (comme on a pu le constater précédemment). Ce qui est frappant lors de son étude, c'est que premièrement cette structure est très stable (la structure n'est jamais gaussienne par exemple), et que deuxièmement il est possible de construire une typologie des espaces selon le degré de courbure qui, de cette façon, semble correspondre à une gradation du potentiel incendiaire des espaces. C'est donc *a priori* les structures spatiales qui donnent à la courbure son amplitude pour une part qu'il reste à déterminer. L'espace façonne ainsi la dissipation de l'énergie qui s'accumule différemment selon les moments et les lieux.

5.4.3 Écosystèmes, processus dissipatifs et feux de forêt

A l'intérieur des écosystèmes, les rétroactions entre les processus (les feux de forêt) et les structures écologiques (nature de la végétation, son âge, sa hauteur, sa densité, etc.) conduisent le système vers une grande complexité spatiale tout en favorisant les effets de mémoire (Peterson, 2002 ; Perry, 2002).

Les travaux récents sur l'auto-organisation et la thermodynamique des systèmes ouverts, tels que des écosystèmes et les systèmes humains, ont conduit au développement de l'idée selon laquelle ces systèmes ouverts sont des structures dissipatives qui se maintiennent dans un état non stable, loin de l'équilibre (Nicolis et Prigogine, 1977 ; Prigogine et Stengers, 1984). En tant que systèmes ouverts, les écosystèmes dans lesquels émergent les incendies de forêt accueillent des flux d'énergie, au travers de leurs frontières, parmi lesquels les vents et le soleil sont probablement les plus remarquables. L'énergie dite importante est celle qui a un grand potentiel pour mener le système loin de l'équilibre. La mesure de l'*exergy* permet de calculer ce potentiel (Schneider et Kay 1994). La deuxième loi de la thermodynamique indique que si des processus se produisent dans un système alors la qualité de l'énergie sera dégradée (Toussaint et Schneider 1998), ou en termes d'exergie, détruite.

Il a été évoqué dans la littérature que les processus qui présentent une auto-organisation, c'est-à-dire dans notre cas un processus dont la structuration statistique covariante d'échelle émerge de l'écosystème méditerranéen, utilisent les ressources matérielles (masse végétale) pour dégrader l'énergie qui s'est accumulée (Schneider et Kay 1994 ; Zhou et *al.*, 1996 ; Jorgensen et *al.*, 1998 ; Kay et *al.*, 1999). Un système peut s'auto-organiser s'il y a une dégradation progressive et contrainte de l'énergie, ce qui aboutit par exemple à une morphogenèse. Par exemple, faire un feu de camp dégrade certes de l'énergie, mais cela n'aboutit qu'à des cendres : rien ne s'organise dans ce cas et à cette échelle. Il y a plutôt systémolyse. Les cartes sont ainsi rebattues et la masse minérale va pouvoir être redistribuée et se réinvestir dans de nouvelles plantes.

C'est la même chose avec chaque incendie de forêt. Plus grande est l'énergie dégradée dans un système, plus substantielle est l'organisation qui en émerge (Kay et *al.*, 1999). Mais la structure hiérarchique provient des contraintes (physiques et climatiques) et pas des processus de combustion. Ceci explique par exemple pourquoi, dans un précédent chapitre, nous avons pu montrer que les mailles DFCI les plus méditerranéennes (celles qui reçoivent une grande quantité d'énergie) sont celles qui présentent une auto-organisation la plus franche, car ce sont probablement ces espaces qui offrent le moins de contraintes à l'activité incendiaire dans le système écologique méditerranéen français (hiérarchie parétienne stricte et hiérarchie à *effet-roi transitoire*). Pour saisir au mieux le système complexe de l'écosystème méditerranéen dans lequel s'articulent des forces climatiques, des principes physiques et des mécanismes biologiques, nous devons prendre le temps de décrire le mécanisme d'accumulation de l'énergie qui, par la suite, va être dissipée brutalement par le phénomène feu. Dans cette perspective, nous allons faire appel à un nouveau cadre bibliographique qui va nous aider à progresser dans cette étape importante de la compréhension du phénomène.

Les écologues considèrent que les plantes emploient l'énergie solaire reçue pour maintenir leur activité métabolique en créant une nouvelle biomasse (c'est le principe de la photosynthèse). Cette biomasse est un stock d'énergie potentielle qui peut alors être transféré par une chaîne alimentaire à divers consommateurs, avec une perte d'énergie sous forme de chaleur (c'est le principe de la dissipation) (Zhou et *al.*, 1996). Ainsi, tout en augmentant l'organisation (entropie décroissante) dans l'écosystème, la transformation en chaleur de l'énergie stockée dans l'environnement augmente l'entropie globale, ce qui implique que, comme l'impose la deuxième loi des états de la thermodynamique, l'entropie de l'univers augmente alors que la quantité d'énergie est, elle, constante. (Toussaint et Schneider, 1998).

Il semble que les prochaines études du phénomène dans le monde réel devraient également considérer l'énergie qui circule et qui s'accumule différemment selon les espaces. Cela dépasse probablement le cadre de cette thèse. Il faut néanmoins remarquer que les études sur les tremblements de terre et sur leur comportement ont déjà prouvé que l'énergie libérée dans un tel événement peut être liée avec précision aux caractéristiques du lieu de rupture (Lay et Wallace, 1995). Cependant, à la vue de la nature du phénomène feu, il n'est pas aisé de rapporter directement et exactement les caractéristiques physiques du lieu de l'événement à l'énergie libérée par un événement. En effet, l'efficacité de la combustion (la proportion de biomasse initiale réellement volatilisée) varie selon l'intensité du feu (McNaughton et *al.*, 1998), la fragmentation spatiale en deux et trois dimensions du lieu de l'événement⁵³ (Lambin et *al.*, 2003), et le moment de l'événement puisque l'humidité du combustible varie selon les périodes (Hoffa et *al.*, 1999). Plusieurs pistes nous indiquent que les flux d'énergie sont la clef de voûte de ce système ouvert et complexe.

À plusieurs reprises, nous avons évoqué l'idée selon laquelle les boucles de rétroactions positives interagissent jusqu'à atteindre un seuil critique, que les physiciens nomme seuil de percolation lorsqu'ils étudient la propagation du feu. Mais ce fonctionnement par des seuils est sans doute beaucoup plus large puisqu'il concerne également les variables climatiques (les hommes de terrain connaissent par expérience ce « drôle » de comportement en seuil critique de l'humidité de l'air pour son rôle dans la propagation du feu). Deux caractères fondamentaux ont été évoqués : l'auto-organisation et le comportement critique. Ces deux caractères d'un système complexe sont à même de nous éclairer dans notre projet de recherche.

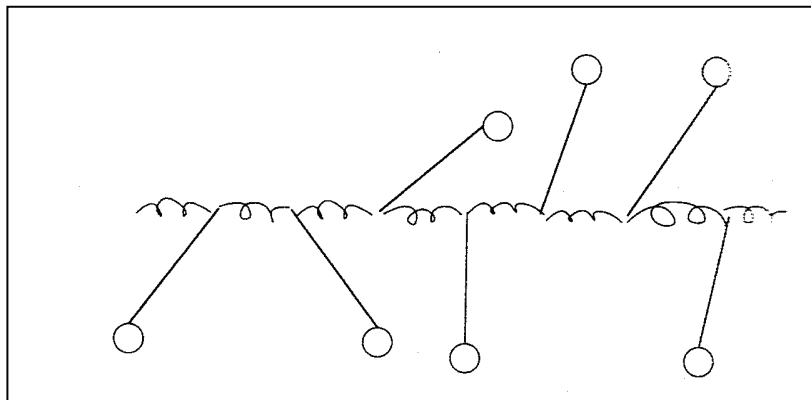
5.4.4 *Le feu de forêt comme système auto-organisé critique*

Le principe de la criticalité auto-organisé (Self-Organized Criticality, SOC en anglais) a été proposé pour la première fois par Per Bak et son équipe (1987) comme théorie rendant compte des systèmes dynamiques qui s'ordonnent naturellement vers un état critique indépendamment des conditions initiales et de n'importe quelle force exogène. Bak (1996) propose qu'à l'état critique, les petites entrées dans le système puissent causer des événements d'une quelconque grandeur durant des périodes d'activités intermittentes.

⁵³ Selon que l'on considère l'espace dans sa dimension horizontale (approche traditionnelle en analyse spatiale) ou dans sa dimension verticale (hauteur du houppier, contiguïté variable des branches selon la hauteur à laquelle les arbres sont étudiés).

Cette approche, si elle s'avère valide, expliquerait pourquoi la prévision de la taille des futurs feux est tout à fait impossible. En effet, le système est avant tout dépendant de l'ensemble des événements du passé. Ces événements montrent alors un comportement en loi-puissance dans leur distribution fréquence / taille (Bak et Tang, 1989). Ce comportement a été noté dans beaucoup de systèmes naturels tels que la fréquence et l'importance des tremblements de terre (Bak et Tang, 1989), la fréquence des crues dans des réseaux de fleuve (Rodriguez-Iturbe et Rinaldo, 1997) et la fréquence des extinctions biologiques (Bak et Paczuski, 1995). On l'a également observé dans des systèmes totalement anthropiques tels que l'Internet (Faloutsos *et al.*, 1999) et les sciences économiques (Bouchaud et Mezard, 2000).

Dans ces systèmes, les plus grands événements ne peuvent être compris que par la considération holistique des propriétés du système (Bak, 1996) plutôt que par une approche réductionniste des différents éléments qui le constituent (le tout est supérieur à ses parties). Per Bak et son équipe (1987) ont démontré en premier le concept de la criticalité auto-organisée en utilisant des pendules couplés. Ils s'intéressèrent tout particulièrement à un réseau de pendules à torsion couplées. Dans leur essai initial, ils utilisèrent une version unidimensionnelle où les pendules étaient connectés le long d'une ligne. « *Les pendules de torsion peuvent effectuer des rotations complètes autour de leur point d'attache, au contraire des pendules d'horloges qui ne font qu'osciller autour de leur position d'équilibre* » (Bak, 1996, p. 63). Ils reproduisirent ensuite sur ordinateur dans une grille bidimensionnelle le principe élémentaire décrit ci-après (Figure 96).



Source : Bak P. (1996). How Nature works. The science of self-organized criticality

Figure 96. *Système de pendules à torsion disposés le long d'un axe*

Ce modèle, matériellement et conceptuellement très simple, a montré l'incroyable nature d'un système dissipatif ouvert qui s'est organisé de lui-même en un état critique invariant d'échelle ayant, pour reprendre les mots de P. Bak, « *des avalanches de toutes tailles et de toutes durées* » (Bak, 1996, p. 69). Ce fonctionnement tendrait donc à expliquer la grande variabilité que nous observons autour de nous, dont les feux semblent être un bon exemple. Ceci tendrait à dire que cette variabilité, qui prend différente forme selon les espaces et les moments, « *ne soit que le reflet de l'état critique auto-organisé de morceaux en interactions* » (Bak, 1996, p. 77). L'énergie déployée par un événement dépend non seulement de sa position par rapport à ses voisins, mais également de toutes les énergies non déployées antérieurement par les autres événements. Ce principe mnésique vaut pour de simples pendules comme pour les feux de forêt.

Les modèles ont par la suite évolué jusqu'au célèbre tas de sable, métaphore dont le succès s'explique par la représentation plus aisée que d'aucun se fait des grains de sable qui, s'accumulant de plus en plus, provoquent de manière totalement irrégulière des avalanches, d'abord microscopiques puis quelquefois importantes jusqu'à une avalanche qui fera s'effondrer d'un coup l'édifice fragile constitué de milliers de grains juxtaposés.

« *Le tas de sable est de plus un système dynamique ouvert, puisque l'on ajoute du sable de l'extérieur, et il comporte un grand nombre de degrés de liberté, les grains de sable* » (Bak, 1996, p. 79). En effet, chaque nouveau grain de sable est une composante du système dont l'énergie, qui vient se confronter à l'énergie déjà en place, provient, dans ce cas précis, de sa taille et de la hauteur depuis laquelle il est lâché. L'agencement des grains et la variabilité de leur taille sont les deux paramètres principaux qui conditionnent l'intensité des interactions qui existent entre eux. Ces interactions provoquent ou non les éboulements que peut observer un enfant sur la plage en construisant un château.

Plus tard, c'est une approche par automates cellulaires (Bak et *al.*, 1990) qui a été proposée comme premier modèle spécifique aux incendies de forêt. Leur modèle (nommé *Forest Fire Cellular Automaton*, dit FFCA) était constitué d'une grille dont les cellules pouvaient être soit vides, soit constituées d'un arbre vivant ou d'un arbre brûlé. La croissance des arbres dans les cellules vides est dictée par la probabilité p à chaque itération de la simulation (paramètre que l'on peut faire varier). Un arbre brûlé devient une cellule vide au bout d'un temps donné (que l'on peut également faire varier), tandis que les arbres vivants peuvent s'enflammer si au moins un de leurs voisins brûle.

Utilisant ces règles simples, Per Bak (1990) a constaté que l'énergie uniformément injectée (arbres) est absorbée (les arbres brûlés) d'une façon spatiale particulière. En effet, des formes fractales émergent du système (cette émergence spatiale sera l'objet d'une vérification dans cette thèse).

Drossel et Schwabl (1992) ont employé un FFCA semblable, ajoutant une nouvelle règle aux précédentes : les arbres sont heurtés aléatoirement par la foudre et commencent à brûler avec la probabilité F . Ces deux chercheurs ont démontré que le FFCA s'est organisé comme un système auto-organisé critique. Les différentes tailles du phénomène (l'agrégation spatiale des cellules contiguës qui ont brûlé) ont en effet montré un profil statistique en loi puissance. De plus, ils ont prouvé que ce système est organisé pour que le nombre d'arbres en croissance et celui des arbres brûlés (la dissipation d'énergie) soit maximal, c'est-à-dire que tous les arbres (énergie) seront brûlés (dissipation) aussi rapidement que possible (maximum).

Si nous comparons maintenant le FFCA de Drossel et Schwabl (1992) avec l'idée selon laquelle les écosystèmes sont des structures dissipatives qui se maintiennent dans un état stable loin de l'équilibre, nous pouvons noter quelques similitudes. D'abord, tous les deux considèrent une entrée constante d'énergie (l'énergie solaire dans les écosystèmes explique la croissance des arbres dans le FFCA). De plus, ces chercheurs ont prouvé que dans l'état de SOC, il y a une double séparation des échelles de temps : la durée nécessaire à un feu pour se propager est beaucoup plus courte que celle que met un arbre pour se développer, qui est elle beaucoup plus courte que le moment où le feu s'allume pour la deuxième fois au même endroit. La distribution en loi puissance de la taille des feux est ainsi due au potentiel qu'une grande quantité d'énergie s'accumule dans le système entre les feux (Drossel et Schwabl, 1992).

Bien qu'il soit difficile de mesurer le temps exact qui s'est écoulé entre deux mises à feu pour un même endroit dans le monde réel (Podur et *al.*, 2003 ont tenté de le faire sur les mises à feu par la foudre), la durée que met un feu pour se propager (entre quelques heures et quelques jours) est beaucoup plus courte que ce que met un paysage pour se reconstituer (≈ 70 ans pour les environnements méditerranéens selon Minnich et Chou, 1997 ; ≈ 100 ans dans les forêts subtropicales selon Cochrane et *al.*, 1999). Ce raisonnement nous indique que l'auto-organisation du système est le produit des flux d'énergie maximum qui ont traversé le système (Odum, 1988). Quand l'organisation thermodynamique est à son maximum, l'exergie stockée est à son maximum : lorsqu'elle est libérée, la taille des feux peut être colossale. C'est bien ce qui est manifesté dans le FFCA de Drossel et Schwabl (1992).

Ils ont montré que le modèle auto-organisé implique que la dissipation d'énergie soit maximale. L'énergie étant en fait constituée, c'est surtout la forme qu'elle prend qui varie par l'intermédiaire du phénomène. En conclusion, Bak (1996) note que l'état critique est un état dans lequel une petite perturbation peut mener à un événement de n'importe quelle taille. De plus, une étude récente conduite par Schoenberg (Schoenberg et al., 2003) suggère qu'il y a en réalité très peu de différence entre des conditions environnementales suffisantes pour conduire un risque d'éclosion de feux de forêt raisonnable et celles qui pourraient produire des événements extrêmes. Ces similitudes suggèrent que nous faisons face à un milieu méditerranéen qui est une structure dissipative au sens de Prigogine (Prigogine I., 1977) : le feu de forêt est alors un outil de transfert de cette énergie. Il est donc tout à fait judicieux d'envisager ce phénomène, à l'aide des nombreuses données de qualité fournies par la base *Prométhée*, comme un système qui exhibe un comportement auto-organisé critique.

Une question fondamentale qui concerne également les opérationnels du feu de forêt est celle de la robustesse de l'état critique du système par rapport aux modifications que l'on peut apporter. Par exemple, est-ce que les diverses actions de débroussaillage, de coupures de combustibles ou de lutte, sont à même de compenser ou de limiter l'irrégularité des séries de feux ou, pour faire une métaphore avec le tas de sable de P. Bak, des avalanches de feux ?

Dans leurs travaux expérimentaux, P. Bak et son équipe ont soumis leur tas de sable informatique à toute une série de contraintes : une variation aléatoire de la hauteur de chaque grain, l'introduction de paravalanches virtuels (tout à fait similaire de nos coupures de combustibles qui ont vocation à être des pare-feux), la variation de la taille des grains de sable dans un intervalle de grandeur donné et enfin, des déclenchements volontaires d'avalanches de grains de sable (là aussi, cette action est très proche des feux contrôlés qui ont vocation à réduire la masse de combustible pour limiter le potentiel destructeur du prochain feu). Le résultat peut être quelque peu perturbant pour les hommes de terrain, mais il est fondamental pour les chercheurs qui souhaitent comprendre la nature d'un phénomène analogue à un tas de sable. Il a été résumé ainsi : « (...) dans tous les cas, le tas de sable s'organisait de lui-même en un état critique, traversé d'avalanches de toutes tailles. On ne pouvait éviter la criticalité » (Bak, 1996, p. 88). Ceci nous amène nécessairement à poser la question de l'efficacité de l'interventionnisme humain sur un phénomène complexe. Il ne peut pas, en agissant sur telle ou telle variable, modifier la nature chaotique des avalanches de sable ou des feux de forêt. Nous l'avons déjà dit régulièrement dans ce travail mais il semble judicieux de le rappeler une nouvelle fois : il n'est pas question ici de prôner une attitude fataliste, mais bien de faire preuve d'une certaine lucidité.

Effectivement, si l'action humaine est tout à fait indispensable politiquement (la mise en œuvre des moyens suffisants pour la protection des personnes et des biens est une obligation de l'état vis-à-vis des citoyens), il n'en reste pas moins que le feu conserve son visage incertain, imprédictible et irrégulier qui dépasse largement l'action de prévention, de lutte et *a fortiori* celle de prévision. Ceci ne remet pas en cause les raisonnements scientifiques construits depuis 50 ans avec les modèles physiques et climatiques. En effet, les nombreuses expériences menées par P. Bak l'on conduit à démontrer que « *la criticalité auto-organisée est fondamentalement un phénomène déterministe, exactement comme le chaos étudié par Feigenbaum (1978)* » (Bak, 1996, p. 89). Il s'agit ainsi d'un niveau d'abstraction qui vient compléter les approches traditionnelles qui se confrontent souvent à des contradictions (une même condition environnementale déclenche ou non un feu, et ce feu peut être soit trop petit soit vraiment trop grand par rapport aux modèles).

Avant de répondre à ces contradictions, il est un point important qu'il convient de soulever. Comment participe le hasard à une structuration critique robuste ? Le hasard est en effet présent à tous les niveaux du système. Si on considère par exemple la probabilité pour qu'une cigarette déclenche un feu de forêt, on peut très aisément se rendre compte de son poids. Mais le hasard concerne également tous les événements improbables qui mènent à l'étincelle (comportements individuels, accidents, foudre) puis les variables qui conditionnent la propagation du feu (il faut que l'humidité de l'air soit passée sous un certain seuil, que la végétation et la topographie se prêtent au phénomène, que l'aérologie soit de la partie, etc.). Bref, le hasard, de l'arabe *az-zahr* (chance), s'immisce dans la réalité. Or, non seulement cette dominance du hasard n'empêche pas qu'un système s'organise dans un état critique qui peut être caractérisé par des propriétés statistiques précises (loi puissance), mais il semble qu'elle en est un élément constitutif à part entière. L'accumulation des situations particulières en contingence (Paczuski, 1996), c'est-à-dire l'augmentation progressive de l'intensité des interactions entre les variables, explique l'imprévisibilité massive du monde réel. Or, cela implique que malgré la pertinence des mesures traditionnelles du risque incendie à suivre l'activité locale des feux en s'appuyant sur l'observation des conditions environnementales (Indice Feux Météo pour la France), cela ne nous donne que peu de renseignements sur l'état global du système qui est déterminé par les propriétés statistiques de tous les feux (tailles et fréquences). En restant ancré à l'observation locale de l'activité des feux de forêt, la démarche du chercheur peut le conduire à se tromper, à faire preuve d'une trop grande confiance et donc à s'exposer aux surprises.

Per Bak décrit très bien cette posture en utilisant l'exemple trivial d'un spécialiste éventuel des tas de sable (nommé sablogue par l'auteur) : « *La plupart du temps, tout est calme autour de lui et il peut croire qu'il vit dans un monde stable, où la nature est en équilibre. Cependant, parfois sa vie tranquille est interrompue par une péripétie – un sursaut d'activité durant lequel les grains de sable tombent sans cesse autour de lui. De tels sursauts peuvent être de taille quelconque. Notre sablogue peut être alors tenté de croire qu'il s'agit là d'un phénomène local puisqu'il peut relier l'activité qu'il observe aux dynamiques auxquelles obéit le sable qui s'éboule autour de lui. Mais ce serait une erreur : la ponctuation locale qu'il observe n'est qu'une partie qui s'insère dans un système coopératif global* » (Bak, 1996, p. 91). Comme pour les avalanches de sables, on ne peut pas comprendre de manière isolée les incendies de forêt. L'activité des feux mesurée localement reflète simplement l'appartenance de chaque événement à un système critique global. Rien dans les feux individuels n'évoque les propriétés émergentes du système. Il est donc sage de renoncer aux cas particuliers pour se concentrer sur le tout.

Il y a néanmoins d'autres mécanismes par lesquels le comportement en loi puissance peut être produit dans la nature. Cela implique que la seule présence des lois puissance pour déterminer si un système est auto-organisé critique est probablement une preuve trop légère (Oreskes et al., 1994 dans *Science* ; Frigg, 2003). Par exemple, un mécanisme très prometteur est celui qui a été proposé sous le nom de *Highly Optimized Tolerance* (HOT) par deux physiciens issus de l'Université de Californie à Santa Barbara et de l'institut Californien de technologie à Pasadena. Jean Carlson et John Doyle (1999, 2000, 2002) ont proposé un autre cadre conceptuel pour analyser les structures des systèmes complexes. D'un point de vue théorique, la *Tolérance Hautement Optimisée* (nous conserverons les initiales anglaises HOT pour y faire référence) a été construite à partir de modèles issus de la physique et de l'ingénierie en posant la notion de robustesse comme principe de compréhension des mécanismes complexes et de la loi puissance. L'idée du HOT a déjà été confrontée à plusieurs phénomènes naturels dont les feux de forêt. Cette approche envisage de manière très différente le monde réel en envisageant les systèmes complexes comme étant « naturellement » optimisés pour être robuste face à l'incertitude de l'environnement. Mathématiquement, les implications méthodologiques nécessaires pour appliquer ce modèle sont particulièrement difficiles à mettre en œuvre. Ces contraintes demandent un temps trop important d'apprentissage pour s'en affranchir dans des délais raisonnables pour cette thèse.

Néanmoins, il faut souligner que si la criticalité auto-organisée suppose l'existence d'une loi puissance rectiligne malgré quelques approximations pour les petits et les grands événements (Millington, 2003 ; Millington et *al.*, 2006), le HOT envisage la courbure de la distribution puissance (que nous avons pu vérifier dans ces deux derniers chapitres) comme un paramètre à part entière. C'est pourquoi il nous semble que l'approche analytique du HOT semble ouvrir des perspectives vraiment pertinentes pour saisir le fonctionnement complexe des feux de forêt, et probablement du monde. En tant que géographe, nous sommes en outre particulièrement sensibles au fait que les physiciens californiens ont placé les structures spatiales (fractalité du milieu) comme paramètre fondamental du profil statistique des distributions de feux de forêt. Nous avons déjà émis l'hypothèse que les particularités spatiales de chaque région, département ou maille DFCI sont des éléments explicatifs des différences notables que l'on peut retrouver d'un lieu à l'autre. Surtout, ces différences sont cohérentes spatialement puisque les lieux proches ont tendance à fortement se ressembler (autocorrélation spatiale). Les rapprochements entre nos résultats et l'approche du HOT sont donc une voie prometteuse de recherche.

Par ailleurs, la démarche analytique qui est la notre dans cette thèse nous amène progressivement à dessiner les contours d'un phénomène qui semble très sensible aux conditions initiales, ce qui pourrait expliquer sa très grande irrégularité statistique. Au début du XX^{ème} siècle, Henri Poincaré a posé les bases du principe de la sensibilité aux conditions initiales. Ce principe, qui nous semble tout à fait adapté pour un système chaotique comme celui des incendies de forêt, nous indique qu'une très petite erreur sur la connaissance de l'état initial dans l'espace des phases va se trouver rapidement amplifiée. H. Poincaré, dans son ouvrage *Calcul des probabilités* (Poincaré, 1912) a ainsi évoqué la place du hasard dans la science : « Une cause très petite, qui nous échappe, détermine un effet considérable que nous ne pouvons pas ne pas voir, et alors nous disons que cet effet est dû au hasard. Si nous connaissions exactement les lois de la nature et la situation de l'univers à l'instant initial, nous pourrions prédire exactement la situation de ce même univers à un instant ultérieur. Mais, lors même que les lois naturelles n'auraient plus de secret pour nous, nous ne pourrions connaître la situation qu'approximativement. Si cela nous permet de prévoir la situation ultérieure avec la même approximation, c'est tout ce qu'il nous faut, nous disons que le phénomène a été prévu, qu'il est régi par des lois ; mais il n'en est pas toujours ainsi, il peut arriver que de petites différences dans les conditions initiales en engendrent de très grandes dans les phénomènes finaux ; une petite erreur sur les premières produirait une erreur énorme sur les derniers. La prédiction devient impossible et nous avons le phénomène fortuit ».

Ces mots, vieux de près d'un siècle, nous permettent de comprendre les fondements de l'irrégularité observée et mesurée des manifestations du phénomène feu de forêt. Surtout, ils vont nous inciter par la suite à étudier le phénomène sous l'angle du hasard.

On peut considérer le hasard au sein de l'activité incendiaire selon deux approches qui ne s'excluent pas. La première consiste à envisager que l'incertitude structurelle est issue du croisement de chaînes de causalités distinctes. Ces chaînes de causalités concernent le phénomène dans ses dimensions physiques, climatiques et humaines. Cette « pluralité » de causalités implique souvent que les différents « visages » du phénomène soient envisagés indépendamment les uns des autres dans des approches disciplinaires spécifiques. C'est ainsi que les modèles de cartographie du risque ont vocation à réunir ces morceaux de connaissance en un tout ; le problème étant souvent de trouver les éléments méthodologiques pour articuler des indicateurs qui relèvent de modes de pensée différents. La deuxième approche du hasard est de considérer que de toute façon, la causalité ultime ne sera jamais connue, en tout cas pas avec les modes de pensée actuels.

Cela étant, la thermodynamique de Boltzmann, en changeant d'échelle, résout pour certains systèmes le problème des effets du hasard (cf. les lois statistiques régissant le mouvement des gaz). On peut donc se demander s'il en est de même avec les feux de forêt ou tout autre phénomène qui exhibe une structure statistique parétienne (ou quasi parétienne) et non pas une structure gaussienne comme pour les mouvements des atomes. Le principe de l'auto-organisation de P. Bak ne serait dans ce cas-là qu'une façon de dire que le système x ou y est modélisable statistiquement par une distribution en loi puissance (on a vu néanmoins que dans la plupart des cas, l'ajustement de Pareto est vraiment approximatif). Tout ceci invite donc à s'interroger sur le point essentiel qui est le besoin de théoriser la distribution parétienne. Ce modèle étant plus général que les distributions gaussiennes, il semble normal de le retrouver plus fréquemment pour les phénomènes dans lesquels interagissent de manière non-linéaire une multitude de variables de nature différente.

Les questionnements que nos résultats impliquent sont donc relativement larges puisqu'ils supposent de se questionner sur les significations profondes (c'est-à-dire conceptuelles) de la structuration apparente que nous donne à voir l'activité d'un phénomène complexe.

Conclusion

Des études récentes ont démontré qu'un régime de feux de forêt peut être caractérisé par le comportement statistique en loi puissance des événements qui le composent (Malamud et *al.*, 1998 ; Ricotta et *al.*, 1999 ; 2001). Ce type d'approche permet de dépasser largement les cas particuliers et les considérations métriques qui restent encore aujourd'hui, en France surtout, attrayantes pour beaucoup. Cet ordre global transcende l'unicité des lieux. Les séries statistiques issues de la base de données *Prométhée* ont été envisagées sous la forme fréquence / taille (rang / taille d'une manière simplifiée que l'on connaît en géographie).

Le profil statistique en loi puissance des feux de forêt est un fait presque acquis dans la littérature (Malamud et *al.*, 1998). Depuis quelques années cependant, plusieurs études ont douté que les données des feux de forêt montrent ce comportement (Ricotta et *al.*, 1999, 2001 ; Cumming, 2001 ; Schoenberg et *al.*, 2003). Par exemple, Cumming (2001) et Schoenberg (2003) suggèrent que l'extrémité supérieure de la distribution s'écarte de ce modèle. Cela signifie que les plus grands feux ne s'alignent pas à une ligne droite dans un graphique doublement logarithmique. Nous avons pu voir que leurs intuitions étaient globalement bonnes, mais que les procédures de mesure qu'ils avaient mises en œuvre n'étaient pas tout à fait adaptées. En effet, nous avons repris l'ensemble de ces travaux en montrant que la rectitude n'était, contrairement à l'idée généralement admise, qu'un cas particulier puisque l'ajustement parabolique est beaucoup plus performant pour rendre compte de la structure hiérarchique des données. La courbure de la distribution concerne l'ensemble de la distribution, des très petits feux aux plus grands.

Par ailleurs, l'écart observé à un modèle Fractal Linéaire (selon l'expression de Laherrère, 1996), que nous avons nommé Modèle Fractal Rectiligne (*MFR*) pour plus de clarté, a déjà été observé dans les simulations à l'aide des automates cellulaires qui ont suggéré, en premier, la présence d'un comportement en loi puissance des données sur les feux de forêt (Bak et *al.*, 1990 ; Drossel et Schwabl, 1992). Ce comportement, dans les modèles d'automates cellulaires, semble dû à la restriction de la taille maximum du feu par la taille de la grille sur laquelle le modèle a été conçu (Millington, 2003). Dans ses travaux, ce chercheur avait émis l'hypothèse que des restrictions semblables sont probablement présentes dans le monde réel (topographie, distribution de la végétation, zones urbaines). Selon lui, « *une véritable distribution en loi puissance dans la nature n'est pas possible* » (Millington, 2003, p. 60).

Or, nos travaux ont démontré que le profil statistique des feux de forêt correspond à une « *dérive continue de la dimension fractale* » (Rigaut, 1987), c'est-à-dire que l'écart au modèle rectiligne ne concerne pas seulement les plus grands feux, mais bien l'ensemble de la distribution. L'écart à la droite de Pareto est simplement plus aisément visible pour les très grands et les très petits feux. En zoomant franchement sur la distribution, on peut en effet se rendre compte que la courbure concerne tous les niveaux de la hiérarchie des feux. Par ailleurs, et contrairement à l'hypothèse émise par Millington, une véritable loi puissance peut néanmoins être caractéristique d'un espace. Nous avons pu ainsi mettre en lumière le profil spécifique des feux dans le centre du Var (Vidauban). Même, à très grande échelle (au sens géographique donc pour des petits espaces et des courts moments), la distribution peut présenter une hiérarchie à effet-roi transitoire, c'est-à-dire que la courbure est, dans ce cas, positive. Pour résumer la structure en loi puissance du phénomène feu de forêt, il faut reprendre le schéma de synthèse proposé à la page 177 (*Figure 64*) qui a été construit à partir des deux paramètres principaux du modèle Fractal Parabolique (Laherrère, 1996 ; Martin, 2003, 2004).

Les propriétés émergentes du système des feux de forêt sont donc notablement différentes selon les espaces et les moments. La loi puissance est bien la structure essentielle du système, mais l'agencement spécifique des objets (végétation, bâti, routes, cours d'eau) dans chaque territoire favorise ou contraint cette structure. Nous sommes bien dans une démarche géographique quantitative. Cette explication devra être vérifiée à l'avenir, notamment l'aide de la simulation.

La criticalité auto-organisée (SOC en anglais), telle qu'elle a été proposée à la fin des années 80 (Bak, 1987) et telle qu'elle a été reprise dans la littérature (Malamud et *al.*, 1998, 2002, 2005 ; Ricotta, 1999, 2001 ; Millington, 2001 ; Millington et *al.*, 2006 ; Fiorucci, 2006), a un grand pouvoir informatif du phénomène feu de forêt, sans pour autant l'expliquer entièrement. Le principe du SOC sous-estime en effet largement le milieu sur lequel émergent et se propagent les feux en le plaçant au second plan, alors que les travaux plus confidentiels de quelques physiciens californiens mettent les contraintes spatiales au cœur du système, c'est-à-dire comme élément explicatif de la structuration statistique émergente (Carlson et Doyle, 1999, 2000, 2002 ; Zhou et *al.*, 2002, 2005 ; Zhou et Carlson, 2001 ; Robert et *al.*, 2001 ; Reynolds et *al.*, 2002 ; Kobba, 2004 ; Manning et *al.*, 2005).

Avant d'envisager spécifiquement les propriétés émergentes de ce phénomène dans leur dimension spatiale (chapitre 8), il reste néanmoins à étudier l'activité incendiaire dans un aspect qui perturbe beaucoup les opérationnels : l'enchaînement journalier de la taille des feux. La suite de ce travail (chapitres 6 et 7) consistera donc à approfondir notre compréhension de l'irrégularité chronologique des manifestations des feux de forêt. Jusqu'ici, nous avons envisagé le cours du temps par l'intermédiaire des décennies, des années voire des saisons. Mais l'information de base reste un inventaire des événements et pas une véritable chronique comme c'est le cas par exemple dans les analyses boursières ou hydrologiques.

Après la construction des chroniques (régionales, départementales et locales), il s'agira tout d'abord de mesurer leur fractalité selon le niveau d'intensité auquel on envisage le phénomène, de mettre en lumière ensuite les différents cycles emboîtés que l'on a évoqués précédemment (p. 240) et enfin, de proposer une méthode originale (qui se base sur l'utilisation de l'exposant de Hurst) pour caractériser les chroniques de feux de forêt selon le degré d'instabilité du phénomène.

Chapitre 6. L'irrégularité des chroniques d'incendies de forêt

*« Irrégularité : caractère de ce qui n'est point selon les règles,
de ce qui ne suit point les règles ».*

Académie Française, 8^{ème} édition.



Dessins, 1976
Galerie Claude Bernard

Alberto Giacometti

Table des matières

Chapitre 6

Introduction	277
6.1 <i>La fractalité temporelle des feux de forêt : état de l'art méthodologique, limites et construction des chroniques françaises</i>	279
6.1.1 La loi puissance comme distribution de probabilité : les périodes de retour	279
6.1.2 Conséquences de la forme parabolique des distributions en loi puissance	281
6.1.3 Des événements dans le temps au temps des événements : construction des chroniques de feux	281
6.2 <i>La covariance d'échelle dans les chroniques méditerranéennes d'incendies de forêt</i>	287
6.2.1 La covariance d'échelle dans les chroniques régionales	287
6.2.2 La covariance d'échelle dans les chroniques départementales	290
6.2.3 Différenciation des espaces méditerranéens selon les modalités de la dissipation de l'énergie	296
6.2.4 Modulation saisonnière de la dissipation journalière de l'énergie	303
6.3 <i>Ensemble de Cantor et la rythmicité incendiaire</i>	307
6.3.1 L'ensemble de Cantor et ses variantes mathématiques	307
6.3.2 Rythmicité des éruptions volcaniques et poussière de Cantor	310
6.3.3 Rythmicité des incendies de forêt : approche cantorienne	314
Conclusion	330

Introduction

L'approche statistique du phénomène feu de forêt est peu courante dans la littérature, en France surtout. Elle permet pourtant de transcender les cas particuliers (lieux et événements) qui focalisent encore l'attention du plus grand nombre, de faire écho aux travaux existants en physique et en climatologie sur la variabilité du phénomène, tout en plaçant la notion d'échelle au cœur du débat. La démarche multi-échelles est donc d'une certaine manière fédératrice, et l'approche quantitative lui assure une reproductibilité aisée par la mesure de la transcalarité.

Le phénomène incendiaire qui se manifeste dans les espaces méditerranéens français est un processus qui émerge d'un système environnemental complexe, déterministe et chaotique. L'invariance d'échelle des séries statistiques de feux est une propriété étudiée depuis une vingtaine d'années par des chercheurs issus de disciplines différentes (physique, mathématique, écologie, géographie). Depuis peu, cette invariance est poussée dans ses retranchements (Ricotta *et al.*, 2001 ; Burroughs et Tebbens, 2001). En effet, nous avons pu voir que l'invariance d'échelle est une situation exceptionnelle qui concerne des espaces étroits et des moments bien précis, alors que pour la majorité des cas (des espaces et des périodes), c'est bien la covariance d'échelle qui est caractéristique du phénomène feu. On observe en effet « *une dérive continue de la dimension fractale* » (Rigaut, 1987), et cette dérive est de plus en plus forte à mesure que l'on observe des feux de plus en plus gros. Les hiérarchies statistiques sont ainsi vraisemblablement contraintes par la rugosité du milieu et la finitude du monde.

Un des objectifs à atteindre pour les chercheurs travaillant sur le sujet est la prédiction la plus fine possible de ce que sera l'activité incendiaire dans un avenir proche ou lointain. C'est en tout cas dans cette optique que les premiers d'entre eux à s'intéresser à la fractalité statistique du feu ont utilisé la distribution de probabilité de Pareto comme outil de mesure des périodes de retour des événements (Turcotte, 1999). Ils ont ainsi pu, comme nous le verrons, différencier des autres espaces ceux qui possèdent la plus forte récurrence de grands feux. L'information est donc très pratique pour les gestionnaires du risque puisque, comme on le fait déjà pour les barrages et les digues, on peut supposer que les aménagements forestiers lourds à mettre en place pourront être dimensionnés directement en relation avec l'intensité de l'aléa. C'est donc un simple rapport de coût / bénéfice qui est sous-jacent à cet aspect du problème.

Connaissant la durée de retour d'un grand feu, les hommes politiques pourraient décider d'investir ou non dans d'imposantes procédures de débroussaillage. Malheureusement, notre approche parabolique de la loi puissance remet quelque peu en cause cette méthodologie classique du calcul des probabilités de l'émergence des feux. En effet, on a pu constater que si l'écart au modèle rectiligne est surtout frappant pour les petits et pour les grands feux, il concerne en réalité l'ensemble des valeurs dans les distributions. Or, il n'existe pas (encore) de modèle probabiliste qui tienne compte de cette courbure.

Ce premier chapitre sur la dimension temporelle du phénomène consistera à reprendre tout d'abord les mesures traditionnelles (Malamud et *al.*, 2005), puis à construire les chroniques de feux de l'espace méditerranéen français. Il est en effet obligatoire de reprendre la base *Prométhée* pour la restructurer du point de vue temporel : nous allons ainsi agréger toutes les tailles des feux éclos le même jour pour avoir une « matière brute » similaire à celle qui est utilisée en hydrologie ou en finance (variation de la bourse). L'objectif est d'appliquer le modèle Fractal Parabolique (Laherrère, 1996 ; Martin, 2004) pour quantifier l'irrégularité des intervalles entre les journées à feux.

Cette irrégularité sera explorée à différentes échelles : spatiales tout d'abord, en étudiant les régions méditerranéennes, les départements et les mailles DFCI ; temporelles ensuite, pour vérifier par exemple si l'action de prévention a allongé ou réduit les intervalles entre les feux. Dans une troisième étape, nous utiliserons une approche originale pour vérifier dans quelle mesure se module le poids des intermissions (les moments sans feux) dans l'activité incendiaire selon le niveau auquel on l'envisage. Cette méthode, qui reprend la démarche proposée par Jacques Dubois (Institut de physique du Globe à Paris) pour les cycles éruptifs du Piton de la Fournaise (Dubois et Cheminée, 1988), suppose d'envisager les intervalles entre les événements selon le modèle de la *poussière de cantor*. C'est donc le degré de fragmentation du signal incendiaire qui va être quantifié à l'aide de cette méthode. Et c'est son évolution dans l'ordre des échelles d'intensité (en ha/jour) qui sera la matière à une différenciation des espaces.

6.1 La fractalité temporelle des feux de forêt : état de l'art méthodologique, limites et construction des chroniques françaises

Dans un premier temps, les considérations vont plutôt être d'ordre méthodologique avec d'une part un bref rappel sur la méthode usuelle du calcul des probabilités de retour des grands feux (Malamud *et al.*, 2005), et d'autre part les modalités de constructions des chroniques de feux sur le modèle des chroniques hydrologiques ou boursières telles qu'elles sont étudiées dans la littérature.

6.1.1 La loi puissance comme distribution de probabilité : les périodes de retour

Malamud *et al.* (2005) ont employé les statistiques fréquences / tailles en loi puissance des feux de forêt pour faire une analyse probabiliste du risque aux USA. La loi puissance est en effet une fonction de probabilité. Sur les bases de leurs hypothèses de la rectitude des distributions, ils ont calculé, pour un espace donné, les intervalles de temps entre les événements de même taille.

Le calcul de l'intervalle t de répétition est basé sur la probabilité que dans un lieu défini, un événement aura une taille donnée qui sera égale ou dépassée. Cette approche est similaire au modèle de Poisson qui suppose que les événements sont dissociés les uns des autres. Il s'agit par exemple de calculer la période de retour d'un feu de taille très importante. On devine alors l'intérêt pour les gestionnaires de ce type d'information. Nous le rappelons, cette approche est basée tout entière sur la forme rectiligne de la distribution puissance (Malamud *et al.*, 2005). Il en résulte une typologie des espaces selon les intervalles prévus entre des feux de forêt d'au moins 10 km² (1 000 ha) et d'au moins 0,01 km² (1 ha) dans chaque écorégion américaine (*Figure 97 et Figure 98*).

Ecoregion division name	Ecoregion division code	Ecoregion division area, km ²	USFS area, km ²	A _{FT} , km ²	N _{FT}	β	log α	r ²	T (≥0.01 km ²), T (≥10 km ²),	
									yr	yr
Hot Continental	[220]	969,955	32,068	1,132.4	8,429	1.75 ± 0.11	-3.81 ± 0.12	0.974	0.19 ± 0.10	34 ± 20
Hot Continental Mtns.	[M220]	192,955	43,609	815.4	7,353	1.75 ± 0.09	-4.05 ± 0.10	0.984	0.30 ± 0.14	55 ± 27
Marine	[240]	38,591	1,147	8.0	58	1.37 ± 0.21	-3.99 ± 0.31	0.972	0.89 ± 0.69	23 ± 22
Marine Mtns.	[M240]	138,300	67,360	2,813.5	3,875	1.53 ± 0.05	-4.36 ± 0.07	0.989	2.47 ± 0.73	100 ± 37
Mediterranean	[260]	88,319	2,546	2,918.6	475	1.30 ± 0.05	-3.44 ± 0.07	0.987	0.22 ± 0.05	2 ± 1
Mediterranean Mtns.	[M260]	241,388	99,798	16,055.4	11,882	1.46 ± 0.05	-3.93 ± 0.06	0.989	0.51 ± 0.13	13 ± 4
Prairie	[250]	772,597	1,583	39.4	316	1.48 ± 0.15	-3.60 ± 0.19	0.964	0.28 ± 0.19	9 ± 8
Savanna	[410]	20,202	0	0	0					
Subtropical	[230]	1,064,749	42,920	2,670.2	16,423	1.81 ± 0.07	-3.74 ± 0.09	0.987	0.12 ± 0.05	33 ± 14
Subtropical Mtns.	[M230]	22,792	6,667	142.0	1,816	1.70 ± 0.12	-3.82 ± 0.15	0.974	0.24 ± 0.15	32 ± 21
Temperate Desert	[340]	689,458	39,210	3,890.7	2,391	1.39 ± 0.05	-4.09 ± 0.07	0.985	0.85 ± 0.22	13 ± 5
Temperate Desert Mtns.	[M340]	112,924	27,289	1,027.9	885	1.39 ± 0.07	-4.38 ± 0.08	0.984	1.66 ± 0.54	27 ± 13
Temperate Steppe	[330]	1,099,973	43,841	3,034.5	2,466	1.46 ± 0.05	-4.18 ± 0.06	0.990	0.89 ± 0.23	22 ± 8
Temperate Steppe Mtns.	[M330]	585,081	300,383	26,281.0	15,487	1.49 ± 0.04	-4.34 ± 0.06	0.993	1.18 ± 0.26	36 ± 10
Tropical/Subtropical Desert	[320]	447,811	13,306	1,658.4	2,379	1.47 ± 0.07	-3.69 ± 0.08	0.984	0.29 ± 0.09	8 ± 3
Tropical/Subtropical Steppe	[310]	657,342	28,536	2,179.6	4,138	1.57 ± 0.06	-3.95 ± 0.07	0.990	0.40 ± 0.12	20 ± 7
Tropical/Subtropical Steppe Mtns.	[M310]	130,018	42,861	3,949.3	8,594	1.54 ± 0.06	-3.93 ± 0.07	0.989	0.41 ± 0.12	18 ± 6
Warm Continental	[210]	381,507	47,453	374.4	1,888	1.69 ± 0.08	-4.71 ± 0.10	0.988	1.70 ± 0.76	203 ± 99
Warm Continental Mtns.	[M210]	112,924	5,983	2.9	61	1.68 ± 0.28	-5.18 ± 0.41	0.988	13.64 ± 12.88	1,672 ± 1616
Totals		7,766,886	846,560	68,993.6	88,916					

Figure 97. Durée de retour des petits (1 ha) et grands feux (1 000 ha) aux USA à partir des paramètres de l'ajustement rectiligne de la loi puissance

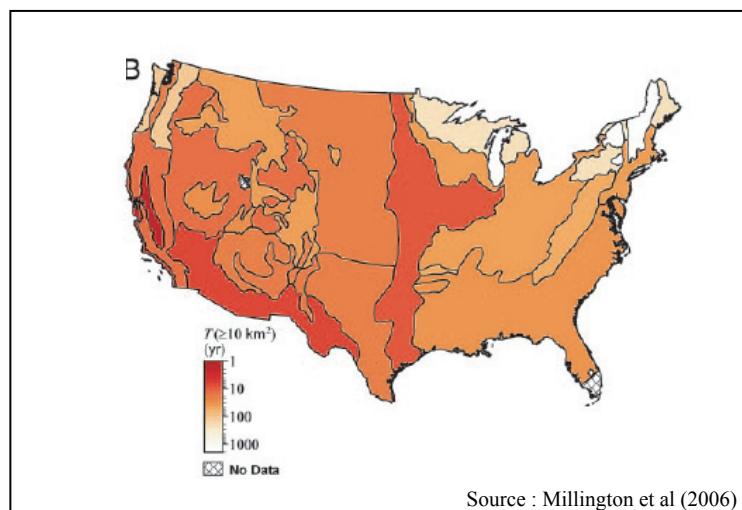


Figure 98. Cartographie de la durée de retour théorique d'un feu de forêt ≥ 1 000 ha aux USA

Les chiffres qui sont présentés ici sont le résultat de la méthode que nous avons reprise en détail dans le Chapitre 3 à partir de la page 108. La carte reprend les valeurs recensées dans la dernière colonne du tableau. Les périodes de retour varient de deux ans (écorégion méditerranéenne) à seize siècles (écorégion des montagnes continentales chaudes). La variabilité de l'activité incendiaire selon les espaces est donc vraiment considérable. Il faut néanmoins fortement relativiser ces résultats puisque les marges d'erreur sont très importantes (entre 30 % et 50 % des chiffres avancés). L'amplitude des marges d'erreur trouve probablement sa source dans le choix d'un ajustement rectiligne qui « nie » en quelque sorte la courbure évidente des séries hiérarchiques d'incendies de forêt.

6.1.2 *Conséquences de la forme parabolique des distributions en loi puissance*

La même méthodologie a été reproduite sur les feux de forêt en Italie (Ricotta et *al.*, 1999, 2001 ; Telesca, 2005 ; Fiorucci et *al.*, 2006), en Chine (Song et *al.*, 2001), au Japon (Song et *al.*, 2006), en Australie (Malamud et Turcotte, 1998) et en Russie (Zhang et *al.*, 2003). Sur le principe, les résultats sont pourtant tout à fait contestables puisque nous avons montré que la distribution de probabilité parétienne n'était (presque) jamais vérifiée et que la courbure de la distribution concernait l'ensemble des valeurs et pas seulement les plus grandes.

Dès lors, la méthodologie qui fait autorité pour le moment, et que l'on vient de présenter brièvement nous donne des résultats tout à fait approximatifs, probablement grossiers. Il n'en reste pas moins que nous n'avons pas encore exploré dans les détails le comportement quotidien et chronologique des feux de forêt en France.

Ce n'est qu'après avoir mené à bien ce travail que l'on pourra éventuellement proposer une alternative qui tienne compte de cette structuration statistique covariante d'échelle à l'approche temporelle de B. Malamud (Malamud et *al.*, 1998). Celle-ci est par ailleurs largement reprise dans la littérature, parfois améliorée ou contestée (Ricotta, 2001 ; Burroughs et Tebbens, 2001 ; Cumming, 2001 ; Schoenberg et *al.*, 2003) mais rarement réfutée au profit d'une alternative viable conceptuellement (Carlson et Doyle, 1999).

6.1.3 *Des événements dans le temps au temps des événements : construction des chroniques de feux*

La base de données *Prométhée* telle que nous l'avons utilisée dans les chapitres précédents est un recueil informatique des événements enregistrés un à un. La mise en mémoire est donc chronologique puisque, comme on l'a vu, on peut étudier les feux selon la période de leur occurrence. Mais les séries statistiques ne sont pas de véritables chroniques. Nous abordons cette étape méthodologique de transformation de l'information pour nous permettre d'étudier non plus la variabilité de la taille des feux, mais bien la variabilité journalière de l'activité incendiaire dans un espace donné. C'est donc dans une nouvelle dimension temporelle que nous étudions le phénomène feu.

En reprenant la métaphore du tas de sable (Bak, 1996), cette posture nous amènera à observer l'activité globale des avalanches dans un créneau de temps précis (la journée) après avoir considéré le tas de sable avalanche par avalanche. Pour un espace, plusieurs feux émergent du système chaque jour (en 24 heures). C'est surtout vrai en été où l'on peut compter jusqu'à une trentaine d'éclosions dans un créneau journalier (dans le Var par exemple). D'expérience, nous savons que cette irrégularité chronologique est l'élément le plus perturbant pour les hommes de terrain.

En effet, à l'échelle d'un département et pour des conditions environnementales similaires, l'activité incendiaire peut être très intense dans un créneau de temps restreint (quelques heures), puis au contraire plutôt calme durant plusieurs jours. Plusieurs explications empiriques sont souvent proposées pour tenter de répondre à cet état de fait. Parmi elles, l'hypothèse d'une intentionnalité organisée (une action crapuleuse) est souvent abordée (de la part même des plus hautes autorités des Sapeurs-Pompiers dans le Sud-est de la France). Comment expliquer en effet que des feux apparaissent à plusieurs dizaines de kilomètres de distance en quelques heures ou même simultanément sans avoir recours à l'intentionnalité ?

Précédemment, il est ressorti que l'écosystème méditerranéen est un système complexe régi par des interactions non linéaires. Or, cette complexité est avant tout un état d'irrégularités majeures, parmi lesquelles l'irrégularité temporelle est structurelle. Les hommes de terrain peuvent être assimilés au spécialiste des tas de sable de Per Bak (1996). Le « sablogue » peut en effet être trompé par son expérience en cherchant des récurrences entre les événements alors que, structurellement, le tas de sable déclenche ou non des avalanches en dehors de toute périodicité.

Il est donc important de rappeler que, comme pour les avalanches de sable, on ne peut pas comprendre de manière isolée les incendies. L'activité des feux de forêt mesurée localement reflète simplement l'appartenance de chaque événement à un système critique global. Les hommes de terrain ne peuvent que difficilement sortir des cas particuliers (ce n'est d'ailleurs pas forcément leur rôle). Même pour les chercheurs, qu'ils soient écologues, forestiers, climatologues ou géographes, l'attrait des cas particuliers est assez important.

Il se trouve pourtant que le phénomène feu de forêt ne peut être compris que dans une perspective globale, lorsque l'on a accepté de se détacher des cas particuliers, c'est-à-dire lorsque l'on a renoncé à l'étude des feux dans leur individualité. En effet, rien dans l'individualité des feux n'évoque les propriétés émergentes du système.

Ce sont bien ces propriétés qui nous intéressent ici. Et ce sont bien elles que l'on cherche à mettre en lumière en agrégeant les événements selon le jour de leur occurrence. Par ailleurs, l'attention des chercheurs est souvent fixée sur les moments où les événements se déclenchent. Or, les « vides » (les moments de calme) sont eux aussi très instructifs puisque leur durée nous enseigne sur les temps de latence du système. Ces temps de latence correspondent à la durée entre les feux où le système accumule de l'énergie qui sera libérée, plus tard, par l'intermédiaire du phénomène.

Ces moments de calme sont en outre largement dominants par rapport aux moments de l'activité incendiaire. Avec une métaphore bien connue, on peut considérer que la tendance générale vise jusqu'à présent à se focaliser naturellement sur le côté plein (les moments à feux) de la bouteille (du système), même s'ils concernent qu'une petite partie de la bouteille. Avec cette posture, on intègre sa portion vide (les moments sans feux) de sorte que l'on envisage la bouteille (le système) dans sa globalité. C'est bien l'enchaînement des moments avec et sans feux qui nous intéresse. Cet intérêt se porte en outre sur l'intensité de l'activité du phénomène dans les moments à feux. C'est donc la dimension fractale des chroniques de feux qui est l'objet de notre attention et qui va nous permettre de différencier les espaces méditerranéens français.

L'étape méthodologique fastidieuse, mais nécessaire est décrite schématiquement avec un extrait de la base *Prométhée* des feux en PACA (*Figure 100*). Nous passons ainsi, série par série, d'un échantillonnage des feux à une chronique des feux.

Base de données Prométhée

Date	Heure	Dép.	Commune	Surface (ha)
19/09/1990	10:32	83	Draguignan	0,80
19/09/1990	16:53	83	Môle (La)	0,60
19/09/1990	02:50	83	Castellet (Le)	0,10
19/09/1990	13:13	83	Bormes-les-Mimosas	0,10
19/09/1990	15:23	83	Sainte-Anastasie-sur-Issole	0,10
19/09/1990	17:29	83	Aups	0,10
20/09/1990	17:41	83	Roquebrune-sur-Argens	232,00
20/09/1990	23:03	06	Grasse	1,70
20/09/1990	16:06	83	Hyères	0,50
20/09/1990	16:05	84	Mornas	0,20
20/09/1990	10:22	83	Seillans	0,10
21/09/1990	16:59	83	Vidauban	11 580,00
21/09/1990	15:31	83	Lavandou (Le)	2 189,00
21/09/1990	13:40	83	Montauroux	715,00
21/09/1990	23:59	83	Bormes-les-Mimosas	70,00
21/09/1990	17:11	83	Crau (La)	5,00
21/09/1990	16:24	83	Fréjus	4,00
21/09/1990	20:45	84	Bastidonne (La)	1,50
21/09/1990	12:06	84	Velleron	0,50
21/09/1990	19:21	83	Besse-sur-Issole	0,20
21/09/1990	14:25	83	Plan-d'Aups-Sainte-Baume	0,10
21/09/1990	14:26	83	Figanières	0,10
21/09/1990	21:35	83	Figanières	0,10
22/09/1990	13:02	83	Lorgues	576,00
22/09/1990	03:08	83	Luc (Le)	0,50
22/09/1990	13:35	83	Thoronet (Le)	0,10
23/09/1990	06:45	83	Villecroze	0,10
23/09/1990	11:40	83	Entrecasteaux	0,10
23/09/1990	11:43	83	Val (Le)	0,10
23/09/1990	16:50	83	Vidauban	0,10
24/09/1990	14:50	83	Adrets-de-l'Estérel (Les)	250,00
24/09/1990	12:56	06	Cannes	24,00
24/09/1990	06:15	06	Sospel	5,00
24/09/1990	14:30	83	Vidauban	3,00
24/09/1990	23:53	83	Bagnols-en-Forêt	2,00
24/09/1990	20:32	83	Bagnols-en-Forêt	0,40
24/09/1990	22:16	83	Fréjus	0,20
24/09/1990	16:30	83	Saint-Maximin-la-Sainte-Baume	0,10
24/09/1990	17:50	83	Aups	0,10
24/09/1990	17:52	83	Aups	0,10

Agrégation chronologique

	Nombre	Surface (ha)
19/09/1990	6	1,80
20/09/1990	5	234,50
21/09/1990	12	14 565,50
22/09/1990	3	576,60
23/09/1990	4	0,40
24/09/1990	10	284,90

Figure 100. Agrégation des événements selon la date de leur occurrence : un exemple en PACA

Cette procédure est relativement longue à mettre en œuvre du fait de la multiplicité des séries que nous souhaitons analyser. Une fois les séries chronologiques construites, le résultat permet de se faire une représentation plus précise de ce que peut être l'irrégularité du phénomène (Figure 101). Pour des raisons de lisibilité graphique, seules les valeurs supérieures ou égales à 1 ha ont été projetées. Il est bien évident qu'il existe un très grand nombre de journées qui ont accueilli des surfaces brûlées comprises entre 0,1 ha (valeur minimale pour comparer l'ensemble des années) et 1 ha.

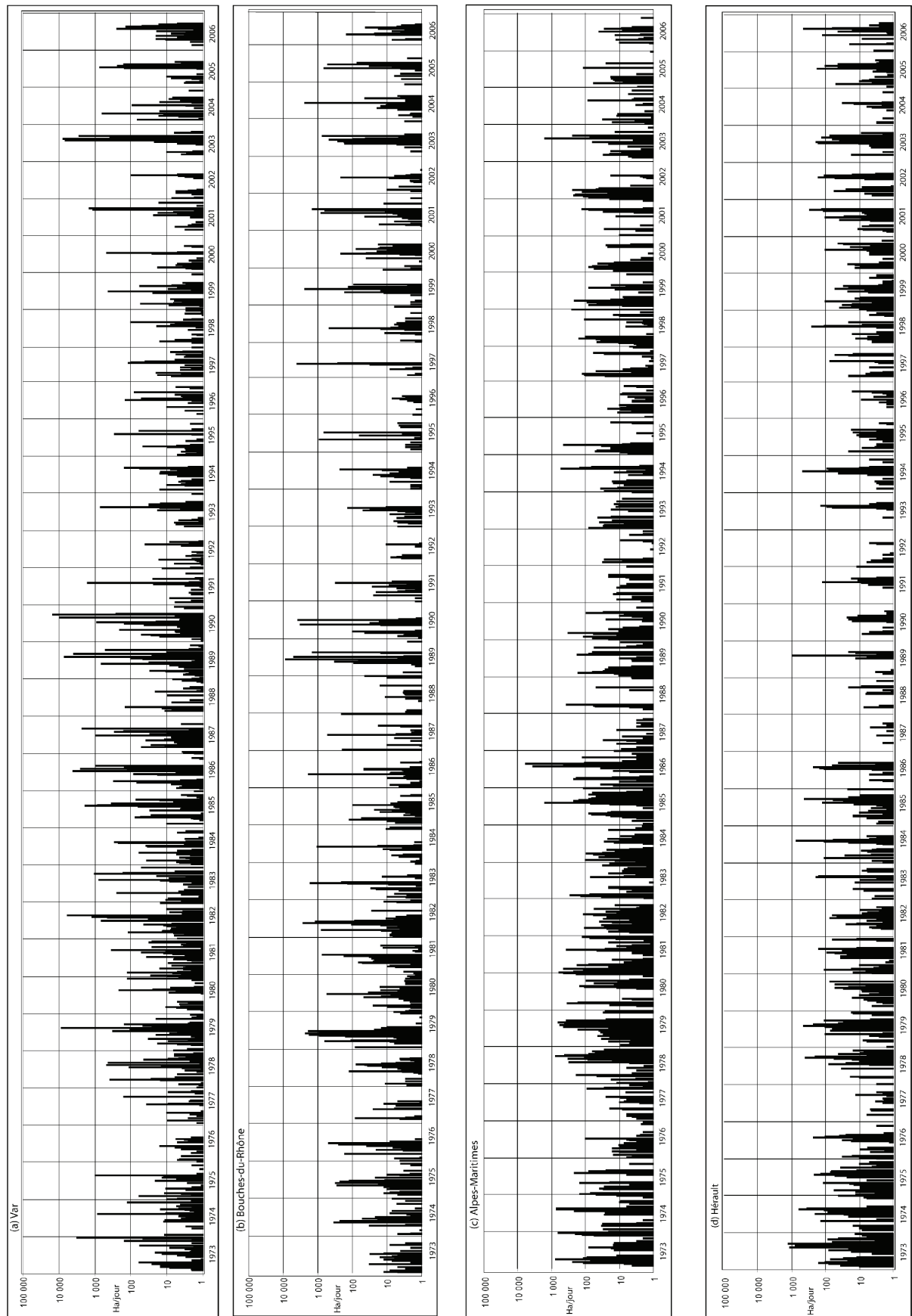


Figure 101. Quelques exemples de chroniques de feux de forêt dans l'espace méditerranéen français (1973-2006)

Ces journées où le phénomène s'est manifesté avec une certaine discrétion (un total brûlé compris entre 0,1 à 1ha) sont représentées par des « vides » dans le graphique. Il faut garder à l'esprit que ces périodes creuses y sont donc artificiellement nombreuses. Néanmoins, ces quatre chroniques nous donnent un bon aperçu des différents visages départementaux que peut prendre la variabilité temporelle de l'intensité des incendies de forêt.

La chronique des feux dans le Var est très dense (a). C'est dans ce département que l'on retrouve le plus de journées où le feu s'est manifesté avec une grande intensité ($\geq 1\ 000$ ha / jour). Mais c'est également ici que les « petites » journées à feu sont les plus nombreuses (≤ 10 ha / jour). Dans les Bouches-du-Rhône (b), il est intéressant de remarquer que les périodes de latence (les moments sans feux) sont bien marquées, ce qui sous-entend des hivers très peu favorables aux feux. L'activité incendiaire quotidienne dans les Bouches-du-Rhône prend ainsi un visage contrasté entre ces moments de calme et la fulgurance de quelques journées. Cette situation ne se retrouve pas dans les Alpes-Maritimes (c) où ces périodes de latence sont très restreintes. Par ailleurs, l'intensité des journées à feux y est généralement assez peu appuyée puisque les situations journalières où les surfaces brûlées ≥ 100 ha sont assez peu nombreuses. On y retrouve donc un phénomène fréquent dans le temps, mais plutôt peu agressif. Le quatrième exemple proposé ici concerne la chronique des feux de forêt dans l'Hérault (d). L'intensité journalière du phénomène est globalement faible. Elle est en outre très morcelée par des périodes de latence nombreuses.

Il faudra le vérifier plus tard, mais il nous semble que l'activité incendiaire est notablement différente d'un département à l'autre pour un même créneau journalier. Même, les années ne prennent pas un visage similaire selon les espaces, de sorte que l'irrégularité du phénomène ne doit pas être corrélée spatialement. Le visage qu'il prend à un moment donné ne semble pas nous aider à connaître celui de ses proches voisins. Cette hypothèse méritera d'être évaluée dans le détail.

La mesure fractale des chroniques de feux semble être une approche judicieuse pour quantifier l'irrégularité de ce phénomène. Il faut souligner que cette approche est relativement ancienne en finance (Mandelbrot, 1962) et en hydrologie (Schertzer et Lovejoy, 1987). Le modèle que nous allons utiliser n'est, lui, pas encore exploité dans ces domaines. Il s'agit du modèle Fractal Parabolique (Laherrère, 1996) pour vérifier si la « *dérive continue de la dimension fractale* » (Rigaut, 1987) se vérifie également pour les chroniques d'incendies.

6.2 La covariance d'échelle dans les chroniques méditerranéennes d'incendies de forêt

Pour étudier la structuration fractale des séries chronologiques d'incendies, nous reprenons la méthodologie utilisée tout au long de ce travail. Proposée par J.P. Rigaut (1987) et développée récemment par D. Queiros-Conde (2003) et par Ph. Martin (2003 et 2004), il s'agit de calculer la relation polynomiale d'ordre deux ($y = ax^2 + bx + c$) sur le logarithme des densités de fréquences normalisées. La démarche d'analyse sera multi-scalaire : les chroniques de feux de forêt seront d'abord étudiées à l'échelle régionale, puis pour les départements et enfin pour les mailles DFCI. Pour les *Tailles des Surfaces Brûlées Journalières* (TSBJ), nous essaierons de déterminer si la forme parabolique de la loi puissance se retrouve à toutes les échelles de mesure, comme c'est le cas pour les *Tailles des Surfaces Brûlées* (TSB).

6.2.1 La covariance d'échelle dans les chroniques régionales

La première étape consiste à aborder la fractalité chronologique du phénomène feu de forêt à une échelle régionale. Les trois chroniques régionales sont présentées dans la figure ci-dessous.

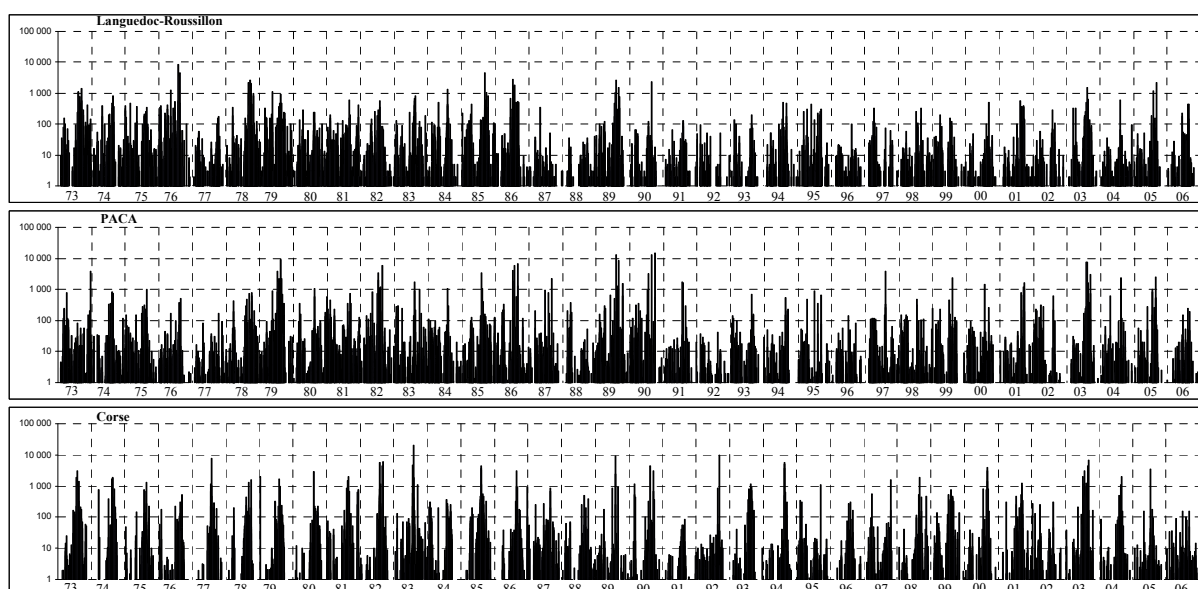


Figure 102. Les chroniques régionales de feux de forêt dans l'espace méditerranéen français (1973-2006)

Les feux de forêt émergent différemment dans le temps selon les trois régions. Pour le Languedoc-Roussillon (noté L-R) et la Corse, ils se concentrent sur $\approx 5\,500$ jours sur les 12 418 qui constituent l'éventail exhaustif des jours dans les chroniques (5 728 jours pour la Corse et 5 149 pour L-R). En Languedoc, le phénomène est très présent (en nombre) mais il est globalement peu intense et assez bien étalé dans le temps. Seules quelques journées ont dépassé le seuil de 1 000 ha. Pour la Corse, les événements intenses sont largement concentrés dans quelques créneaux journaliers qui atteignent ainsi des tailles importantes. On se doute alors des grandes difficultés que les opérationnels du feu doivent avoir face à des avalanches simultanées d'incendies à l'échelle insulaire.

La région PACA est nettement différente puisque ses feux sont mieux « ventilés » tout au long de l'année (8 021 jours). L'activité journalière des feux de forêt est donc plus fragmentée, c'est-à-dire que l'écart d'une journée à l'autre semble plus marqué (nous en mesurerons plus tard le degré d'autocorrélation temporelle). Le nombre de jours où le phénomène s'est manifesté en PACA est assez surprenant puisque cela représente quand même près de 65 % du temps sur les 34 années de mesure (environ 45 % pour la Corse et L-R). On est donc loin d'un phénomène confidentiel qui se cantonnerait aux seuls mois estivaux. Si le feu de forêt est un phénomène presque banal dans sa fréquence quotidienne, il ne l'est pas du tout dans l'intensité de ses manifestations.

En agrégeant les événements selon la date de leur occurrence, on peut ainsi mettre en évidence certains jours où les feux sont particulièrement actifs. On peut citer comme exemple le 4 septembre 1992 qui a accueilli 133 feux dans l'île de beauté, alors que le maximum en L-R est de 25 feux (le 3 août 1983 et le 8 septembre 2001) et celui en PACA de 38 feux (28 août 1989). Ces moments particuliers sont à rapprocher de la métaphore de P. Bak qui évoque, en parlant de la surprise du sablogue devant un tas de sable, « (...) *un sursaut d'activité durant lequel les grains de sable tombent sans cesse autour de lui* » (Bak, 1996, p. 91). Ces journées particulières sont souvent étudiées pour leurs spécificités météorologiques. Toutefois, et comme l'a si justement signalé le père du principe de l'auto-organisation critique, « (...) *ce serait une erreur : la ponctuation locale qu'il observe n'est qu'une partie qui s'insère dans un système coopératif global* » (Bak, 1996, p. 91). Les avalanches épisodiques des feux de forêt (pour faire un amalgame métaphorique entre notre phénomène et le tas de sable) ne nous apprennent rien sur les propriétés émergentes du système, si ce n'est que certaines séries (comme celles décrites précédemment) sont constituées d'un très grand nombre d'avalanches qui se sont déclenchées simultanément (le même jour).

En outre, l'agrégation journalière de la base de données *Prométhée* nous permet de mettre en lumière certains jours où la quantité de végétation brûlée (le nombre de grains de sable qui ont glissé) est très importante. On peut citer le 26 juillet 1983 en Corse où se sont plus de 20 500 ha de maquis et de forêt qui ont été consommé simultanément (20 594 ha exactement). Le pic d'intensité journalière en L-R a été de 8 323 ha pour la journée du 28 juillet 1976. En PACA, il faut noter que trois pics (par ailleurs très proches chronologiquement) se distinguent nettement des autres journées : le 1er août 1989 avec 13 427, 5 ha ; le 21 août 1990 avec 13 415, 1 ha et le 21 septembre 1990 avec 14 565,5 ha.

La taille des avalanches journalières de feux de forêt respecte la même logique que leur fréquence : les événements pris dans leur individualité n'apportent que très peu d'informations sur la nature complexe du phénomène auquel les sociétés méditerranéennes se confrontent presque quotidiennement. La structure statistique des chroniques nous apporte à l'inverse un nouvel éclairage sur le phénomène (*Figure 103*).

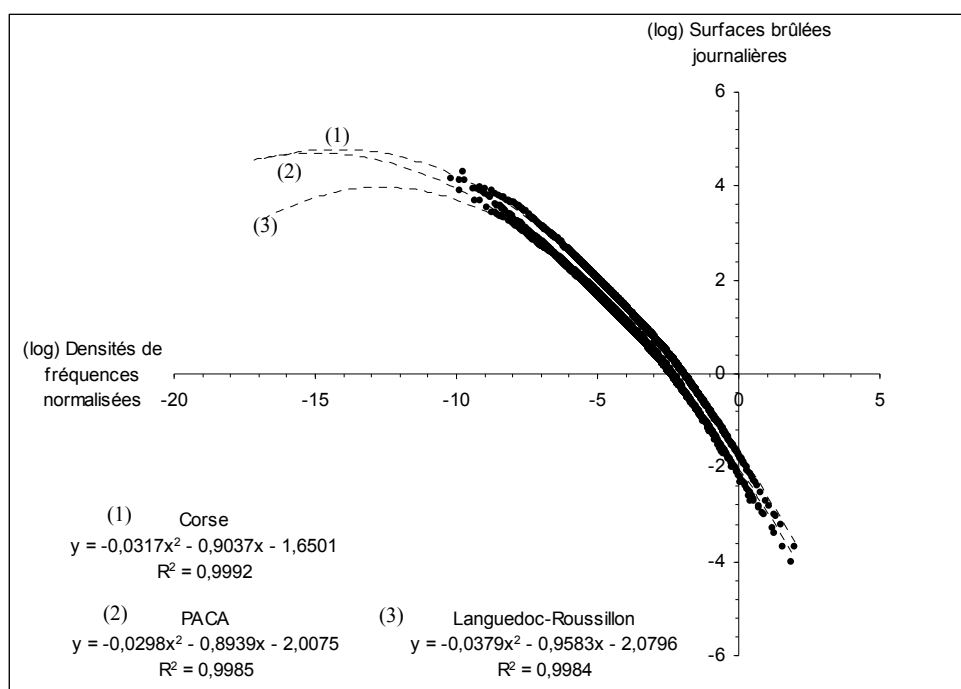


Figure 103. Les chroniques régionales de feux de forêt selon une loi puissance parabolique (1973-2006)

L'ajustement parabolique sur la distribution puissance des séries chronologiques est excellent dans les trois cas ($r^2 \geq 0,998$). Le prolongement de cette droite d'ajustement (polynôme d'ordre deux) est simplement à vocation graphique et pas du tout à vocation prévisionnelle. L'intensité des journées à feux présente donc une covariance d'échelle, ce qui est un nouvel indicateur de la nature complexe du phénomène.

Non seulement en effet ces manifestations sont fractales, mais elles le sont également lorsqu'on adopte une approche temporelle (journalière). C'est donc une double fractalité qui le caractérise. Il existe donc une relation étroite entre la taille globale des avalanches de feux pour une journée et la fréquence des journées qui se ressemblent. L'observateur qui se placerait de façon à pouvoir suivre le rythme quotidien du phénomène serait donc frappé par sa très grande irrégularité (malgré les cycles saisonniers). Le désordre règne dans l'ordre des saisons. C'est ce qui gêne considérablement l'appréhension que d'aucun se fait normalement des feux de forêt : comment une forme de chaos peut émerger d'un système éminemment déterministe ? Nous avons déjà eu une explication intéressante avec le principe de l'auto-organisation critique (Bak, 1987). À l'avenir, il faudra vérifier si ce système relève du chaos déterministe.

Le modèle Fractal Parabolique (Laherrère, 1996 ; Martin, 2003, 2004) est très performant puisqu'il permet un ajustement presque parfait aux séries hiérarchiques régionales. Le coefficient de courbure (noté Cc) est sensiblement égal entre les distributions de la Corse et de PACA ($Cc = -0,0317$ et $Cc = -0,0218$). Par contre, comme pour les événements, la chronique de feux en L-R présente une courbure supérieure aux autres ($Cc = -0,0379$). Quotidiennement, le phénomène éprouve des difficultés, dans cette région plus qu'ailleurs, à se manifester simultanément avec beaucoup d'amplitude. Il y a certes quelques journées très denses en termes d'avalanches de feux (on a déjà cité le cas du 3 août 1983 et du 8 septembre 2001 pour le nombre de feux et du 28 juillet 1976 pour la quantité de surface brûlée), mais ce sont des cas très isolés. Les journées ont plutôt tendance à avoir des valeurs assez « tassées » dans un intervalle qui ne dépasse que très rarement les 500 ha. Pour nous permettre d'avoir un raisonnement plus fin sur la structure en loi puissance des chroniques de feux, nous désagrégeons les données pour les étudier à une échelle départementale.

6.2.2 *La covariance d'échelle dans les chroniques départementales*

C'est donc sur les quatorze départements du Sud-est de la France que nous poursuivons ce travail. Il s'agit de conserver notre démarche de différenciation spatiale tout en recherchant une corrélation entre le paramètre Cc et $-b-$ du modèle Fractal Parabolique.

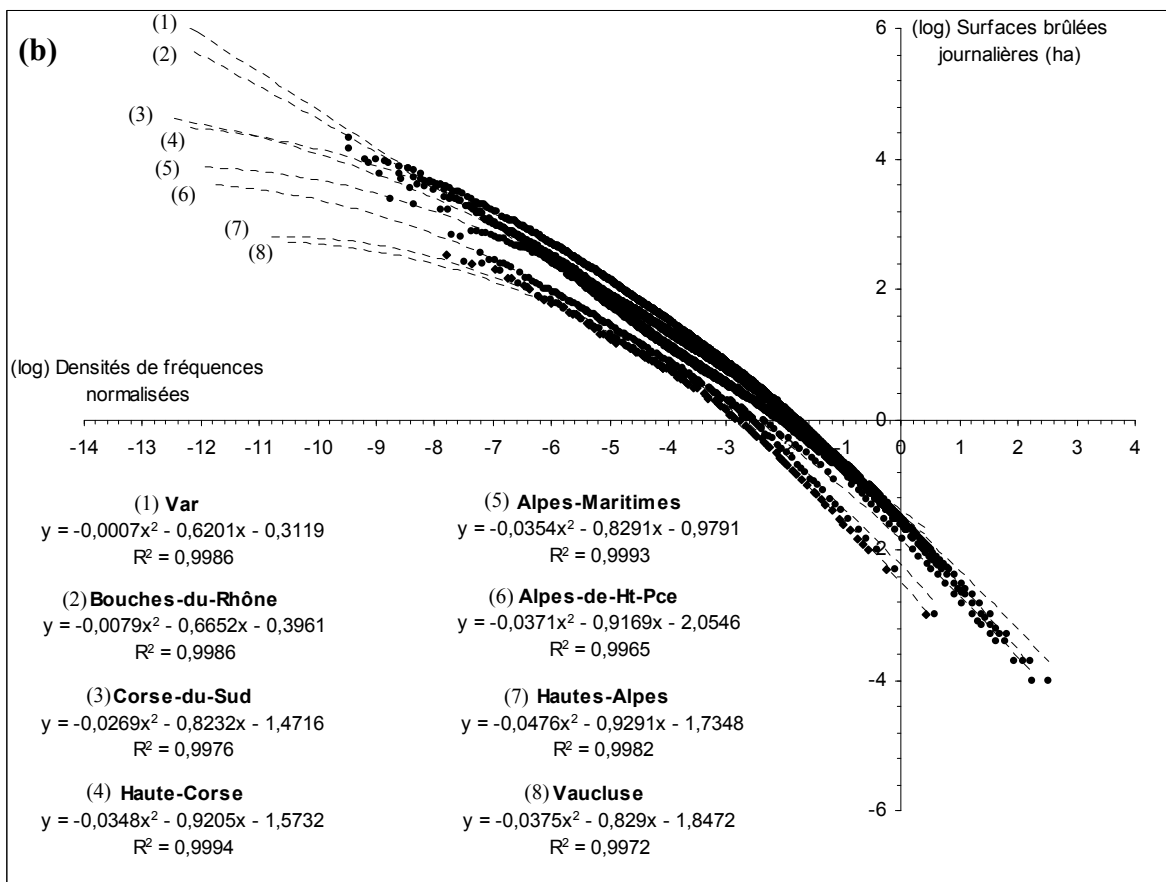
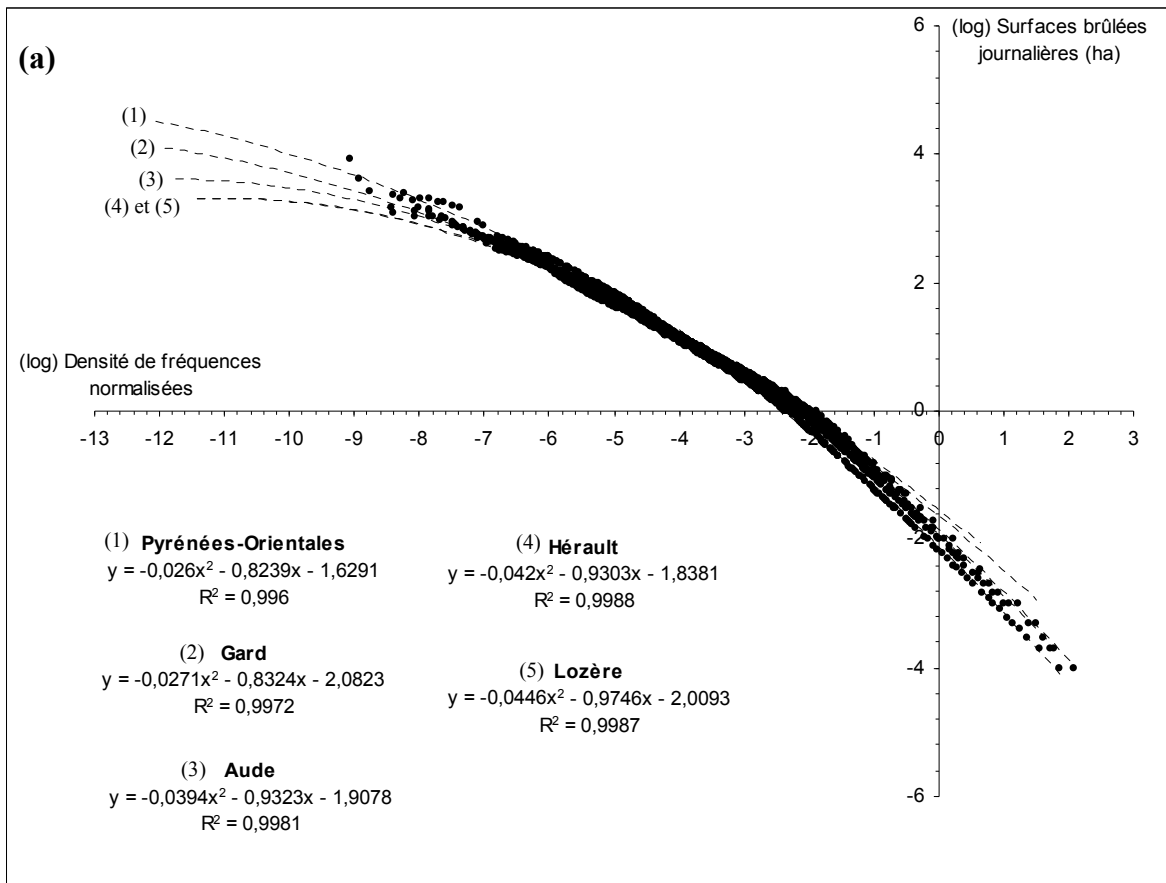


Figure 104. Covariance d'échelle des chroniques départementales de feux de forêt (1973-2006)

L'approche de l'irrégularité du phénomène non plus par événement (TSB) mais par groupes d'événements selon le jour de leur occurrence (TSBJ) suppose que l'on envisage chaque feu comme une simple manifestation épisodique liée à l'état critique du système. Chaque département est considéré comme un système à part entière et la résolution journalière est notre grille de lecture de son état. Comme à l'échelle régionale, le phénomène, lorsqu'il est envisagé de cette manière, se structure selon une loi puissance. La forme de cette structure se module néanmoins selon les espaces.

Les cinq départements du Languedoc-Roussillon (a) présentent des profils paraboliques de leur loi puissance relativement homogènes. Le rapport entre la quantité de végétation brûlée en un jour selon leur fréquence est toujours excellent ($r^2 \geq 0,996$) et dans les cinq cas, la courbure est assez forte. On peut cependant distinguer le Gard ($Cc = -0,027$) et les Pyrénées-Orientales ($Cc = -0,026$) qui présentent les valeurs les plus faibles. Dans ces deux départements, il semble que l'activité incendiaire journalière soit moins contrainte que dans les trois autres entités administratives. En effet, l'Hérault, l'Aude et la Lozère ont des chroniques de feux fortement courbes ($Cc = -0,0394$ pour l'Aude ; $Cc = -0,042$ pour l'Hérault et $Cc = -0,045$ pour la Lozère). A l'échelle de la journée, les multiples avalanches de feux de forêt se structurent selon une covariance d'échelle qui prend différents visages selon les départements. Si nous n'observons pas d'exception à cette règle en Languedoc, il en est tout autrement en PACA et en Corse (b).

Les hiérarchies y sont en effet très différentes les unes des autres. Le Var et les Bouches-du-Rhône ont des chroniques qui respectent quasiment une loi parétienne stricte ($Cc = -0,0007$ pour le Var et $Cc = -0,0079$ pour les Bouches-du-Rhône). Cela indique que la distribution de probabilité telle que l'ont utilisée les chercheurs sur le sujet (Malamud et al., 2005 ; Millington et al., 2006 ; Fiorucci et al., 2006) est opérationnelle dans ces deux départements (surtout le Var). Il est donc *a priori* possible d'évaluer la durée de retour du phénomène selon sa taille. En réalité, ce n'est pas un événement en particulier qui est le sujet de l'ajustement parétien, mais bien un ensemble de feux à l'échelle de la journée. Cela indique que si l'on est incapable, à l'échelle d'un département, d'estimer la probabilité d'occurrence d'un grand feu (c'est ce que nous avons démontré dans le chapitre précédent), il en est tout autrement pour la connaissance théorique que, dans un jour prochain, les feux brûlent simultanément telle ou telle quantité de végétation. L'information est très importante pour les gestionnaires qui peuvent ainsi se donner des ordres de grandeur de l'activité journalière de leur problème.

Toutefois, la forme parétienne stricte ($Cc \approx 0$) ne se retrouve pas dans les autres départements du Sud-est de la France, ce qui rend caduc le calcul des probabilités tel qu'il est envisagé actuellement à l'étranger. Les deux départements corses ont ainsi des chroniques de feux relativement courbes. C'est surtout vrai pour la Haute-Corse dont le profil statistique de l'activité journalière du phénomène est identique à celui des Alpes-Maritimes ($Cc = -0,035$), et cela l'est un peu moins pour la Corse du Sud ($Cc = -0,027$). Le Vaucluse et les Alpes-de-Ht-Pce adoptent des chroniques fortement paraboliques ($Cc = -0,038$), ce qui indique probablement qu'à l'échelle de la journée, l'activité des feux est très hétérogène. Cette hétérogénéité quotidienne est par ailleurs extrême dans les Hautes-Alpes ($Cc = -0,048$). La synthèse des paramètres du modèle Fractal Parabolique pour les différentes chroniques est présentée dans le tableau ci-dessous.

	Nb jours avec feux	% du temps	Cc	b	C	r^2	Indice k
Vaucluse	2 069	16,7	-0,038	0,829	1,85	0,997	-0,03
Var	5 509	44,4	-0,001	0,620	0,31	0,999	0,00
Bouches-du-Rhône	3 709	29,9	-0,008	0,665	0,40	0,999	-0,01
Alpes-Maritimes	3 556	28,6	-0,035	0,829	0,98	0,999	-0,03
Alpes-de-Ht-Pce	908	7,3	-0,037	0,917	2,05	0,997	-0,03
Hautes-Alpes	503	4,1	-0,048	0,929	1,73	0,998	-0,04
Aude	2 148	17,3	-0,039	0,962	1,91	0,998	-0,04
Gard	2 986	24,1	-0,027	0,832	2,08	0,997	-0,02
Hérault	2 538	20,4	-0,042	0,930	1,84	0,999	-0,04
Lozère	641	5,2	-0,045	0,975	2,01	0,999	-0,04
Pyrénées-Orientales	2 291	18,5	-0,026	0,824	1,63	0,996	-0,02
Corse-du-Sud	4 479	36,1	-0,027	0,823	0,47	0,998	-0,02
Haute-Corse	3 906	31,5	-0,035	0,921	1,57	0,999	-0,03

Figure 105. Chroniques journalière des feux et loi puissance parabolique : tableau de synthèse

Il est intéressant de constater que dans le département du Var, le phénomène feu de forêt a émergé durant plus de 44 % des 12 418 jours de recensement (1973-2006). Cette valeur est assez énorme puisque dans les mentalités, peu ou pas de chercheurs ont en tête cette omniprésence du phénomène. Certes, certaines journées ne comportent qu'un seul feu, mais l'activité est tout de même présente. Par ailleurs, les deux départements corses, les Bouches-du-Rhône et les Alpes-Maritimes ont produit des feux durant environ 30 % du temps (jusqu'à 36 % pour la Corse-du-Sud). Ces chiffres nous indiquent que l'énergie qui entre et qui s'accumule dans le système est quotidiennement dissipée (en partie seulement) par les incendies de forêt. Le coefficient de détermination est par ailleurs presque parfait pour toutes les séries chronologiques ($r^2 \geq 0,996$). Les paramètres Cc et $-b$ du modèle FP sont reportés dans ce tableau. Nous souhaitons par ailleurs tester la corrélation entre ces deux paramètres comme nous l'avons fait dans les chapitres précédents (Figure 106).

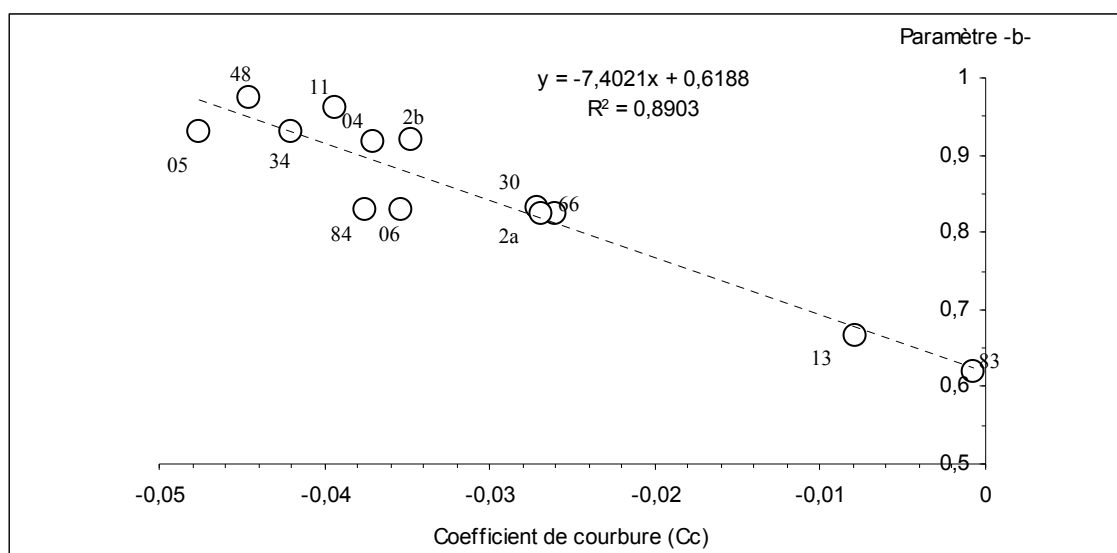


Figure 106. Corrélation des paramètres Cc et $-b-$ du modèle FP appliqué aux chroniques départementales d'incendies de forêt (1973-2006)

La corrélation entre ces deux paramètres est globalement bonne ($r^2 = 0,89$). Elle est approximativement identique à celle que l'on a calculée pour les distributions des TSB⁵⁴ ($r^2 = 0,87$). L'intensité maximale journalière de l'activité incendiaire est donc largement liée aux contraintes globales (Cc) qui agissent, au quotidien, dans les espaces méditerranéens (structure spatiale, vents, humidité, températures, etc.). Toutes les valeurs de $-b-$ sont inférieures à 1, ce qui est un trait commun avec les résultats obtenus sur les TSB (voir p. 160). Cela indique sans doute un seuil minimum (en ha) pour l'intensité des feux les plus grands recensés dans les espaces en marge du climat méditerranéen (Hautes-Alpes et Lozère). Au-delà, l'activité incendiaire n'est sans doute pas possible. Par ailleurs, il faut considérer que lorsque $Cc = 0$ (loi puissance stricte), alors $-b- \approx 0,62$. Cette valeur est très proche de la dimension fractale de la *poussière de Cantor* (Cantor, 1883). Cette figure théorique invariante d'échelle est illustrée dans la figure p. 308. La dimension fractale (D) de l'ensemble de Cantor est calculée de la façon suivante :

$$D = \frac{\ln 2}{\ln 3} \approx 0,63$$

Cette valeur est similaire à la valeur obtenue pour $-b-$ dans les espaces qui imposent le moins de contraintes aux incendies. Il semblerait donc que la structure chronologique des incendies de forêt dans le Var est similaire à une *poussière de Cantor*, et que plus on s'écarte de cette valeur, plus la structure réelle s'écarte de ce modèle théorique.

⁵⁴ Tailles des Surfaces Brûlées

Néanmoins, le calcul des résidus nous permet de distinguer trois groupes de départements. Le premier concerne ceux dont l'intensité maximale journalière ($-b-$) est presque parfaitement corrélée aux contraintes (Cc). Il s'agit du Var (83), des Bouches-du-Rhône (13), de l'Hérault (34), de la Corse du Sud (2a), du Gard (30) et des Pyrénées-Orientales (66). Pour ces départements, la taille totale des avalanches de feux pour une journée est très cohérente par rapport aux difficultés qu'ont les feux à se propager quotidiennement.

Le deuxième groupe concerne les départements dont la taille globale des avalanches quotidiennes de feux a tendance à être sous dimensionnée par rapport aux contraintes. Trois départements correspondent à ce profil : les Alpes-Maritimes (06), Vaucluse (84) et Hautes-Alpes (05). Les plus grandes quantités de surfaces brûlées journalières ne sont pas aussi importantes qu'elles devraient être. L'écart au modèle atteint -7,5 % dans le Vaucluse.

Cet écart est plus réduit dans les deux autres entités administratives (-5,9 % dans les Alpes-Maritimes et -4,3 % dans les Hautes-Alpes). Il est possible que les conditions climatiques journalières soient plus variables dans ces trois départements qu'ailleurs. Mais, l'hypothèse la plus judicieuse serait de penser que ces trois espaces sont très hétérogènes physiquement et climatiquement, et que c'est cette hétérogénéité qui perturbe la propagation globale des feux à l'échelle de la journée.

Le troisième groupe concerne les départements dont les plus grandes quantités de surfaces brûlées sont anormalement élevées par rapport aux contraintes. Quatre départements correspondent à ce cas de figure : la Lozère (48), l'Aude (11), les Alpes-de-Haute-Pce (04) et la Haute-Corse (2b). L'écart au modèle atteint +5,7 % dans l'Aude et +5 % en Haute-Corse. Il est plus restreint ailleurs : +2,6 % dans les Alpes-de-Haute-Pce et +2,7 % en Lozère. Cette situation où l'intensité maximale de l'activité incendiaire tend à être plus importante que ce qu'elle devrait être théoriquement, reflète des espaces où existent des créneaux climatiques qui sont probablement très différents des conditions « normales » qui dominent, et qui permettent aux incendies de se déployer fortement dans l'espace durant ces journées. La gestion préventive y est donc problématique puisque les phénomènes intenses se concentrent dans des moments précis, qui sont plus ou moins nombreux selon que l'on se situe en Haute-Corse (3 906 jours avec feux) où en Lozère (641 jours avec feux).

Nous avons également calculé l'indice K ($Cc * b$) pour avoir une représentation synthétique du régime chronologique des feux de forêt. Puisque la corrélation entre les paramètres Cc et $-b$ est bonne ($r^2 = 0,89$), l'indice K reste tout à fait cohérent par rapport à la valeur de Cc . Cependant, il permet de « résumer » en quelque sorte la relation entre les contraintes climatiques et l'activité physique du phénomène, ce qui a l'avantage non négligeable de placer cet indicateur à la croisée des chemins entre la physique et la climatologie.

Le Var a un indice K qui démontre que l'activité journalière des feux se structure en une loi puissance stricte, ce qui confirme la pertinence des calculs sur la probabilité de retour des grands feux (Malamud et *al.*, 2005). Néanmoins, c'est plutôt la probabilité que certaines journées produisent de grandes surfaces brûlées qui est potentiellement quantifiable, ce qui nuance tout de même assez fortement ces approches (le feu dans son individualité reste imprévisible).

De plus, seul le Var est réellement concerné par cette invariance (et à un degré moindre les Bouches-du-Rhône), ce qui limite fortement les capacités actuelles de la communauté scientifique à faire des estimations probabilistes du phénomène feu à petite échelle (au sens géographique donc pour de grands espaces).

6.2.3 Différenciation des espaces méditerranéens selon les modalités de la dissipation de l'énergie

On peut dès lors comparer le résultat que l'on a obtenu ici sur la structuration en loi puissance des chroniques ($TSBJ$) avec celui obtenu précédemment sur les séries hiérarchiques des événements (TSB). Il s'agit de différencier les espaces selon la structuration statistique des feux à l'échelle des individus et des journées. L'irrégularité de la taille des feux est-elle corrélée à la fractalité temporelle du phénomène ? Pour répondre à cette question, nous projetons sur même graphique les valeurs de l'indice K des séries d'événements et celles des chroniques (*Figure 107*).

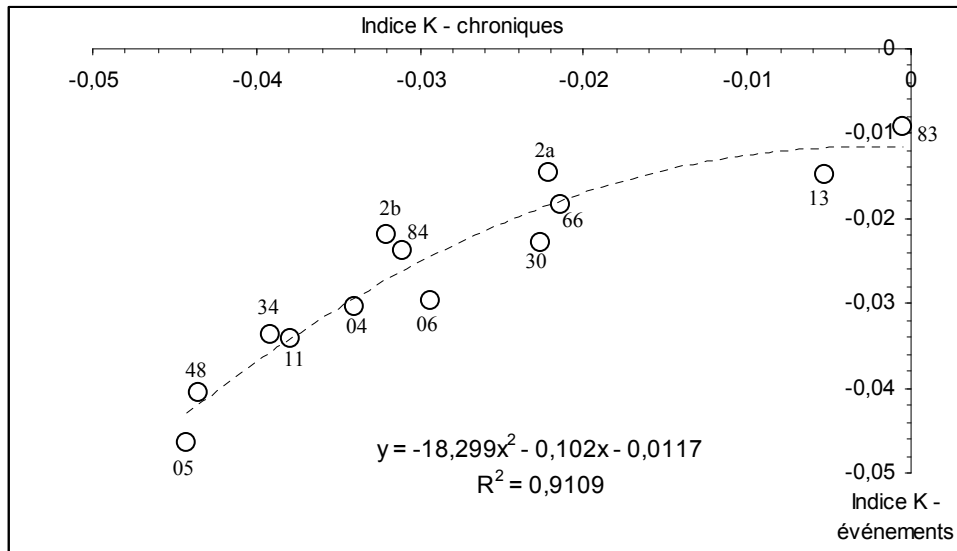


Figure 107. Corrélation entre la fractalité de la taille des feux et celle des chroniques

Les points s'ajustent presque parfaitement selon une régression polynomiale du second degré ($r^2 = 0,91$). La covariance des chroniques (*TSBJ*) et celle des tailles des feux (*TSB*) sont ainsi étroitement liées, ce qui est plutôt logique par ailleurs.

En effet, ce sont les mêmes feux qui sont étudiés, mais de deux manières différentes. Deux informations sont plus instructives. La première concerne la forme de l'ajustement. On retrouve une nouvelle fois une forme parabolique dans la structuration statistique du phénomène. Celle-ci est assez difficile à comprendre. Cela semble nous indiquer que lorsque la structure chronologique tend vers une loi puissance stricte (lorsque les valeurs en x tendent vers 0), les événements tendent également vers une loi puissance stricte (les valeurs en y tendent aussi vers 0) mais avec une dérive de plus en plus forte. Globalement, la courbure de la droite de régression est vraiment extrême (-18,3) ce qui indique que la relation entre la fractalité temporelle (*TSBJ*) et la fractalité de la taille des événements (*TSB*) est particulière. Cela semble dû au lissage que fait intervenir la sommation journalière, mais il faudrait le vérifier. Ainsi, l'indice K des événements (*TSB*) plafonne après avoir diminué très vite. Ce n'est pas évident à interpréter.

Pour essayer de comprendre les mécanismes qui sont derrière cette double fractalité, nous calculons pour chaque département l'écart au modèle théorique à l'aide l'équation fournie dans le graphique ci-dessus.

L'équation qui sert de support au calcul des résidus est la suivante :

$$y = -18,299 x^2 - 0,102 x - 0,0117$$

Avec cette étape d'analyse, nous pouvons tenter de différencier les espaces selon les modalités avec lesquelles les feux de forêt se sont manifestés entre 1973 et 2006. Pour certains, l'agressivité du phénomène se révèle surtout par quelques individualités. Ce mécanisme est alors illustré par une forme de la distribution des TSB plus rectiligne que ce que laisserait prévoir l'irrégularité chronologique des feux (les valeurs surlignées en rouge dans le tableau ci-après). Les feux de forêt sont alors contraints globalement, mais certaines individualités peuvent être extrêmes. Le sentiment de surprise de l'observateur peut ainsi être important lorsqu'elles parviennent à émerger du système en dépassant ces contraintes.

À l'inverse, le phénomène se révèle dans d'autres espaces par un cumul de feux à l'échelle de la journée : la forme de la distribution des événements (TSB) est plus courbe que ce que laisserait prévoir l'irrégularité chronologique (les valeurs surlignées en bleu dans le tableau ci-dessous). Les feux sont cette fois contraints individuellement, mais pas globalement. L'état critique du système se révèle alors journalièrement par l'émergence simultanée d'une multitude de feux, dont certains de taille importante. Cette émergence ubiquiste (plusieurs feux dans des lieux différents au même moment) pose, on le comprend aisément, de gros problèmes à l'efficacité de la lutte.

	k-TSBJ (x)	k-TSB	k-TSB-théorique	résidus	% résidus
Vaucluse	-0,0311	-0,024	-0,026	-0,002	-9,3
Var	-0,0004	-0,009	-0,012	-0,003	-22,1
Bouches-du-Rhône	-0,0053	-0,015	-0,012	0,003	26,9
Alpes-Maritimes	-0,0294	-0,030	-0,024	0,005	21,0
Alpes-de-Ht-Pce	-0,0340	-0,030	-0,029	0,001	3,3
Hautes-Alpes	-0,0442	-0,047	-0,043	0,004	8,3
Aude	-0,0379	-0,034	-0,034	0,000	0,5
Gard	-0,0226	-0,023	-0,019	0,004	21,9
Hérault	-0,0391	-0,034	-0,036	-0,002	-5,5
Lozère	-0,0435	-0,041	-0,042	-0,001	-3,0
Pyrénées-Orientales	-0,0214	-0,018	-0,018	0,000	2,1
Corse-du-Sud	-0,0221	-0,015	-0,018	-0,004	-20,9
Haute-Corse	-0,0320	-0,022	-0,027	-0,005	-19,2

Figure 108. *Indice K des séries chronologiques et hiérarchiques : calcul des résidus*

Nous pouvons souligner que pour l'Aude et les Pyrénées-Orientales, la fractalité de leur série hiérarchique (TSB) est presque parfaitement corrélée à celle de leur chronique (TSBJ). En revanche, le Var, la Corse-du-Sud et la Haute-Corse présentent des séries hiérarchiques beaucoup plus rectilignes que ce que le fonctionnement temporel nous laisserait deviner. Cet écart est d'environ 20 % (-22,1 pour le Var ; -20,9 pour la Corse-du-Sud et -19,2 pour la Haute-Corse). Les feux dans ces espaces semblent moins dépendants des autres feux qui ont émergé le même jour. On peut même supposer que l'intensité du phénomène se révèle par des feux isolés, soudains, très grands et donc très difficiles à anticiper. Il nous semble que ce fonctionnement soit probablement lié à la forte continuité spatiale du substrat végétal, offrant ainsi à la dynamique du phénomène les moyens de s'exprimer aussi intensément événement par événement.

La situation inverse se retrouve dans les Bouches-du-Rhône, les Alpes-Maritimes et le Gard. La courbure des séries hiérarchiques (TSB) est beaucoup « trop » forte par rapport à celle des chroniques (TSBJ). Cet écart est d'environ 20 % (+21 % pour les Alpes-Maritimes ; +21,9 % dans le Gard et jusqu'à +26,9 % dans les Bouches-du-Rhône). Les feux dans leur individualité ont globalement des difficultés à se propager : c'est donc par la simultanéité que nous pouvons comprendre le régime des feux dans ces espaces. Le système produit des avalanches de feux en parallèle (nous avons parlé d'une « émergence ubiquiste »), ce qui est très difficile à gérer. La principale faiblesse du système de lutte est en effet la simultanéité des feux puisque les moyens terrestres et aériens doivent se dissocier les uns des autres, diminuant ainsi leur efficacité de manière notable. Cette information nous indique néanmoins que lorsqu'un feu émerge dans un de ces systèmes, il est fort probable que d'autres avalanches de feux se déclencheront le même jour. Ce fonctionnement concerne probablement les espaces où la continuité végétale est faible, ce qui a pour conséquence d'opposer de fortes contraintes structurelles à la diffusion du feu dans le milieu (effet multiple de barrière).

Le régime des feux dans les espaces méditerranéens français semble globalement être de deux ordres : soit plutôt journalier (Bouches-du-Rhône, Alpes-Maritimes et Gard), ce qui implique que la criticalité du système se révèle par une émergence incendiaire ubiquiste (plusieurs feux se diffusant le même jour) ; soit plutôt par une émergence incendiaire « royale » (par extension de *l'effet-roi* étudié précédemment) qui concerne particulièrement le Var, la Corse-du-Sud et la Haute-Corse. Pour ces espaces, la criticalité du système est perceptible par de grandes avalanches de feux très différentes des autres événements journaliers et qui bouleversent la statistique précédente. Dans les deux cas, c'est bien à l'aide une structure parabolique de la loi puissance que nous mettons en évidence le fonctionnement des régimes de feux.

Nous parlons alors d'une structure statistique covariance d'échelle. Cette approche statistique, utilisée dans une perspective de différenciation des espaces, se situe à l'interface des modélisations physiques et climatiques qui participent, chacune à leurs échelles, à la compréhension de la variabilité du phénomène.

Lorsque l'on utilise simplement les indices de risques, qui sont une synthèse aboutie des différents modèles physiques et climatiques, la surprise peut malgré tout être très présente pour l'observateur. Celui-ci fait toujours face, de manière tout à fait imprévisible, à « (...) *un sursaut d'activité durant lequel les grains de sable tombent sans cesse autour de lui* » (Bak, 1996, p91). L'irrégularité fait partie prenante de ce système coopératif global, où chaque feu est conditionné par l'ensemble des feux du passé et conditionne de la même façon ceux à venir. Ce système coopératif global est toujours le même, mais il se manifeste avec des modalités différentes selon les espaces (ubiquité journalière ou effet-Roi).

On ne peut se représenter mentalement et, *a fortiori* comprendre un système auto-organisé critique, qu'en faisant preuve d'une abstraction intellectuelle d'un certain niveau (à la fois méthodologique et conceptuelle). Il est vrai que l'on s'écarte ainsi des cas particuliers et des situations particulières puisque cela implique de renoncer d'une certaine façon à l'idée que le monde est régi, uniquement, par des mécanismes causaux simples. Le monde, à l'image du phénomène feu de forêt, est souvent dans un état loin de l'équilibre où les bifurcations sont structurellement ancrées dans le système et sont, par définition, imprévisibles. Nous ne sommes donc qu'au début de la compréhension de ce phénomène à la fois destructeur pour les hommes et fondamentalement acteur de l'écosystème méditerranéen.

L'énergie est au centre de nos préoccupations. L'écosystème méditerranéen est une structure dissipative qui utilise l'incendie comme moyen de transfert vers l'atmosphère de l'énergie accumulée progressivement sur le substrat terrestre (croissance et densification de la végétation par l'intermédiaire de l'énergie solaire). C'est donc à un élément d'un cycle « naturel » global que les opérationnels des feux font face. L'énergie s'accumule plus ou moins lentement selon les espaces (exposition à la lumière, aux vents, aux précipitations) ; elle atteint ainsi au bout de durées différentes le seuil suffisant pour qu'un nouveau transfert énergétique ait lieu (le feu).

Quelle que soit la source de mise à feu, le système est prêt à faire poindre un incendie, et cette émergence se fait selon des modalités particulières qui dépendent des situations géographiques et de la structuration spatiale du combustible : les avalanches de feux peuvent être simultanées de sorte que la quantité totale d'énergie libérée purge les espaces en de multiples points (ubiquité journalière). Elles peuvent être également concentrées sur quelques événements majeurs qui se chargent à eux seuls du transfert global de l'énergie (effet-Roi). Ces deux modalités du transfert énergétique peuvent par ailleurs se retrouver mêlées (plusieurs feux important le même jour avec en plus un nouveau feu « roi »).

Il semble donc peu judicieux (sauf d'un point de vue politique et juridique) de se focaliser sur les éléments déclencheurs (qui a mis le feu ?) puisque cela ne nous enseigne rien sur la nature complexe du phénomène. On a pu en effet vérifier dans d'autres analyses que la forme de loi puissance ne varie pas pour un même espace selon que l'on envisage les feux accidentels, involontaires ou volontaires. Qu'ils soient dominés par une émergence plutôt ubiquiste ou par une émergence à effet-roi, les mécanismes au sein des régimes de feux dépassent cette appréhension assez « terre-à-terre ».

La carte ci-après (*Figure 109*) reprend les valeurs du tableau précédent (*Figure 108*) pour les départements du Sud-est de la France. À sa lecture, on peut se rendre compte de l'hétérogénéité spatiale avec laquelle l'activité incendiaire a pris corps entre 1973 et 2006. Cette activité est dominée quelquefois par les effets d'événements rares et destructeurs (Var, Corse-du-Sud et Haute-Corse). Cette modalité est celle qui provoque les plus grandes destructions puisqu'elle caractérise les trois espaces les plus soumis aux incendies de forêt. À l'opposé, on doit évoquer les départements où l'émergence du phénomène est plutôt dominée par une multitude de feux de taille moyenne qui apparaissent simultanément (le même jour). Le Gard, les Alpes-Maritimes et les Hautes-Alpes correspondent à ce cas de figure.

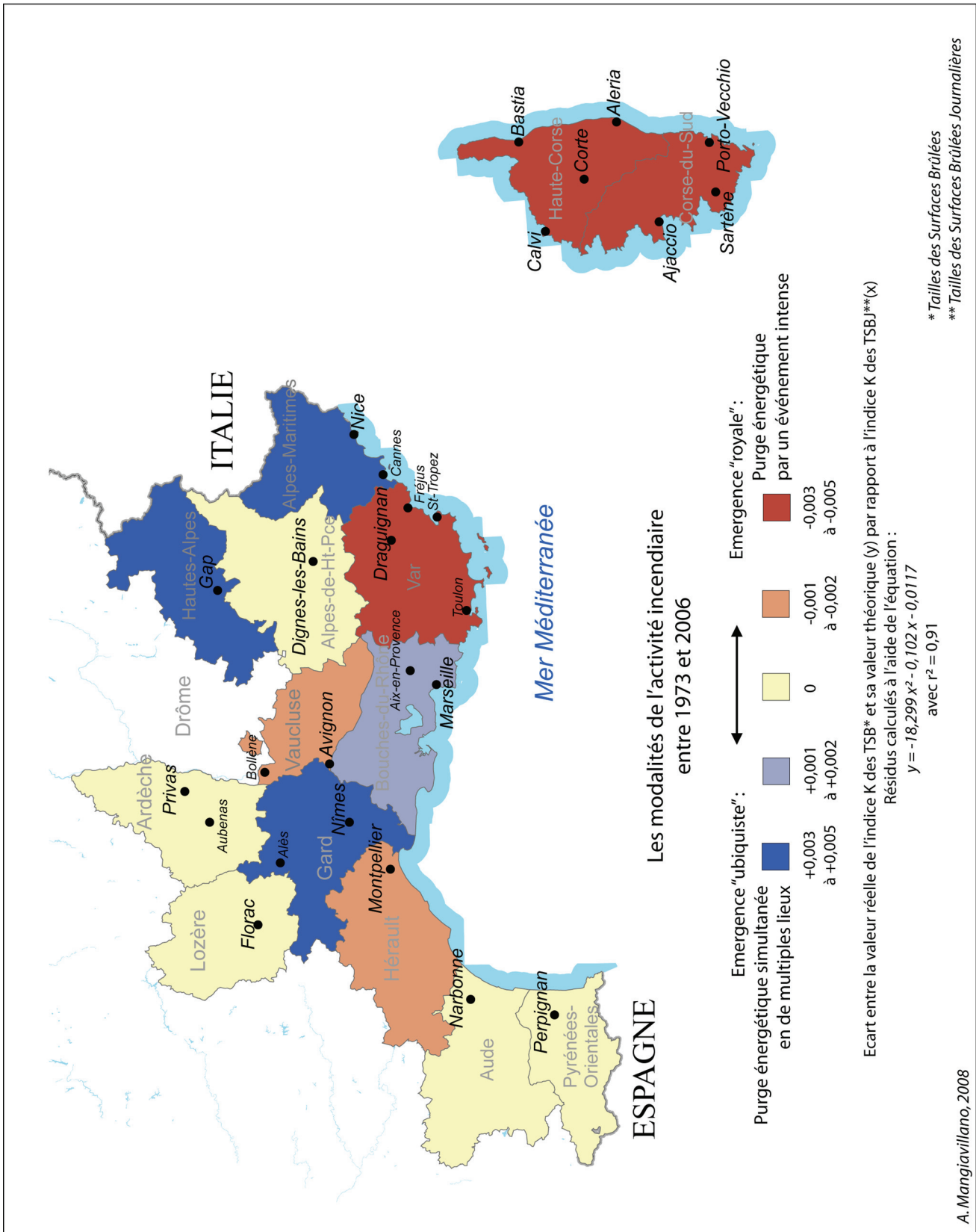


Figure 109. Les modalités de la dissipation énergétique journalière par les feux de forêt : entre « ubiquité » et « effet-roi »

Entre ces deux modalités extrêmes, les autres départements ne présentent pas de véritables signatures statistiques, signe peut-être que l'effet « roi » et l'ubiquité journalière se mêlent l'un avec l'autre et/ou alternent l'un, l'autre. Ces deux modalités de transfert énergétique par les feux de forêt sont probablement liées à l'agencement du substrat végétal, c'est-à-dire à sa fragmentation et donc à sa structure spatiale. Plus tard dans cette thèse, nous serons donc amenés à étudier la structure spatiale de la végétation et les formes physiques du phénomène qui doivent aussi très certainement présenter une signature fractale (Chapitre 8). C'est en tout cas ce que laissent entendre les simulations par automates-cellulaires (Bak *et al.*, 1990 ; Drossel et Schwabl, 1992) qui ont démontré la criticalité auto-organisée du phénomène feu de forêt.

Avant d'envisager l'irrégularité du phénomène feu dans sa dimension spatiale, nous poursuivons l'analyse de sa fractalité temporelle. Il n'est pas forcément judicieux de découper chaque série chronologique en autant de séries qu'elles couvrent d'années. En revanche, on peut vérifier si, pour un même espace, l'irrégularité chronologique de l'activité des feux varie selon la période de l'année. Nous avons préalablement montré que la structure statistique des feux (*TSB*) est nettement différente selon que l'on se situe en été ou dans les autres mois de l'année. Cette différence se retrouve-t-elle chronologiquement, c'est-à-dire pour les *Tailles des Surfaces Brûlées Journalières* (TSBJ) ? Les feux, en été, ont-ils tendance par exemple à être simultanés (régime « ubiquiste ») alors que ceux éclos entre l'automne et le printemps sont plutôt isolés (régime « royal ») ? Il est en effet probable que la dissipation de l'énergie dans l'écosystème méditerranéen se module selon les saisons et que cette modulation n'est pas non plus identique selon les espaces. On va donc chercher à mettre en lumière les différents régimes chronologiques de feux de forêt.

6.2.4 Modulation saisonnière de la dissipation journalière de l'énergie

Pour chaque chronique étudiée, les feux estivaux sont distingués des autres événements. Le premier résultat porte sur la chronique des feux dans l'espace méditerranéen tout entier (*Figure 110*). La pertinence de l'ajustement parabolique est excellente ($r^2 \geq 0,999$). Il est d'abord surprenant de constater que la chronique estivale et la chronique AHP (pour Automne, Hiver et Printemps) présentent un coefficient de courbure presque similaire ($Cc = -0,0456$ pour l'été et $Cc = -0,0476$ pour AHP). Quelle en est la signification ?

Probablement que le phénomène conserve une irrégularité journalière constante, en été comme dans le reste de l'année. C'est donc simplement la quantité de surface brûlée et le nombre de jours concernés qui changent, alors que la structure reste approximativement identique.

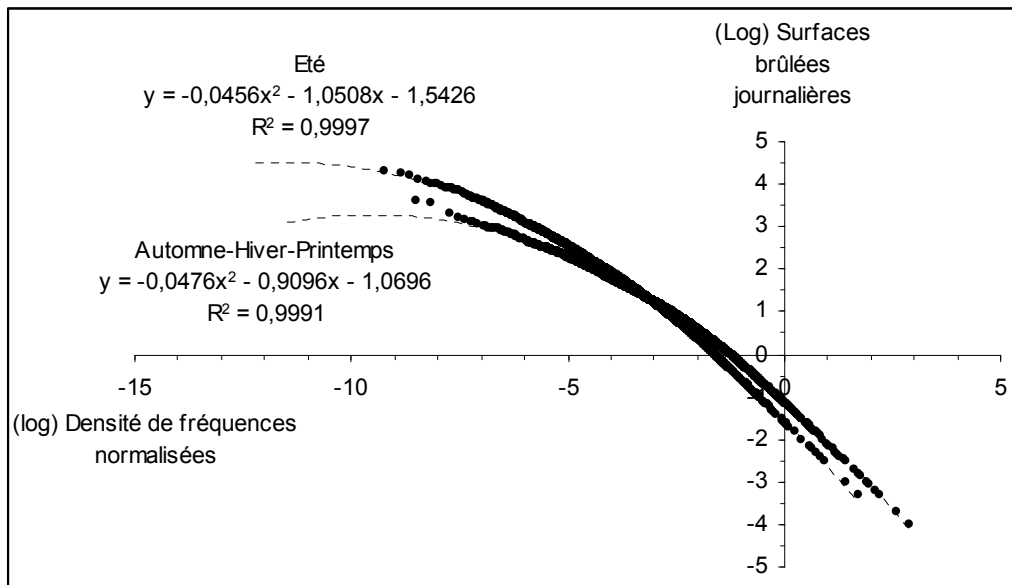


Figure 110. Modulation saisonnière de la structuration statistique des chroniques de feux dans l'espace méditerranéen

Les avalanches de feux sont certes plus importantes en été que le reste de l'année, mais, agrégées journalièrement, elles se structurent en amas quotidiens qui sont très loin de l'invariance d'échelle. L'utilisation du modèle puissance comme distribution de probabilité (Malamud et *al.*, 2005) n'est donc pas vraiment judicieuse puisque cela implique une inadéquation pour les grands et les petits feux (ils sont surestimés). Cette inadéquation est donc aussi prononcée pour la saison estivale que pour le reste de l'année.

Cependant, les deux distributions des TSBJ sont assez différentes. En effet, même si les courbures sont approximativement identiques, les deux distributions ne sont pas du tout superposées ni parallèles. Par rapport à la période AHP, les journées de la saison estivale présentent des quantités de surfaces brûlées nettement plus importantes (ce qui est parfaitement logique). À taille égale, elles sont par ailleurs plus fréquentes (c'est très clair à partir de 100 ha / jour, soit 2 en valeur logarithmique). A l'inverse, les plus petites valeurs sont plus nombreuses durant la période d'octobre à juin (AHP). Les journées très calmes (≤ 1 ha / jour) sont ainsi moins fréquentes en été que le reste de l'année. Cette double différence (pour les petits et les grands feux) nous donne l'image d'une distribution estivale qui « pivote » en un point tout en conservant une courbure identique. Il en résulte une distribution plus verticale (les tailles atteintes sont plus grandes).

Cependant, à l'échelle de l'espace méditerranéen, on peut être surpris du peu de différences entre les chroniques estivales et celles du reste de l'année (AHP). On peut chercher à affiner cette différenciation temporelle en désagrégant les données à l'échelle régionale. Les résultats sont représentés dans la figure ci-après (*Figure 111* p. 306).

La région Corse présente une structuration statistique des feux en été presque similaire à celle des feux éclos entre octobre et juin. A fréquence égale, c'est simplement la taille des événements qui est plus importante pour la période estivale. Cette correspondance entre les deux périodes saisonnières étudiées se retrouve à un degré moindre en Languedoc-Roussillon. Dans cette région, le coefficient de courbure est légèrement plus marqué pour la période d'octobre à juin ($Cc = -0,047$) que ce qu'il est durant l'été ($Cc = -0,039$). Cet écart nous indique que durant l'été, la simultanéité des feux est plus aisée à l'échelle régionale. Les larges contraintes climatiques semblent ainsi favoriser dans une certaine mesure ($\approx 10\%$) l'activité journalière du phénomène en été par rapport au reste de l'année.

L'écart entre la structure des chroniques estivales et celle de la période AHP est beaucoup plus flagrant en PACA. Là, le coefficient de courbure est deux fois moins important en été ($Cc = -0,027$) que dans la période d'octobre à juin ($Cc = -0,043$). Cette fois, on peut légitimement penser que l'activité quotidienne incendiaire est radicalement différente selon la période à laquelle on l'analyse. De ce point de vue là, on peut émettre l'hypothèse raisonnable que le régime des TSBJ (Tailles des Surfaces Brûlées Journalières) en été en PACA est caractérisé par la simultanéité des événements. Cette simultanéité estivale est plus importante qu'entre octobre et juin. Ceci explique en partie les difficultés spécifiques qu'impose la saison estivale à la gestion et à l'anticipation du phénomène par les opérationnels.

On peut se questionner sur les différences notables de structurations statistiques des chroniques de feux que l'on peut observer à l'échelle régionale. L'été en PACA, par l'emprise spatiale des conditions météorologiques favorables (anticyclones), semble permettre au phénomène de se manifester en plusieurs lieux, parfois très éloignés les uns des autres, dans un créneau de temps limité (la journée). Ailleurs, les espaces n'offrent probablement pas les mêmes facilités d'ubiquité au phénomène. Le feu se concentre plutôt dans des lieux précis, qu'il touche les uns après les autres, signalant là une structure spatiale plus fragmentée et des conditions météorologiques plus localisées et certainement épisodiques.

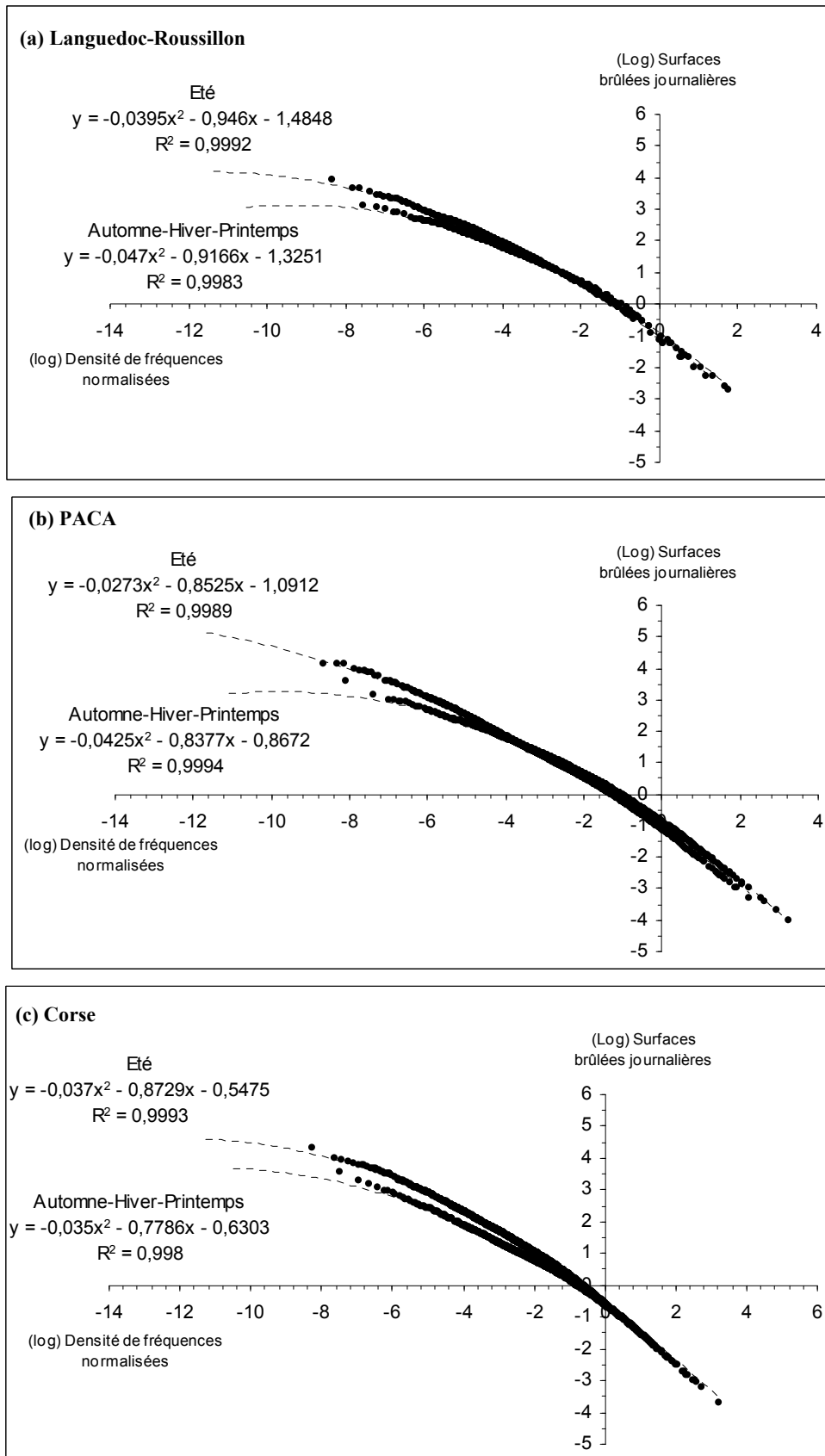


Figure 111. Modulation saisonnière de la structuration en loi puissance des chroniques régionales des feux de forêt (1973-2006)

Après cette approche statistique visant à modéliser les conditions de l'émergence du phénomène feu, nous voulons comprendre comment évoluent ces conditions selon le niveau d'intensité des incendies de forêt. En d'autres termes, il nous semble probable que, à l'instar des cycles éruptifs comme celui du Piton de la Fournaise (Dubois et Cheminée, 1988), le signal chronologique du phénomène soit fractal, et que cette fractalité doit évoluer directement selon le seuil envisagé (en ha / jour). *L'ensemble de Cantor* (Cantor, 1883) doit pouvoir nous aider dans cette tâche.

6.3 Ensemble de Cantor et la rythmicité incendiaire

Si l'approche fractale des séries de données sur les feux de forêt reste une démarche analytique très confidentielle (surtout en France), il en est tout autrement en ce qui concerne les tremblements de terre et les éruptions volcaniques. Or, on a pu voir au début de cette thèse que ces phénomènes présentent la même structuration statistique que celle qui nous intéresse tout particulièrement ici. Il semble alors judicieux de prendre le temps de décrire les travaux qui ont marqué la connaissance scientifique dans ces domaines.

6.3.1 *L'ensemble de Cantor et ses variantes mathématiques*

L'ensemble mathématique qui nous intéresse ici a d'abord été étudié par H. Smith (Smith, 1875) mais c'est surtout Georg Cantor (mathématicien allemand) qui va laisser son empreinte en proposant sa *théorie des ensembles* (Cantor, 1883). Il est considéré comme un jalon très important dans les travaux de B. Mandelbrot. L'ensemble de Cantor est l'attracteur des deux homothéties de rapport $1/3$. La figure la plus simple est celle de la poussière de Cantor (*Figure 112*). Cet ensemble débute par un simple segment. Puis, à chaque itération, on supprime le tiers central de chaque segment.

Le nombre de segments peut augmenter infiniment, alors que la longueur de l'ensemble reste bornée. On sera donc incapable, sur un détail, de décider quel est le grossissement auquel la poussière de Cantor aura été observée. Dans cette figure géométrique, l'invariance d'échelle est vérifiée.



Source : N. Jawaheer et B. Petit

Figure 112. La poussière de Cantor

Cette figure représente l'ensemble des réels ayant un développement en base 3 ne comportant que des 0 ou des 2. Ainsi, cette *poussière de Cantor* a la puissance du continu et est compacte. Ses parties sont non vides et ne sont pas des intervalles, sa longueur est nulle puisqu'à chaque itération, on perd 1/3 de la longueur : à chaque itération, elle est donc de $(2/3)^n$. Cet ensemble est un « monstre » fractal au sens de B. Mandelbrot (Mandelbrot, 1982).

Sa dimension fractale est :
$$\frac{\ln 2}{\ln 3} \approx 0,63$$

L'ensemble de Cantor est à l'origine de très nombreux « produits dérivés » que l'on présente brièvement dans la Figure 113 :

- Le *peigne de Cantor* (de hauteur infinie) illustre la construction surfacique de l'ensemble de Cantor.
- En substituant à chaque segment retranché une sphère de diamètre égal au segment, on obtient le *collier de Cantor*.
- Le *tapis de Sierpinsky* est l'attracteur de 8 homothéties de rapport 1/3 centrées aux sommets et aux milieux des côtés d'un carré :

$$D = 3 \frac{\ln 2}{\ln 3} \approx 1,9$$

- On peut également considérer un triangle équilatéral (on parle alors du *triangle de Cantor*), un carré, ou tout autre polygone régulier de côté unitaire, diviser chaque côté en trois parties égales, relier les points de division et enlever les parties centrales. La figure représentée ci-après illustre le résultat après avoir appliqué la procédure trois fois à un triangle équilatéral.

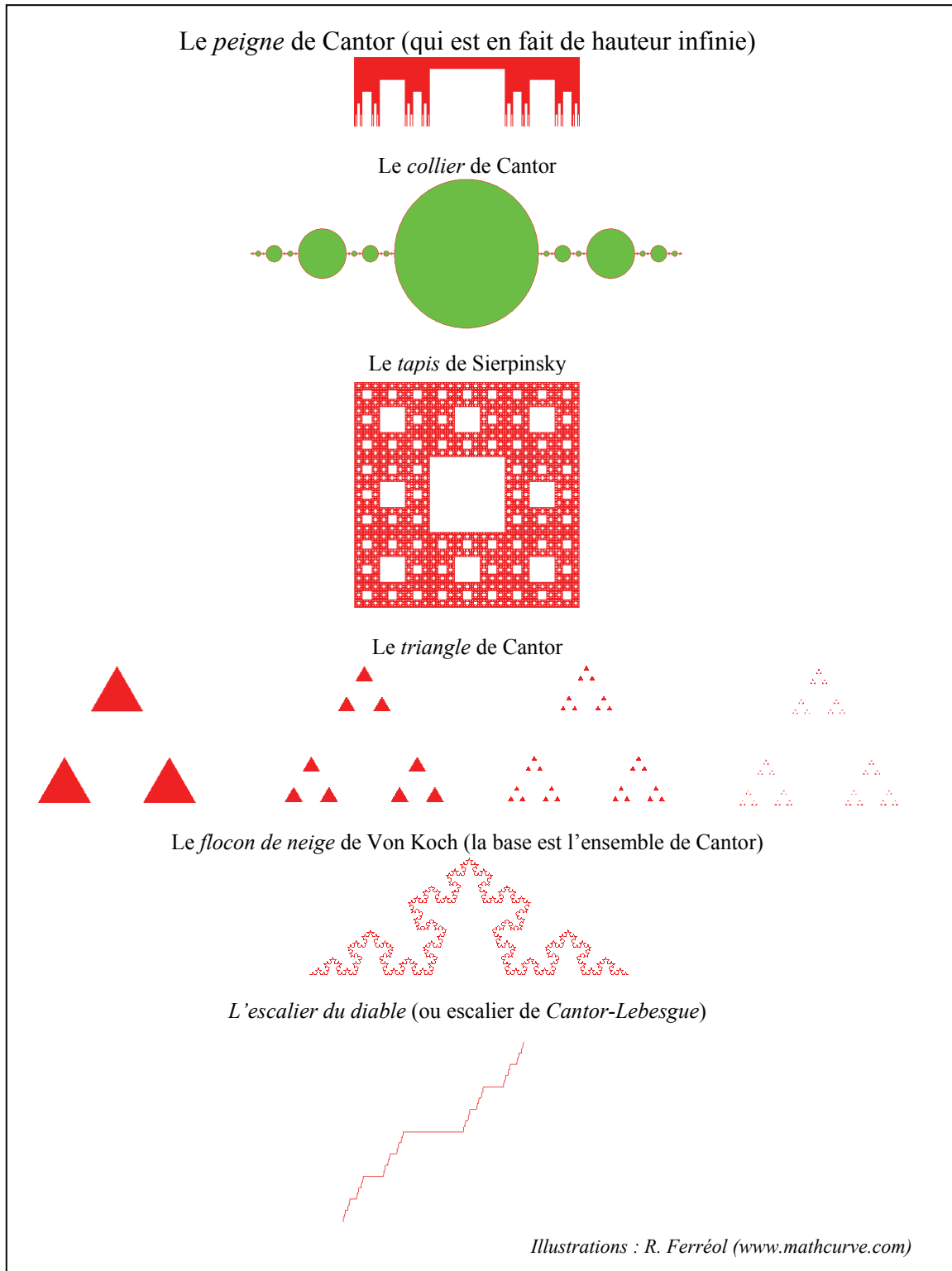


Figure 113. Différentes modalités de la poussière de Cantor

- La courbe de Von Koch (Von Koch, 1904), dite *flocon de neige*, est le premier exemple d'une « *courbe continue sans tangente, obtenue par une construction géométrique élémentaire* » (Koch, 1904). Cette courbe présente également le paradoxe d'être de longueur infinie bien que bornée et sans point d'asymptote. C'est le point de départ des fractales telles qu'elles ont été pensées par B. Mandelbrot à partir de 1975.

- *L'escalier du diable*, connu également sous le nom de courbe de *Cantor – Lebesgue*, a été découvert par Ludwig Scheeffer, élève de Cantor, en 1885. La fonction a été construite pour donner un exemple d'une fonction continue ayant une dérivée nulle presque partout et qui n'est cependant pas constante. Autrement dit, l'escalier du diable est ainsi nommé, car il est continu. Il a presque partout une tangente horizontale, et pourtant il monte.

Comme on le voit, la démarche analytique d'une série chronologique (cours de la bourse, débits journaliers d'un fleuve) peut s'inspirer d'un modèle mathématique très puissant et pourtant extrêmement simple. Notre volonté d'étudier l'irrégularité des séries de feux s'appuie sur un exemple fameux de la littérature portant sur les phénomènes physiques potentiellement destructeurs. Il s'agit des éruptions volcaniques.

6.3.2 *Rythmicité des éruptions volcaniques et poussière de Cantor*

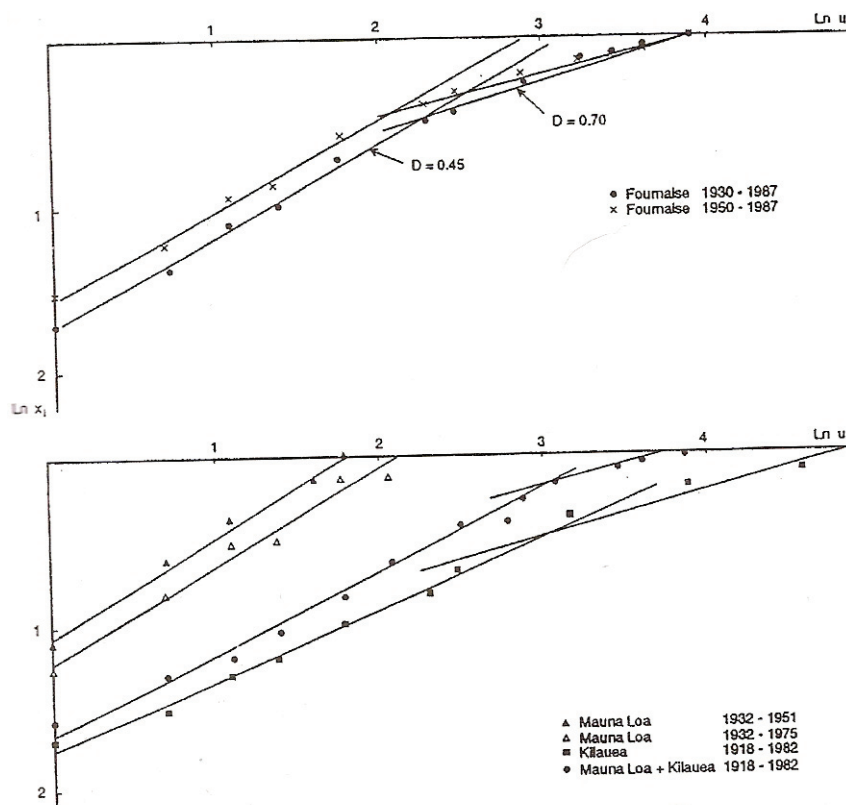
Il nous semble nécessaire de faire référence aux travaux de Jacques Dubois, professeur émérite à l'Institut de Physique du Globe de Paris (IPGP) récemment décédé, qui a utilisé le principe de la poussière de Cantor pour comprendre les cycles éruptifs du Piton de la Fournaise (Dubois et Cheminée, 1987, 1988, 1991). La motivation principale de l'étude fractale des éruptions volcaniques fut de tenter une amélioration de la prévision, mais surtout de la compréhension de l'enchaînement chronologique des éruptions au cours du temps (Dubois et Chaline, 2006). La démarche analytique est « *de coupler les analyses statistiques fractales aux observations des paramètres physiques enregistrés dans les observatoires volcaniques* » (Dubois et Chaline, 2006, p. 136). En dynamique non-linéaire, quatre méthodes sont alternativement utilisées pour étudier des séquences éruptives : la méthode de la poussière de Cantor (qui nous intéresse ici), celle de la fonction de corrélation, celle de l'application du premier retour et enfin la méthode de l'analyse multifractale.

Pour les personnes qui s'intéressent à la multifractalité, il est conseillé de suivre les travaux de Daniel Schertzer et son équipe du Centre National de la Recherche Météorologique (CNRM) et du CEREVE (UMR 102 du CNRS)⁵⁵.

⁵⁵ Un article a attiré tout particulièrement notre attention : *Extrêmes et multifractals en hydrologie : résultats, validations, perspectives* ; La Houille Blanche n°5-2006

L'approche des rythmes dans les séries chronologiques consiste à mesurer la dimension fractale pour une séquence donnée. Ce sont principalement les intermissions séparant deux débuts d'éruptions qui sont au centre des préoccupations des chercheurs⁵⁶. C'est ainsi que J. Dubois et J.L. Cheminée (1987, 1988 et 1993) ont pu démontrer que certains volcans (les études ont porté principalement sur le Piton de la Fournaise à la Réunion et sur les îles Hawaiï) présentent « deux valeurs caractéristiques de la dimension fractale des séquences éruptives » (Dubois et Chaline, 2006, p. 136). Nous reprenons le graphique que ces chercheurs ont proposé pour illustrer leurs résultats (Figure 114).

Ils ont ainsi interprété la double rythmicité apparente comme l'alternance des phases de remplissage et de vidange de deux chambres magmatiques dont les rythmes se superposent (ce qui donne les segments de droite que l'on peut voir dans le graphique). La plus petite valeur de la dimension fractale (D) donnerait une indication sur le comportement en rafale des éruptions (les intermissions courtes). La deuxième valeur de D traduirait un rythme plus régulier d'une chambre magmatique plus profonde.



Source : Dubois et Cheminée, 1991

Figure 114. Double rythmicité des séquences éruptives

⁵⁶ Ils ont également cherché à modéliser les intermissions entre la fin d'une éruption et le début d'une autre.

C'est par cette méthode que les chercheurs de l'Institut de Physique du Globe de Paris (IPGP) ont pu établir une typologie tout à fait intéressante des différents volcans dans le monde. Les volcans présentant une dimension fractale faible (comme le Mont *Saint-Helens* aux USA, le *Krakatau* en Indonésie ou la montagne *Pelée* en Martinique) sont des volcans très irréguliers et explosifs. L'irrégularité est un critère de risque non négligeable puisque les intermissions entre les événements peuvent varier de quelques années à plusieurs siècles (Dubois et Chaline, 2006). Les volcans qui présentent une structure fractale de leur chronique caractérisée par des valeurs fortes ($D = 0,8$ pour l'*Asama* au Japon) sont plus réguliers, ce qui ne signifie pas forcément qu'ils soient moins dangereux, car la rythmicité ne renseigne pas sur la nature du volcan (volcans explosifs, effusifs ou stromboliens, ces derniers étant à la fois explosifs et effusifs). Néanmoins, les volcans explosifs présentent presque toujours une très grande irrégularité comme on peut le voir dans le graphique ci-dessous.

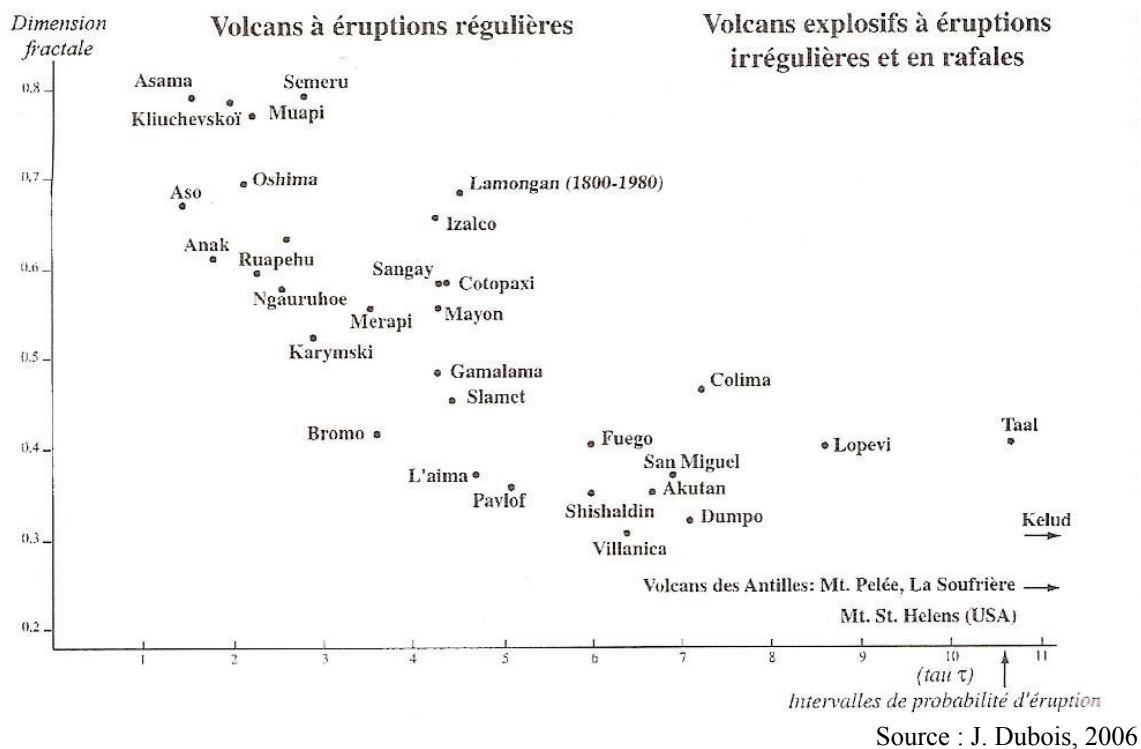


Figure 115. Typologie des grands volcans dans le monde selon la fractalité des intermissions entre les éruptions

Dans leurs travaux, l'intensité des éruptions volcaniques n'est pas un paramètre pris en compte. L'objet de l'étude est l'espace entre chaque éruption, leur intensité pouvant être minime ou au contraire colossale.

Pour l'analyse des chroniques d'incendies de forêt, nous souhaitons en plus étudier la variation du poids des intermissions entre les événements selon l'échelle à laquelle on les envisage (la *Taille des Surfaces Brûlées Journalières* évaluée en hectares). Nous détenons en effet une base de données suffisamment épaisse (par rapport aux éruptions volcaniques) pour étudier non pas une seule rythmicité de l'activité incendiaire, mais bien son évolution dans l'ordre des échelles des surfaces brûlées.

Il est par ailleurs intéressant de constater que les points relevés par les deux chercheurs (*Figure 115*) se répartissent le long d'une structure en réalité parabolique qui est « résumée » par deux segments de droite. On l'a déjà vu, ce choix de segments rectilignes pour rendre compte d'une distribution qui semble plutôt parabolique peut prêter à discussion. Cette remarque nous amène à poser l'hypothèse que la rythmicité des éruptions volcaniques se présente dans l'ordre des échelles (temporelles) non pas de manière binaire (en segments) mais évolue plutôt de manière continue. La dérive de la dimension fractale, structure très informative lorsque l'on étudie les séries de feux de forêt, semble se révéler ici également. Il est donc probable qu'elle puisse aider la communauté des vulcanologues à envisager autrement les mécanismes sous-jacents de cette irrégularité temporelle.

Il faut néanmoins admettre que les chercheurs en physique du globe ont désormais beaucoup de recul sur l'analyse fractale appliquée aux phénomènes physiques. Nous avons beaucoup à apprendre de leurs travaux et des différentes méthodologies développées (en sismologie, volcanologie et astronomie). Comme on le verra, elles peuvent tout à fait nous aider dans notre projet analytique du feu de forêt qui est un phénomène physique émergent avec en outre une interaction entre l'Homme et son milieu (ce qui le différencie un peu des autres phénomènes physiques). La différenciation des espaces selon l'irrégularité des événements se place alors dans la continuité logique de ce travail.

Les séries de données sur les éruptions volcaniques se prêtent bien, comme on vient de l'envisager succinctement, à l'analyse fractale. On sait déjà que l'étude des séismes donne aussi de très bons résultats avec cette approche. Il est tout à fait intéressant de constater que l'explication la plus admise par la communauté des chercheurs sur l'origine mécanique du fonctionnement fractal des chroniques d'éruptions est celle de l'auto-organisation critique (Lahaie et *al.*, 1996). À l'issue de leur modélisation multifractale, les auteurs ont clairement fait échos à un fonctionnement similaire à un tas de sable (l'analogie avec les incendies de forêt est ainsi remarquable).

Leur modèle explicatif est « *un réseau de multiples lentilles magmatiques correspondant à de nombreuses petites chambres proches de la surface, à la pression critique contrôlée par des perturbations faibles qui libèrent leur énergie sous la forme d'une distribution d'éruptions suivant des lois puissance et évoluant en état marginal stable* » (Dubois et Chaline, 2006, p. 141). La complexité du fonctionnement d'un volcan est donc liée à des règles élémentaires qui régissent les parties individuelles du volcan (les lentilles magmatiques). Pourtant, l'attention se porte généralement sur la taille de la macro-chambre magmatique susceptible de se vider. La complexité émerge de l'interaction non linéaire entre des éléments simples (les lentilles magmatiques). Grâce aux méthodes issues des théories de la complexité et des fractales, la compréhension du mécanisme profond d'un système dynamique comme un volcan est depuis quelques années plus satisfaisante (Dubois et Chaline, 2006). Il semble dès lors judicieux d'adopter une démarche analytique similaire pour explorer plus en profondeur le système des incendies de forêt. Il s'agit de confronter nos chroniques de feux de forêt avec la méthode de Cantor. Nous étudierons la rythmicité des incendies selon leur intensité (en ha/jour). L'objectif reste celui de proposer une nouvelle approche de différenciation des espaces et cela, à différentes échelles (bassin méditerranéen français, régions et départements).

6.3.3 *Rythmicité des incendies de forêt : approche cantorienne*

Pour estimer quantitativement l'irrégularité des intermissions entre les manifestations du phénomène feu, il convient de traiter en amont nos données. En effet, à ce stade de notre recherche, nous détenons des séries de données pour chaque entité administrative qui sont relatives à la taille de la surface brûlée journalière (que l'on a nommé TSBJ pour éviter une certaine lourdeur sémantique). Or, l'objectif de cette étape est de connaître l'irrégularité du signal en fonction de seuils. Il convient donc de choisir judicieusement les seuils en question.

Puisqu'une partie non négligeable du recensement des feux de forêt dans le Sud-est de la France (*Prométhée*) ne porte pas sur les événements inférieurs à 0,1 ha (< 1992), il est d'abord évident que le seuil minimum pour une analyse pertinente ne peut pas être en dessous de cette valeur. Le seuil de 0,1 ha / jour semble donc un bon compromis entre la finesse de l'analyse, surtout à petite échelle, c'est-à-dire pour de larges espaces (régions et départements), et la pertinence des résultats.

Par ailleurs, il faut rappeler que même si on se prive ainsi des manifestations les plus faibles du phénomène feu, l'approche journalière nous permet néanmoins de tenir compte des plus petits feux ($\leq 0,1$ ha) qui ont émergé dans un créneau de temps commun (un jour J). Nous avons pu voir dans les chapitres précédents que le recensement des feux de forêt s'est souvent attaché à estimer la surface des événements à partir de valeurs simples. C'est ainsi que le seuil de 1 ha est souvent utilisé dans les séries de données. Il semble là aussi judicieux de rester le plus proche possible des modalités de recensement des données, même s'il est vrai que cela donne quelques fois une vision artificielle des valeurs. Mais, raisonnablement, on ne peut pas reconstruire une base de données. Nous sommes obligés de tenir compte des limites de la base *Prométhée*, limites qui se sont progressivement amoindries pour arriver aujourd'hui à représenter la base de données de référence en Europe et probablement dans le monde. Le deuxième seuil pour mesurer l'irrégularité des intermissions entre les feux est donc fixé à 1 ha / jour.

Ensuite, il nous semble intéressant d'étudier la variabilité avec les feux dits « moyens » qui émergent selon les espaces. Nous étudions ces tailles moyennes avec un seuil à 10 ha qui présente l'intérêt non négligeable de pouvoir comparer par la suite la fractalité du signal selon un facteur 10 (0,1 ha ; 1 ha ; 10 ha). Néanmoins, nous avons pu voir précédemment qu'une très grande quantité d'événements se situent dans l'intervalle 1 ha – 10 ha. Pour rendre l'analyse plus fine, nous plaçons un seuil intermédiaire entre ces deux valeurs. C'est donc en plus du seuil à 0,1 ha et à 1 ha, deux autres seuils à partir desquels la fractalité des chroniques va être étudiée (5 ha et 10 ha). Pour continuer la même démarche de comparaison des résultats selon des seuils espacés d'un facteur 10, un nouveau seuil est fixé à 100 ha. Entre 10 ha et 100 ha, il nous semble judicieux d'intercaler une autre borne, c'est-à-dire 50 ha. Naturellement et pour prolonger l'analyse jusqu'à un seuil limite de 1 000 ha / jour (au-delà, il y a trop peu de valeurs), nous choisissons la valeur intermédiaire de 500 ha pour mesurer l'irrégularité des très grandes manifestations quotidiennes des feux de forêt.

C'est au total 7 seuils d'analyse de la fractalité des chroniques de feux de forêt qui ont été sélectionnées pour donner un aperçu le plus juste possible de l'amplitude des tailles du phénomène tout en n'alourdissant pas outre mesure la méthodologie. Deux exemples sont représentés dans la figure ci-dessous. Pour chaque seuil, nous codons en binaire (0 ; 1) la taille de la superficie brûlée journalière. La requête dans *Excel*© est très simple : si la taille $t \geq x$ alors 1 sinon 0. Le résultat se présente sous la forme d'une ligne plus ou moins fragmentée selon le seuil considéré. Ce résultat ressemble fortement à un signal de type morse qu'il convient de quantifier tout en suivant son évolution.

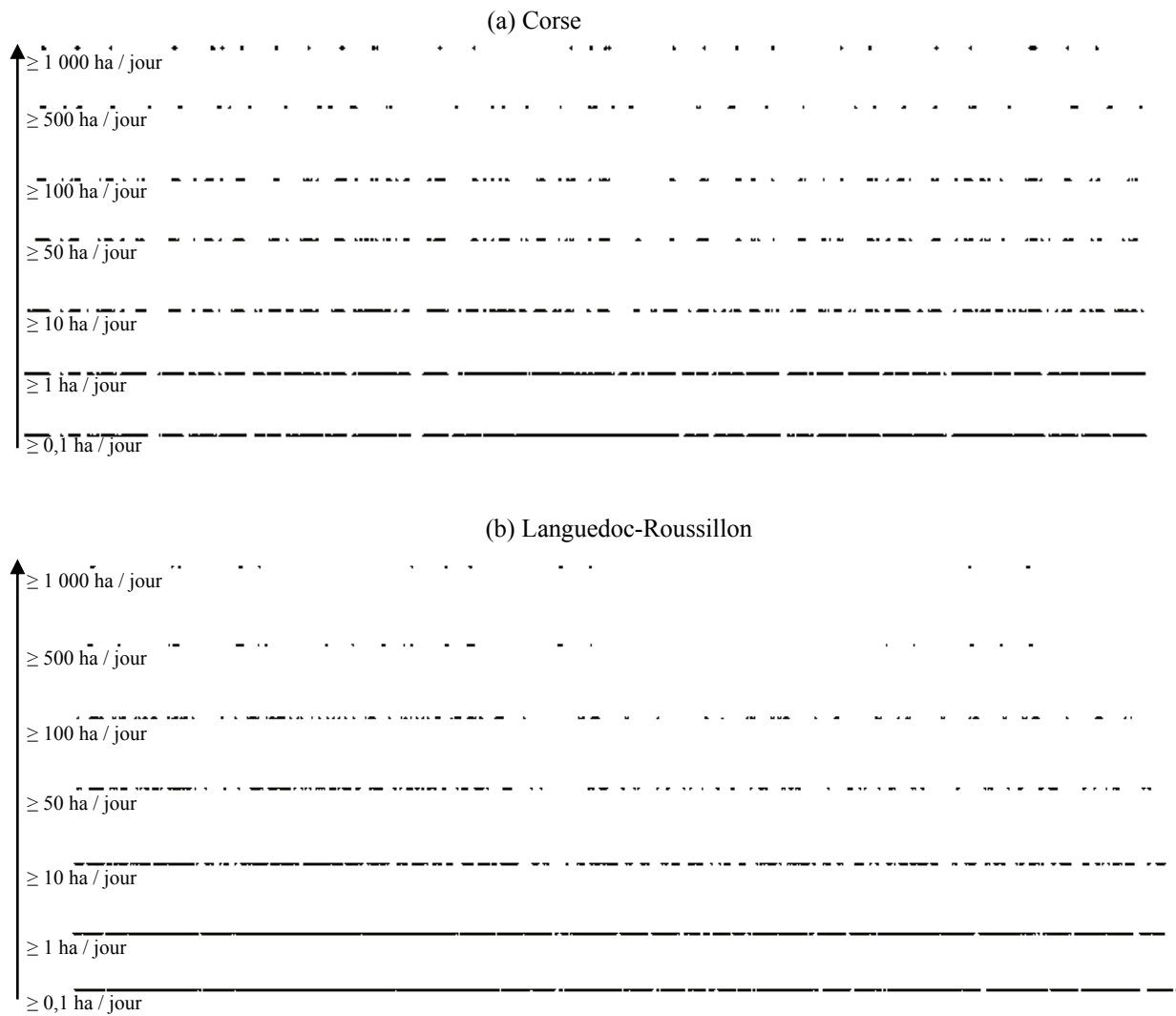


Figure 116. Intermissions dans les chroniques d'incendies de forêt entre 1973 et 2006

Comme on peut le constater, l'irrégularité des manifestations journalières du phénomène feu de forêt augmente à mesure que l'on se focalise sur les grandes tailles. Ceci est logique puisqu'il y a naturellement plus de petits feux que de grands (c'est d'ailleurs le principe de la loi puissance). Mais il faut noter qu'à seuil égal, cette irrégularité est relativement différente selon que l'on se situe en Corse ou en Languedoc-Roussillon.

L'analyse de la dimension fractale des chroniques de feux semble donc un bon moyen de différenciation des espaces. Nous allons nous en assurer. C'est à l'échelle la plus petite (au sens géographique donc la plus large) que nous débutons les analyses. Il s'agit du bassin méditerranéen français dans son ensemble étudié sur la totalité de la période étudiée (1973-2006) à partir de la base *Prométhée*. L'outil utilisé est le logiciel *Benoit*© dans sa version 1.2 de la société *TruSoft International Inc.* située à St. Petersburg (Floride).

C'est un outil extrêmement simple d'utilisation, largement reconnu et qui est employé couramment dans la littérature pour mener des analyses fractales sur des séries de données ou des formes physiques. Parce qu'à l'échelle globale l'amplitude des valeurs recensées dans la chronique est très importante, nous rajoutons des seuils supplémentaires pour augmenter la précision des résultats. Nous voulons exploiter au mieux la qualité des données.

La structure cantorienne de l'activité incendiaire peut difficilement, lorsque les valeurs sont segmentées en fonction de seuils multiples (en ha/jour), être envisagée selon sa courbure. En effet, même si, en théorie, la structure parabolique reste pertinente pour l'ensemble des ordres de grandeur du phénomène, la discrétisation peut, dans les faits, lisser la distribution de sorte à rendre illisible la courbure. C'est d'ailleurs la méthodologie qui a été choisie à l'étranger pour « masquer » la dérive continue de la dimension fractale (Ricotta *et al.*, 2001). On verra un peu plus tard les raisons de cela, mais il nous semble ainsi peut judicieux de persister dans une approche parabolique alors que l'objectif qui est conduit ici est d'observer l'évolution de l'irrégularité du signal incendiaire en fonction de seuils. On accepte ainsi une certaine part d'approximation (D sera en effet notre indicateur de l'irrégularité), mais qui est compensée par le suivi de D dans l'ordre des échelles du phénomène (pour 12 seuils en ha/jour). Ainsi, chaque chronique des feux ne sera pas caractérisée par une seule dimension fractale (D) mais bien par un tracé graphique illustrant l'augmentation, plus ou moins rapide selon les espaces, du poids des intermissions dans le signal incendiaire à mesure que l'on envisage les chroniques selon un seuil bas ($\geq 0,1$ ha/jour) ou au contraire haut ($\geq 2\,500$ ha/jour).

Par ailleurs, la méthode retenue pour le calcul de D est un peu différente de celle qui a été présentée dans le Chapitre 3 (à partir de la page 108). En effet, nous avons transformé les séries de valeurs des TSBJ en code binaire (la surface brûlée durant cette journée est-elle supérieure ou égale au seuil retenu ?). Chaque série (12 pour chaque espace) est donc constituée d'une suite plus ou moins fragmentée de 0 et de 1. C'est bien l'évolution de cette fragmentation dans l'ordre des échelles d'intensité du phénomène (en ha/jour) qui nous intéresse ici. Nous cherchons donc à quantifier et à suivre le degré de contiguïté des valeurs 1 (la surface brûlée le jour x est au moins égale au seuil demandé). Pour ce faire, nous utilisons une méthode de calcul de D qui se base sur l'exposant de Hurst (H). Cet exposant sera présenté en détail et largement exploité dans le chapitre suivant (Chapitre 7 à partir de la page 333). Ici, nous nous basons sur un rapport simple entre D et H reconnu dans la littérature (Mandelbrot, 1965, 1968, 1969) :

$$D = 2 - H$$

Cette méthode va être successivement employée sur chaque chronique et pour les différents seuils envisagés (12 au total). Si la méthode est quelque peu fastidieuse en raison de la préparation nécessaire des données, les résultats obtenus nous semblent en adéquation avec les objectifs de ce travail (*Figure 117* ci-dessous).

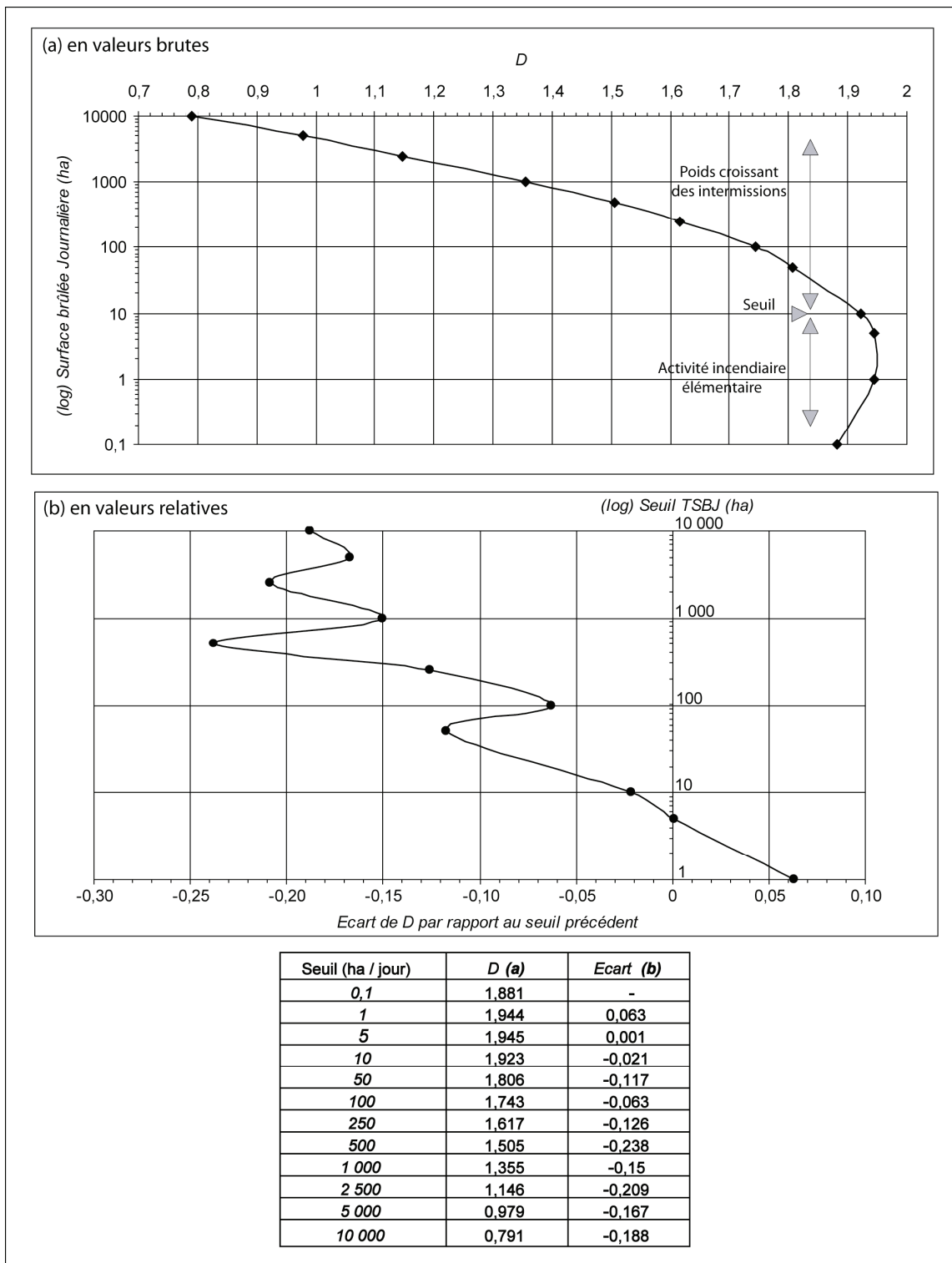


Figure 117. Variation à l'échelle du bassin méditerranéen français de la dimension fractale du signal chronologique incendiaire

En effet, et comme nous pouvons le constater dans la précédente, la variation de la dimension fractale des chroniques de feux est importante selon le seuil envisagé. En effet, la valeur de D est beaucoup plus forte lorsque le seuil (en ha/jour) est bas que lorsqu'il concerne des tailles élevées. Avec un D proche de 2, on pointe l'activité fréquente et régulière du phénomène. C'est en quelque sorte la situation quotidienne « normale » à laquelle se confrontent les sociétés humaines. Tous les jours, des feux dont la surface brûlée cumulée fait au moins 0,1 ha émergent dans la zone méditerranéenne française. Jusqu'à un seuil de 10 ha / jour, cette régularité est palpable puisqu'à ce seuil, D reste proche de 2 (1,9) et les variations de D liés aux changements de seuils sont faibles et continues dans la zone des faibles seuils (+/- 0,05 comme on peut le constater dans la figure b). Si $D = 2$, alors cela impliquerait que tous les points du plan seraient occupés. Donc l'écart à 2 « mesurera » une lacunarité globale et minimale pour seuil particulier de surface brûlée journalière. On peut ainsi avancer l'idée qu'à l'échelle du Sud-est de la France, le phénomène feu de forêt brûle quotidiennement jusqu'à environ 10 ha, ce qui représente son activité élémentaire.

Le phénomène est donc très rarement absent de l'espace méditerranéen. La surprise vient alors de son inactivité totale plutôt que de sa présence dans des proportions minimales (10 ha par rapport aux dizaines de milliers d'hectares d'espaces végétalisés). La valeur de 10 ha/jour est donc le point d'inflexion à partir de laquelle la lacunarité du signal chronologique incendiaire est de plus en plus palpable. En effet, alors que jusqu'à 10 ha / jour l'irrégularité du phénomène reste sensiblement la même selon les seuils, elle s'accroît franchement à partir de ce niveau. A 50 ha / jour, les intermissions entre les événements sont en effet plus présentes ce qui a pour conséquence de faire baisser nettement la valeur de D . A l'échelle du Sud-est méditerranéen français, l'activité de 10 ha / jour correspond ainsi un point important. On peut considérer qu'à ce niveau, le phénomène dépasse le seuil de son activité élémentaire. La fréquence des événements étant liée à leur taille (principe d'une structuration puissance qu'elle soit rectiligne ou parabolique), la dimension fractale baisse sensiblement à mesure que le regard se porte sur les seuils choisis de plus en plus importants (a).

Comme on peut le constater (b), il existe des sauts plus ou moins brusques selon les seuils. Chaque taille de surfaces brûlées journalières (TSBJ) influe avec une intensité différente sur l'irrégularité chronologique des manifestations du phénomène. Ces écarts de la valeur de D tendent à se faire progressivement régulier vers les plus grandes tailles (à partir d'un certain seuil d'environ 1 000 ha par jour pour le Sud-est mais on verra que cela varie selon les espaces).

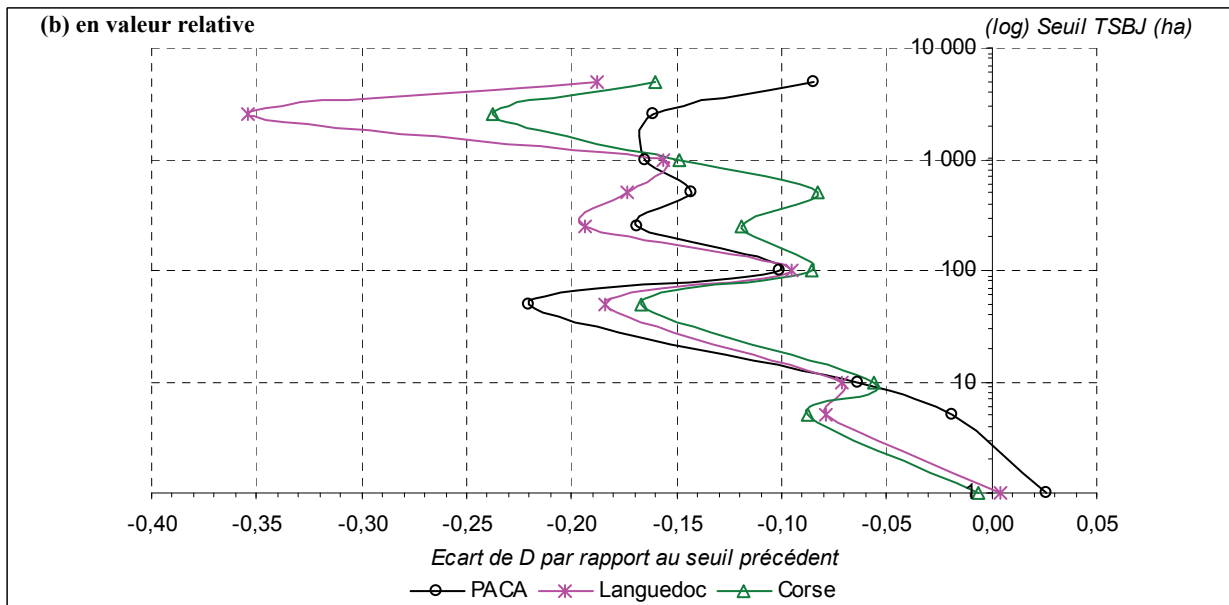
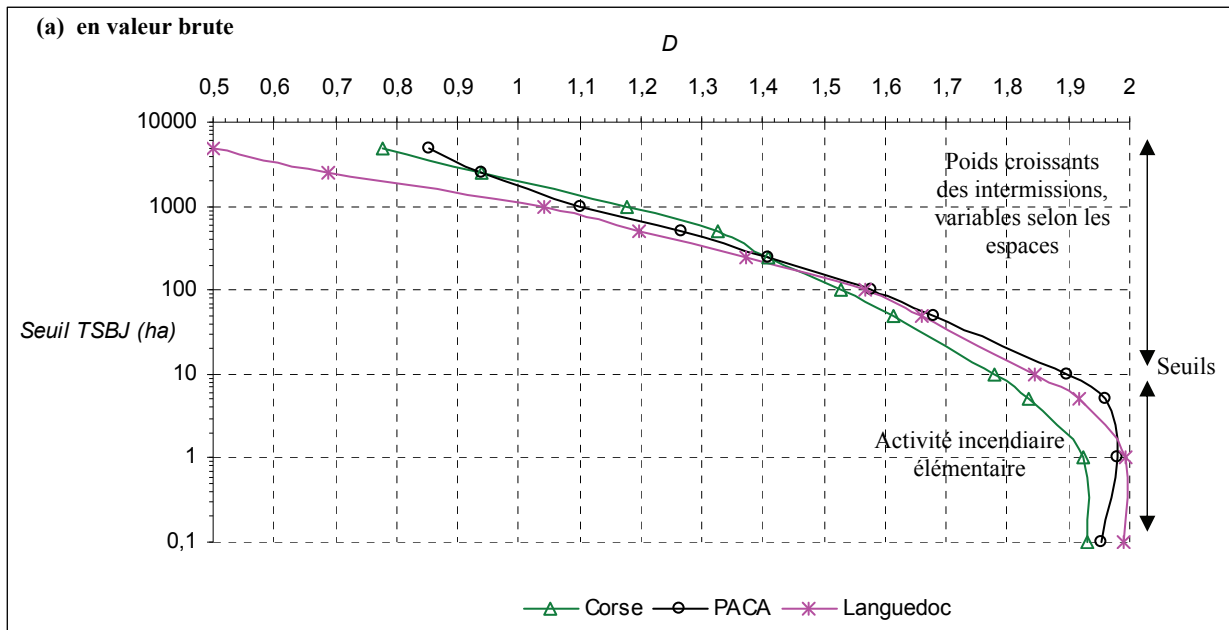
Cette situation exprime l'idée selon laquelle la variation du comportement en rafales du phénomène (idée proposée par J. Dubois pour les intermissions entre les éruptions volcaniques) est de plus en plus différente selon que l'on considère les écarts entre $\geq 2\,500$ ha et $\geq 5\,000$ ha, ou $\geq 5\,000$ ha et $\geq 10\,000$ ha. Il est très probable que D continue de baisser de manière notable si on élève encore les seuils étudiés. Cette diminution de D trouvera son terme ($D = 0$) lorsque aucune journée recensée (sur les quelques 12 400 répertoriées) ne correspond à la question posée (\geq seuil ?). Selon les espaces, cette limite sera naturellement atteinte plus ou moins rapidement.

Comme nous l'avons fait pour l'étude du modèle Fractal Parabolique (MFP) appliqué aux séries de feux de forêt, nous désagrégeons progressivement les données issues de la base *Prométhée*. En effet, notre objectif de recherche consiste à comprendre en quoi le changement des échelles modifie ou confirme les résultats obtenus à petite échelle (zone méditerranéenne). À seuil égal, les chroniques présentent-elles les mêmes irrégularités en PACA, en Languedoc-Roussillon ou en Corse que celles mesurées à l'échelle de la zone méditerranéenne française ?

- **Les chroniques d'incendies de forêt à l'échelle régionale selon la méthode de Cantor**

Les résultats sont présentés dans la *Figure 118* (p. 321). Il faut tout d'abord constater que l'évolution de la dimension fractale des chroniques régionales répond à la même logique de décroissance en fonction des seuils que celle que l'on a pu mettre en lumière à petite échelle. La structure chronologique du phénomène ne change donc pas de nature selon l'échelle géographique envisagée, ce qui confirme ce que l'on pu observer précédemment. Néanmoins, il faut remarquer certaines différences entre les trois régions du point de vue de leur rythme.

Jusqu'à 10 ha / jour, les trois chroniques régionales d'incendies présentent sensiblement la même irrégularité ($1,8 > D < 2$). On constate néanmoins que la Corse se distingue quelque peu des deux autres régions méditerranéennes avec une valeur de la dimension fractale plus faible. Il semblerait ainsi que les moments de latence du phénomène soient plus nombreux et prononcés en Corse que sur le continent. Nous verrons par la suite qu'en Corse, lorsque le phénomène incendiaire entre en activité, il le fait de manière plus intense qu'ailleurs. Le seuil de 10 ha / jour correspond à celui que l'on a pu mettre en lumière à l'échelle de la zone méditerranéenne. De ce point de vue, le changement d'échelles ne modifie pas la perception que l'on peut en avoir. L'activité élémentaire des incendies de forêt dans les trois régions méditerranéennes est donc inférieure ou égale à 10 ha / jour. C'est le point d'inflexion du tracé graphique, on l'a nommé seuil de l'activité incendiaire élémentaire.



Seuil (ha)	Dimension fractale (D)			Ecart à D du seuil précédent			
	PACA	Languedoc-R.	Corse	Seuil (ha)	PACA	Languedoc-R.	Corse
0,1	1,96	1,99	1,93	0,1	-	-	-
1	1,98	1,99	1,92	1	0,03	0,004	-0,006
5	1,96	1,92	1,84	5	-0,02	-0,08	-0,09
10	1,9	1,85	1,78	10	-0,06	-0,07	-0,06
50	1,68	1,66	1,61	50	-0,22	-0,18	-0,17
100	1,58	1,57	1,53	100	-0,1	-0,09	-0,09
250	1,41	1,37	1,41	250	-0,17	-0,19	-0,12
500	1,27	1,2	1,36	500	-0,14	-0,17	-0,08
1 000	1,1	1,04	1,18	1 000	-0,17	-0,16	-0,15
2 500	0,94	0,69	0,94	2 500	-0,16	-0,35	-0,24
5 000	0,85	0,5	0,78	5 000	-0,09	-0,19	-0,16

Figure 118. Variation dans l'ordre des échelles d'intensité du phénomène du poids des intermissions dans les activités incendiaires régionales

A partir du point d'inflexion de 10 ha/jour (seuil), l'irrégularité chronologique s'accroît à mesure que l'on considère des surfaces de plus en plus élevées. Jusqu'à un seuil compris entre 100 ha et 250 ha de végétation brûlée par jour, les trois régions voient leur irrégularité converger vers des valeurs relativement similaires (100 ha/jour : $D = 1,58$ pour PACA, 1,57 pour Languedoc-Roussillon et 1,53 pour la Corse ; 250 ha/jour : $D = 1,41$ pour PACA, 1,37 pour Languedoc-Roussillon et 1,41 pour la Corse). Ceci implique que les manifestations journalières des petits feux et des feux moyens sont globalement similaires, c'est-à-dire que les rythmes quotidiens présentent le même profil fractal. Cette convergence trouve son « apogée » au seuil de 250 ha / jour où les trois valeurs de D sont tout à fait identiques en PACA et en Corse (elle est plus faible en L-R).

Si les trois régions présentent globalement une activité incendiaire élémentaire similaire, il en est tout autrement dès que l'on observe les activités intenses (≥ 500 ha par jour). En effet, la région Languedoc-Roussillon présente une irrégularité qui s'accroît beaucoup plus fortement qu'en Corse et qu'en PACA. Au seuil de 500 ha brûlés par jour, l'irrégularité de la chronique languedocienne de feux de forêt est environ 20 % plus prononcée que celle de la Corse et environ 10 % que celle de PACA. La différenciation régionale devient plus aisée lorsque l'on considère les moments de forte activité incendiaire. Ainsi, on peut se rendre compte que les intermissions entre les moments de grande intensité des feux de forêt (2 500 ha / jour) sont plus nombreuses d'environ 35 % en Languedoc qu'en PACA et qu'en Corse.

Le Languedoc-Roussillon se distingue nettement des deux autres espaces méditerranéens par une variation de D plus horizontale, c'est-à-dire que la lacunarité du signal incendiaire augmente plus rapidement qu'ailleurs. Il semble ainsi que cet espace oppose plus de contraintes aux grands événements et que les périodes de retour pour ces moments particuliers, qui sont en outre les plus destructeurs, sont bien plus longues qu'ailleurs.

A l'inverse, PACA et la Corse ont des chroniques presque parfaitement identiques, et ce, quels que soient les niveaux d'intensité auxquels on se place. Même si les moments d'activité ne sont pas simultanés (il arrive en effet souvent que des grands feux se produisent sur le continent alors que la Corse observe une période de latence, et inversement), les deux activités temporelles prises dans leur globalité sont très proches l'une de l'autre. La durée des intermissions comme leurs espacements (la dimension fractale rend compte de ces deux paramètres) sont en effet remarquablement similaires pour les moments de forte activité (≥ 250 ha / jour) et assez ressemblants lorsque la chronique est étudiée dans son ensemble ($\geq 0,1$ ha / jour).

Ces deux espaces méditerranéens sont en revanche un peu différents si on considère la dimension fractale de leur chronique non pas en valeur brute (a) mais plutôt en valeur relative (b). Tout d'abord, il est frappant de constater une grande oscillation du tracé qui, en outre, semble manifestement être une constante puisqu'on la retrouve dans les trois signaux régionaux ainsi que pour le signal méditerranéen français. Quelle est la signification de cette oscillation ? Pour répondre à cette question, il faut considérer que les tracés semblent être « attirés » par des valeurs arrondies (10 ha, 50 ha, 100 ha, etc.). On touche là, semble-t-il, un biais du recensement des données dans la base *Prométhée* : il y a une attirance humaine pour les chiffres « ronds ». Cette oscillation est un effet anthropique lors de la mesure de chaque surface brûlée qu'il conviendrait de corriger. Il y a donc des tailles psychologiquement valorisées (les valeurs précitées) et d'autres, qui sont exclues de fait dès l'enregistrement de l'information. On peut par ailleurs constater que cette « déformation anthropique » n'a pas tout à fait la même emprise aux mêmes seuils selon qu'on se situe en PACA, en Languedoc-Roussillon ou en Corse. La raison se trouve probablement dans les différents corps de métiers qui sont en charge du recensement des tailles brûlées dans *Prométhée* : les formations, les méthodologies de mesure et le nombre de personnels dédiés à la tâche variant fortement selon que l'on soit pompier, forestier, gendarme ou policier.

En conséquence, chaque changement de seuil de TSBJ (Taille des Surfaces Brûlées Journalières) implique une variation relative de D différente selon les régions. En Corse, les « biais » du recensement sont surtout palpables pour les seuils élevés, signe probablement que la mesure précise d'une surface brûlée en montagne est une chose peu aisée (-0,24 pour l'écart entre 2 500 ha / jour et 1 000 ha / jour). En PACA, l'oscillation pour les seuils élevés est moins visible (-0,16 entre 2 500 ha / jour et 1 000 ha / jour). Cependant, dans la région provençale, c'est plutôt pour les seuils concernant les petites surfaces que l'on retrouve les écarts les plus prononcés (-0,22 pour l'écart entre 50 ha / jour par rapport à 10 ha / jour). Dans ce cas, on peut supposer que c'est bien une défaillance locale du système de recensement des tailles des feux.

Il convient désormais de désagréger une nouvelle fois la base de données *Prométhée* dans un double objectif. Tout d'abord, il s'agit de définir le(s) seuil(s) de l'activité incendiaire élémentaire à l'échelle des départements. Nous avons pu voir précédemment qu'il est d'environ 10 ha / jour à l'échelle de la zone méditerranéenne tout comme à celle des régions.

Il est probable qu'à une échelle plus fine, ce seuil, qui correspond au début d'une prise de poids croissante des intermissions dans les chroniques de feux, soit plus faible que précédemment. Il faut cependant le vérifier. Par ailleurs, nous avons pu débiter une différenciation des espaces à l'échelle régionale. Là aussi, il nous semble que les différences structurelles des intermissions au sein des chroniques d'incendies de forêt sont probablement plus remarquables selon les départements. C'est donc le deuxième point que nous allons chercher à éclaircir.

- **Les chroniques départementales d'incendies de forêt : approche cantorienne**

La méthode employée à l'échelle départementale est similaire à celle à l'origine des résultats obtenus pour la chronique de l'espace méditerranéen français et à celle des trois régions qui le compose. Il s'agit donc de décomposer chaque chronique selon des seuils de Tailles de Surfaces Brûlée Journalières (nommé seuil TSBJ). Chaque journée est ainsi caractérisée selon une approche binaire pour savoir si le seuil en question est atteint ou dépassé (0 = non ; 1 = oui). Plus le seuil est élevé (par exemple 2 500 ha / jour), plus le signal est fragmenté, ce qui a pour conséquence de faire baisser la dimension fractale de la série. A seuil égal, il est alors aisé de comparer les séries départementales pour identifier les espaces où le rythme des grands feux de forêt est plus régulier et fréquent.

Dans un premier temps, nous appliquons la méthode qui vient d'être décrite pour les départements les plus soumis au phénomène. Il s'agit des Bouches-du-Rhône, du Var, des Alpes-Maritimes et des deux départements corses (Haute-Corse et Corse-du-Sud). Les résultats sont présentés dans la Figure 119 ci-après. Le choix de se concentrer sur les seuls départements « pilotes » pour les incendies peut paraître quelque peu rigide, mais s'il est possible de différencier ces départements entre eux, il nous semble que cette démarche s'applique avec les départements languedociens et ceux en marge (départements alpins et la Lozère) avec d'autant plus de facilité.

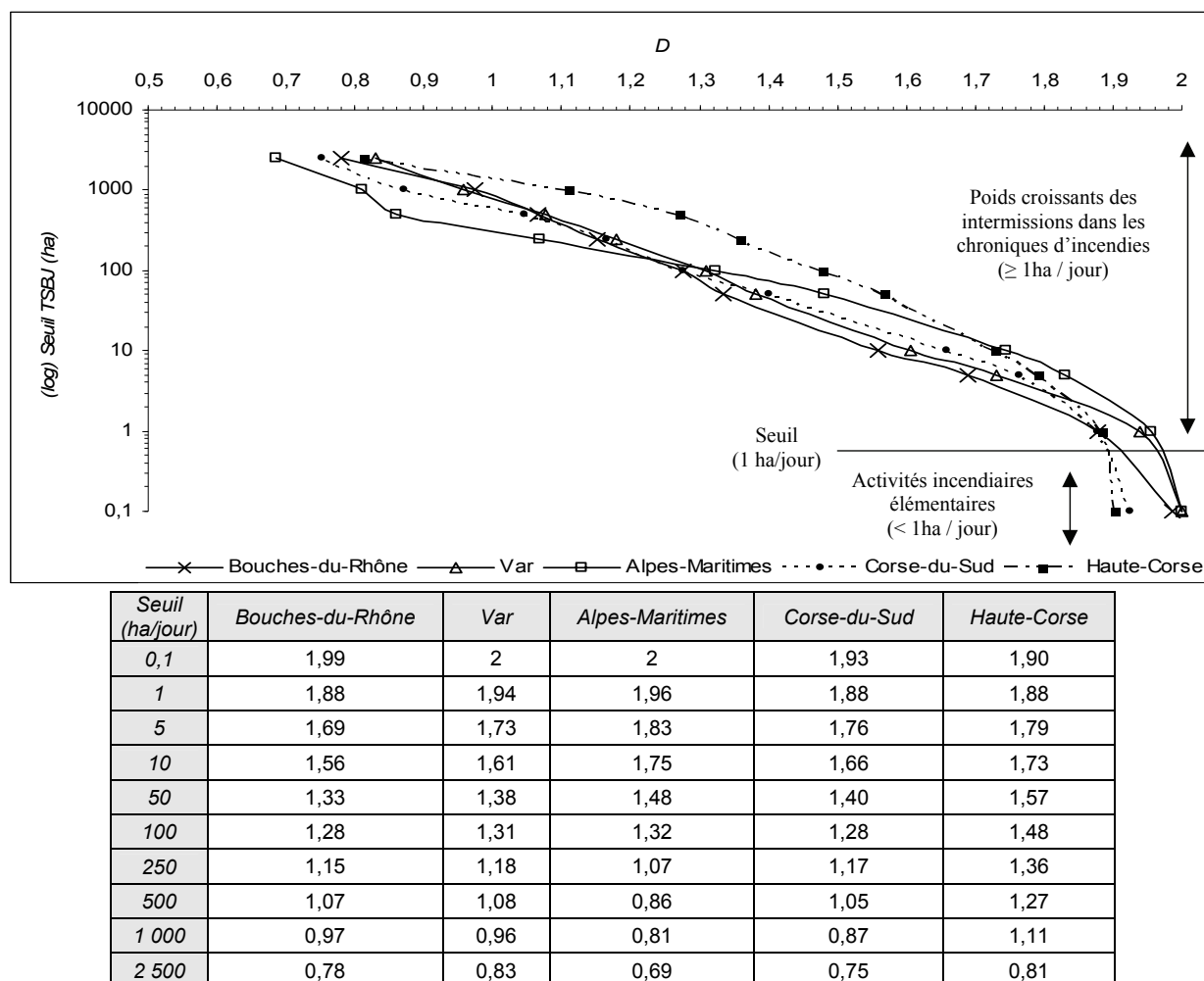


Figure 119. Variation dans les échelles de TSBJ de la dimension fractale des chroniques départementales de feux de forêt

Les seuils de mesure de la fractalité du signal incendiaire varient de 0,1 à 10 000 ha. A l'échelle des départements (et pour chacun d'entre eux), le seuil de l'activité incendiaire élémentaire est approximativement de 1 ha / jour ($D \approx 2$). À partir de ce seuil en effet, les intermissions prennent de plus en plus de poids dans les chroniques d'incendies de forêt. Pourtant, si les Bouches-du-Rhône, le Var et la Corse-du-Sud voient le poids de ces intermissions s'accroître de manière similaire à mesure que les seuils de mesure de D augmentent (ha/jour), il en est autrement pour les Alpes-Maritimes et la Haute-Corse.

En effet, les Alpes-Maritimes exhibent une évolution du poids des intermissions dans l'ordre des échelles des tailles du phénomène qui est atypique à double titre. D'abord, les valeurs de D sont plus importantes qu'ailleurs jusqu'au seuil de 10 ha, signe que les petits feux du quotidien dans cet espace sont plus récurrents qu'ailleurs.

L'activité incendiaire journalière semble ainsi dominée par les séries de petits feux. Ceci est d'autant plus visible que les intermissions prennent très rapidement (dès le seuil de 50 ha) et d'une manière continue une place de plus en plus importante dans le signal incendiaire. La décroissance de la valeur de D est nettement plus intense que dans les autres départements. Il semble ainsi que les contraintes physiques et climatiques limitent structurellement la répétitivité des grandes surfaces brûlées. Ces contraintes existent naturellement ailleurs, mais dans le cas présent, elles prennent probablement des proportions spécifiques. Celles-ci semblent liées à la proximité du climat montagnard et à l'étroitesse du « chenal » entre mer et montagne dans lequel s'est tout entier enserrée l'anthropisation du territoire de l'espace maralpin. Il semble donc qu'il y ait dans cet espace une échelle biogéographique qui contrôle généralement la taille des feux. Néanmoins, et le seuil visible vers 1 000 ha/jour ($D \approx 0,8$) nous l'indique, il apparaît que cette échelle biogéographique peut parfois être transcendée par des feux qui doivent profiter de conditions météorologiquement spécifiques et plutôt rares, ou qui émergent dans des zones habituellement « calmes ».

Les cas de la Haute-Corse est quelque peu différent. Jusqu'au seuil de 10 ha, le poids des intermissions dans l'activité incendiaire est proche de celui qui existe ailleurs. Néanmoins, la trajectoire de l'évolution de D est par la suite beaucoup verticale, c'est-à-dire que la répétitivité des journées accueillantes des séries de tailles de feux, dont le cumul est au moins égal aux seuils étudiés, est plus importante que dans les autres départements analysés ici. Cela implique que les opérationnels des feux de forêt doivent affronter quotidiennement des séries de feux en plus grand nombre qu'ailleurs et probablement plus continue dans le temps (cela correspond à une activité incendiaire importante étalée dans le temps). Cette différence de lacunarité est particulièrement nette entre 50 et 1 000 ha de végétation brûlés par jour. En conséquence, le poids des intermissions dans la chronique de feux de la Haute-Corse est plus faible d'environ 30 % pour le seuil de 250 ha/ jour, presque 50 % pour le seuil de 500 ha/jour et encore 30 % pour le seuil de 1 000 ha/jour par rapport à ce que l'on observe dans les Alpes-Maritimes.

On comprend de ce fait aisément les contraintes différentes que ces écarts nous indiquent pour les modalités de gestion quotidienne du phénomène par les sociétés (modalités financières et humaines). Par ailleurs, la variabilité du poids des intermissions dans l'activité incendiaire est à même d'expliquer l'écart entre ces deux départements de la superficie brûlée totale entre 1973 et 2006 (212 959 ha en Haute-Corse contre 59 476 ha entre Alpes-Maritimes soit une différence de 358 %).

Avec le graphique ci-après (*Figure 120*), on peut en outre se rendre compte que l'oscillation de la valeur relative de D est encore plus marquée à l'échelle départementale que ce qu'elle est à l'échelle régionale. Le poids des valeurs arrondies est ainsi particulièrement prégnant dans les trois départements continentaux (Bouches-du-Rhône, Var et Alpes-Maritimes) (a), alors qu'on peut se rendre compte qu'il en est autrement en Corse (b). Les deux départements de la Corse présentent ainsi un tracé faiblement oscillant (surtout pour la Haute-Corse), au moins jusqu'aux seuils les plus importants. Au-delà, on peut penser que les très grandes surfaces brûlées sont rendues difficiles à mesurer en raison du relief abrupt et tourmenté de l'île de beauté. Globalement, l'effet anthropique de « l'arrondie » est bien plus visible aux échelles départementales, tout en ayant, il est vrai, pas tout à fait les mêmes conséquences d'un espace à l'autre. La multiplicité des services en charge du recensement des données explique cette hétérogénéité des « biais » dans l'information (selon les départements, cette mission est en effet successivement accordée aux services d'incendies et de secours, aux services de police ou aux forestiers).

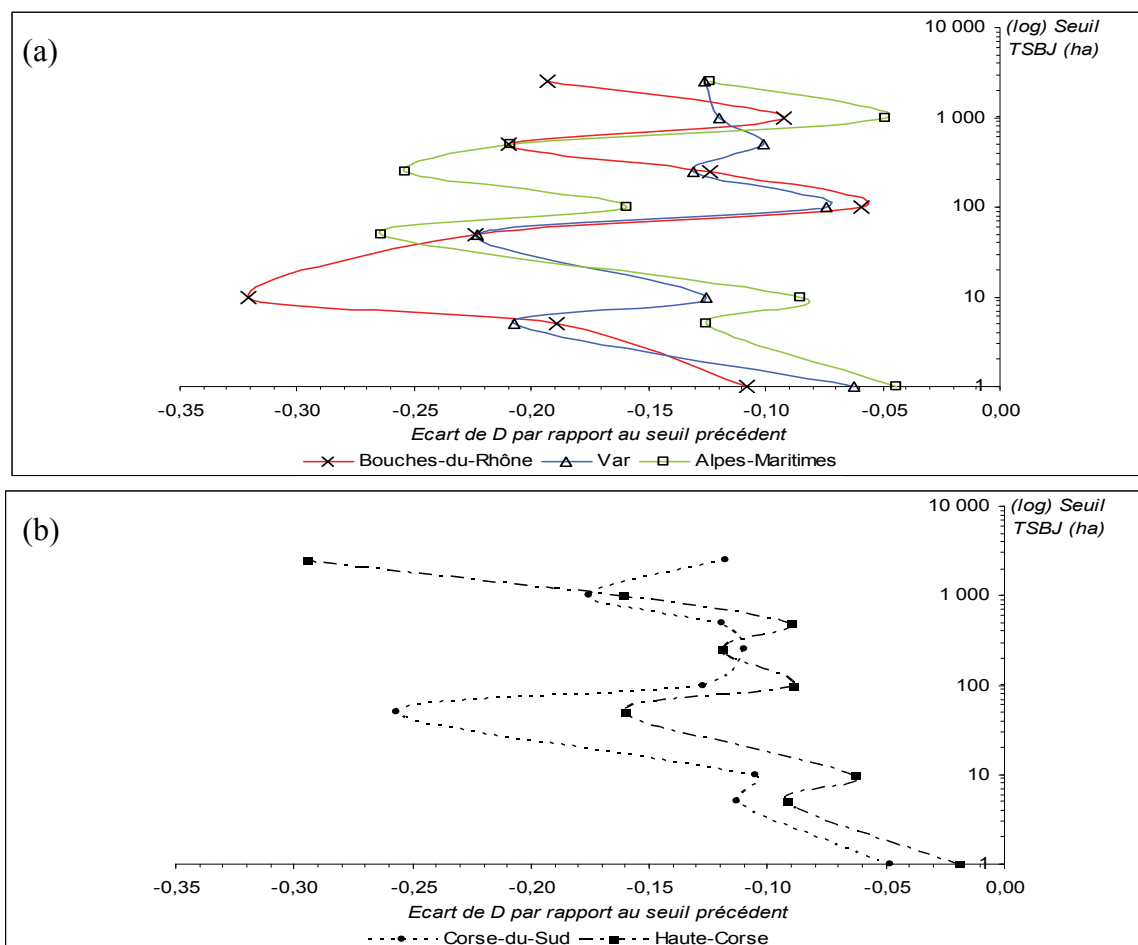


Figure 120. Variation relative de D dans les échelles des Tailles des Surfaces Brûlées Journalières (TSBJ)

Malgré les biais dans le recueil de l'information, on peut prendre le temps de décrire le profil un peu spécifique de l'évolution fractale de la chronique des feux maralpines (Alpes-Maritimes). En effet, l'écart entre deux seuils est très important pour les tailles des superficies brûlées petites et moyennes. C'est ainsi que jusqu'au seuil de 500 ha/jour, chaque seuil supplémentaire implique une diminution de la valeur D jusqu'à -0,25 (donc une prise de poids rapide des intermissions). Cette tendance est nettement différente pour les seuils les plus grands (1 000 et 2 500 ha/jour) puisque l'écart revient vers des valeurs plus raisonnables (-0,05 et -0,1), de sorte que ce département semble à la fois favoriser les très petits feux, contraindre fortement les feux moyens (entre 50 et 500 ha/jour), et permettre néanmoins aux grands événements de conserver une présence dans les chroniques comparable à ce qui existe ailleurs. Le grand écart entre les très petites surfaces brûlées et les plus grandes ne se retrouve pas dans les autres départements. On touche là probablement des seuils psychologiques qui sont particuliers aux individus qui enregistrent l'information dans ce département. Il faudrait communiquer aux autorités compétentes sur ce sujet pour leur montrer en quoi un défaut d'uniformité du protocole de mesure peut perturber l'analyse statistique d'un phénomène complexe. A leur décharge, il convient de rappeler que les gestionnaires de la base *Prométhée* ont largement amélioré les procédures (techniquement et méthodologiquement). Les biais apparents doivent ainsi probablement être un « héritage » des premières années de mesure où l'organisation du système était, il faut le dire, balbutiante. Si la dimension fractale des chroniques de feux peut fortement évoluer entre les départements les plus concernés par le phénomène, on comprend aisément qu'il peut en être de même lorsqu'on les compare à d'autres espaces, qui sont en marge du climat méditerranéen. Pour se faire une idée de la variabilité du poids des intermissions selon la situation géographique des espaces, nous comparons les valeurs de D obtenues pour la Haute-Corse et pour les deux départements alpins de la région PACA (Alpes-de-Ht-Pce et Hautes-Alpes). Les résultats sont synthétisés dans la figure suivante.

Seuil (ha/jour)	Haute-Corse (2b)	Alpes-de-Ht-Pce (04)	Hautes-Alpes (05)	Ecart 2b et 04 (en %)	Ecart 2b et 05 (en %)
0,1	1,90	1,72	1,70	+ 10,7	+ 11,7
1	1,88	1,69	1,61	+ 11,4	+ 15,8
5	1,79	1,54	1,49	+ 16	+ 12,1
10	1,73	1,43	1,24	+ 22,8	+ 13,9
50	1,57	1,09	0,87	+ 44,4	+ 80,9
100	1,48	0,91	0,65	+ 62	+ 126,5
250	1,36	0,79	-	+ 73,1	-
500	1,27	0,70	-	+ 82,2	-
1 000	1,11	0,50	-	+ 121,8	-
2 500	0,81	-	-	-	-

Figure 121. Fractalité des chroniques de feux (TSBJ) selon la situation géographique des départements : la Haute-Corse face aux deux départements alpins

À seuils équivalents, les écarts de D sont logiquement très importants. La Haute-Corse a toujours un D supérieur à celui obtenu dans les deux autres espaces, signe que cette chronique est bien moins fragmentée par les intermissions, c'est-à-dire par les moments où l'activité incendiaire est inerte ou en dessous du seuil considéré.

Ces intermissions correspondent ainsi aux moments de latence du phénomène, c'est-à-dire lorsque l'énergie dissipée précédemment se recharge par l'intermédiaire de la photosynthèse. Les écarts sont par ailleurs croissants à mesure que l'on augmente la valeur du seuil (en ha/jour). Ils sont relativement faibles pour les seuils les plus petits ($\approx +10\%$ pour 0,1 et 1 ha/jour). Ces écarts atteignent rapidement des proportions très importantes. Ainsi, à 50 ha/jour, la chronique de feux dans les Hautes-Alpes est plus fragmentée par les intermissions de plus de 80 % par rapport à celle de la Haute-Corse (+ 44 % pour les Alpes-de-Ht-Pce). La valeur atteint même +126 % au seuil de 100 ha/jour, ce qui signifie simplement que sur trente-quatre années de recensement, les journées qui ont accueillies au moins 100 ha de surface brûlée par des feux de forêt sont deux fois moins fragmentées en Haute-Corse qu'en Hautes-Alpes. Pour obtenir un écart approximativement équivalent (+121 %) entre la Haute-Corse et les Alpes-de-Ht-Pce, il faut se porter au seuil de 1 000 ha/ jour. La figure ci-après reprend ces chiffres pour permettre une meilleure lisibilité de la plus forte lacunarité du signal incendiaire dans les espaces en marge du climat méditerranéen (04 et 05) par rapport et celle qui est mesurable en Haute-Corse.

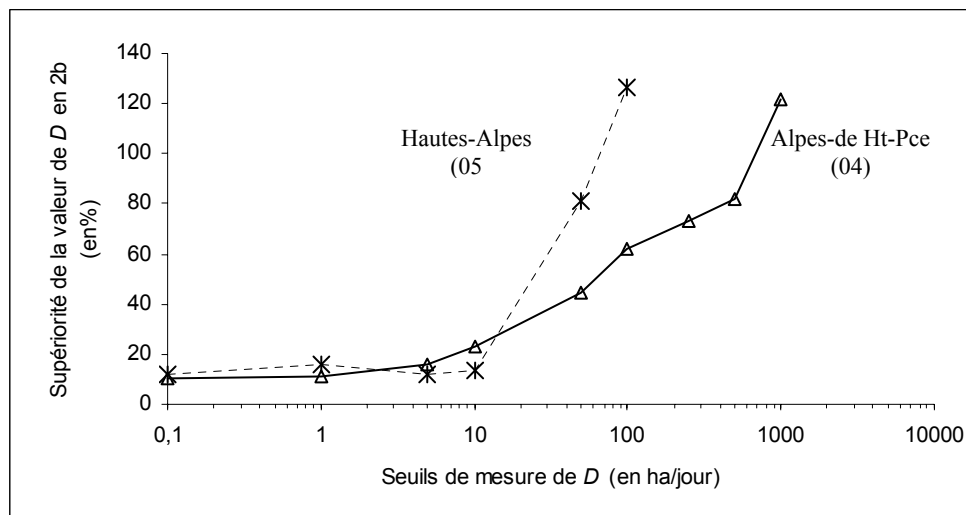


Figure 122. Croissance dans les échelles d'intensité du phénomène de la lacunarité de la chronique en 04 et 05 par rapport à la Haute-Corse (2b)

Conclusion

Dans une perspective temporelle, le feu de forêt est très problématique pour les hommes de terrain qui ne peuvent compter sur aucun modèle prédictif viable susceptible de les aider à se préparer. C'est d'ailleurs en raison de cette « défaillance » que bon nombre de chercheurs persistent dans une voie de recherche supposant la prédictibilité de l'avenir. Or, parce que le phénomène est non linéaire, cette voie est sans issue. Avec une abstraction d'un niveau supérieur, il est possible de mettre en lumière la nature profonde du phénomène qui explique cette imprédictibilité structurelle, et qui dépasse largement les cas particuliers et la croyance en l'unicité des lieux.

Dans ce chapitre, nous avons d'abord repris la méthodologie de mesure de la structuration statistique parabolique du phénomène feu de forêt. Cette méthodologie, qui a pris comme point de départ la loi puissance, a été utilisée pour des séries chronologiques d'incendies que nous avons qualifiées de TSBJ (Tailles des Surfaces Brûlées Journalières). Notre objectif était de vérifier si la structuration parabolique des séries statistiques de feux était également valable dans une perspective temporelle. Les résultats nous ont montré que le phénomène, perçu par le prisme de la simultanéité journalière, présente là aussi une « *dimension fractale qui évolue dans les échelles* » (Rigaut, 1987). Par ailleurs, cette structuration statistique n'est pas identique selon les lieux, ce qui ouvre un champ entier de recherche sur les variables qui agissent le phénomène, l'intensité des causalités étant nécessairement différente selon les espaces. Si la déviation continue de la dimension fractale, exprimée par le coefficient de courbure (Cc), n'a pas véritablement encore trouvé sa source, nous suivons l'hypothèse de Philippe Martin selon lequel il s'agit de l'empreinte statistique de la finitude du monde (Martin, 2000, 2004) et qu'ainsi c'est bien l'espace qui se trouve au cœur de nos préoccupations. Néanmoins, cette hypothèse est probablement difficile à vérifier avec nos données.

En effet, la période étudiée couvre trois décennies (1973-2006) pendant lesquelles l'espace analysé (le bassin méditerranéen français) a profondément évolué, tant du point de vue de l'étalement urbain, de la déprise agricole et des flux d'individus, que de la croissance et de la densification de la biomasse. Il est donc *a priori* délicat de comparer une structure spatiale particulière (fragmentation du milieu par exemple) avec des séries statistiques constituées de valeurs vieilles de trente-quatre ans pour certaines d'entre elles.

La structure spatiale que l'on observe aujourd'hui est bien un héritage du passé, mais il influence nécessairement les événements à venir. La clef de voûte explicative de la courbure et de la fractalité des séries statistiques (TSB et TSBJ) est un élément de problématique passionnant, presque vierge de toute recherche (les travaux les plus en pointe sur le phénomène feu sont les seuls à l'avoir perçu⁵⁷), et qui constituerait à elle seule un sujet de thèse conséquent. Il est fort probable que la seule solution pour explorer le fonctionnement du phénomène et la place des structures spatiales dans l'auto-organisation statistique des séries de feux de forêt soit l'intelligence artificielle. C'est d'ailleurs la voie qui a été la plus prolifique puisque c'est surtout elle qui a fait avancer, par des sauts qualitatifs notables, la connaissance scientifique sur la nature du phénomène (avec Bak et *al.*, 1990 et Drossel et Schwabl, 1992). La question de l'utilisation d'un *Système Multi-Agent* (SMA) ou d'un *Automate Cellulaire* (AC) reste souvent un sujet de débat (bien que les travaux les plus performants aient tous choisi la seconde approche). En géographie, le principe de la géographie expérimentale est fondamental pour comprendre, à l'aide de la simulation, les rapports étroits, issus des interactions entre les agents et le milieu, qui existent entre les structures et les dynamiques spatiales (Bonnefoy, 2005 ; Bonnefoy et *al.*, 2005 ; Ellerkamp, 2000, 2001 ; Daudé, 2004, 2005). Au-delà du choix de l'instrument, c'est bien vers la question de la naturalité / universalité de l'organisation spatiale que ces questionnements nous amènent (cette question constitue par ailleurs un des trois thèmes de recherche de l'équipe d'Avignon de l'UMR 6012 ESPACE pour le quadriennal 2008-2011). Nous aborderons plus loin ces questionnements.

Dans un deuxième temps, nous avons voulu envisager l'évolution des chroniques incendiaires selon les seuils d'intensité. Il s'agissait d'élargir notre champ de recherche en étudiant l'irrégularité chronologique des feux, c'est-à-dire de manière plus triviale, les modalités avec lesquelles les événements se présentent et s'enchaînent jour après jour. L'ensemble de *Cantor*, utilisé depuis une vingtaine d'années pour comprendre les cycles éruptifs des volcans (Dubois et Cheminée, 1988), est une méthode qui semble tout à fait adaptée pour rendre compte de l'irrégularité du signal incendiaire.

⁵⁷ Nous avons évoqué précédemment les travaux fondamentaux de l'équipe de John Doyle (Université de Californie à Santa Barbara) et de Jean Carlson (Institut Californien de Technologie à Pasadena) sur le principe du HOT (*Highly Optimized Tolerance*). Le principe de la tolérance hautement optimisée suppose que l'espace se soit progressivement adapté pour être robuste à la plupart des événements incendiaires. Une question reste en suspend : l'Homme, par son action (presque) continue de mise à feu, de lutte et de prévention, participe-t-il à cette adaptation spatiale ? Si oui, à quel degré et comment quantifier cet impact adaptatif ?

C'est ainsi que les intermissions entre les *TSBJ* (Tailles des Surfaces Brûlées Journalières) prennent de plus en plus de poids dans les chroniques à mesure que l'on augmente le seuil de lecture (en ha/jour). Nous avons pu démontrer que si tous les espaces se conforment à ce modèle, l'évolution de la dimension fractale peut quelquefois prendre des visages notablement différents. C'est donc là le moyen original (pour la thématique qui nous intéresse) de rendre compte de manière quantitative du degré de surprise qui accompagne l'émergence du phénomène, et bien sûr de différencier les espaces méditerranéens français (mais pas seulement dans cette zone climatique ni en France puisqu'il s'agit là d'une méthode d'analyse tout à fait reproductible).

Il reste néanmoins à aborder l'aspect probabiliste de l'émergence du phénomène. Comme cela a été évoqué à plusieurs reprises, les méthodologies actuelles basées sur la distribution parétienne de probabilité semblent être une approximation convenable pour les tailles des surfaces brûlées les plus réduites (cela reste tout de même discutable), mais souvent loin de l'être en ce qui concerne les grands feux. Or, ce sont eux qui induisent les plus grands dégâts environnementaux et humains. La société a donc besoin de se faire une idée plus précise des risques d'émergence de ce qui a été nommé dans la littérature un « cygne noir ». Cet événement est rare et très destructeur. Il apparaît avec une fréquence et une intensité sans règle apparente et différemment selon les espaces et les échelles de mesure. En l'absence d'un modèle fractal parabolique des probabilités (un travail spécifique devra être nécessairement engagé avec des statisticiens sur ce sujet), il faut tenter une autre approche pour donner aux opérationnels des feux de forêt une idée des espaces les plus instables en matière d'émergence de ces événements rares et destructeurs.

C'est donc dans cette optique que nous allons aborder un nouveau chapitre. Celui-ci sera consacré spécifiquement à la quantification de l'instabilité de ce phénomène. Conceptuellement, cette approche nécessitera en premier lieu un travail didactique pour expliciter au mieux en quoi le phénomène feu de forêt, dans l'irrégularité de ses manifestations, est soumis à une forme « sauvage » du hasard (Mandelbrot, 1997). Il s'agira ensuite de proposer une mesure et une différenciation spatiale de cette instabilité. Ce caractère sera quantifié à l'aide d'un indicateur original et d'une méthodologie issue de l'analyse des chroniques en hydrologie (Mandelbrot, 1968 ; Hurst, 1951) et de celles de la bourse (Mandelbrot, 1997 ; Zajdenweber, 2000).

Chapitre 7. La chromodynamique des cygnes et l'instabilité de l'activité incendiaire

« En aucun cas la multiplication des observations ne peut nous permettre de conclure que tous les cygnes sont blancs, car il suffit d'observer un seul cygne noir pour réfuter cette conclusion »

D. Hume, 1786
Enquête sur l'entendement humain



Table des matières

Chapitre 7

Introduction	335
<i>7.1 Cygnes noirs, hasard sauvage et incendies de forêt</i>	<i>336</i>
7.1.1 De l'ordre au désordre dans les séries chronologiques d'incendies	337
7.1.2 Hasards et incendies de forêt : description et méthodologie de mesure	341
7.1.3 Quantifier le risque d'un « cygne noir » par l'exposant de Hurst.....	344
<i>7.2 L'exposant de Hurst pour différencier les espaces selon l'instabilité de l'activité incendiaire.....</i>	<i>349</i>
7.2.1 Evolution au cours du temps de l'instabilité du phénomène feu dans le Sud de la France.....	350
7.2.2 L'instabilité chronologique liée aux contraintes physiques et climatiques : approche multi-échelles et différenciation des espaces	355
7.2.3 L'instabilité locale de l'activité incendiaire : le poids inégal des événements rares selon les espaces.....	359
<i>7.3 Evolution méthodologique et conceptuelle de l'exposant de Hurst</i>	<i>374</i>
7.3.1 Loi puissance rectiligne ou parabolique dans le calcul de H ?	375
7.3.2 Des cycles incendiaires dans les chroniques de feux ?.....	378
7.3.3 Essai de différenciation spatiale selon les cycles incendiaires méditerranéens français (1973-2006).....	383
<i>7.4 L'instabilité de l'activité incendiaire : éléments de synthèse.....</i>	<i>388</i>
7.4.1 Une posture de recherche à contre-courant : induction, hasard et cygne noir	389
7.4.2 Mesure de l'instabilité de l'activité incendiaire par l'exposant de Hurst	389
7.4.3 Des phases de persistance de l'activité incendiaire emboîtées et articulées dans les échelles de temps ?	391
Conclusion.....	393

Introduction

Le résultat le plus concret de l'irrégularité des séries chronologiques des incendies de forêt est l'état de surprise qui persiste malgré les avancées technologiques et scientifiques que la société a su mettre en œuvre, en favorisant notamment les projets de recherche européens depuis une trentaine d'années. Cet état de surprise est constant. Si l'on connaît très bien les conditions de propagation du phénomène (mécanique des fluides), son émergence, dépendante fortement des lieux et des moments, est la manifestation d'un système complexe qui ne peut être compris qu'avec une abstraction qui évacue la croyance en l'unicité des lieux et des événements. Cette complexité est connue depuis une quinzaine d'années dans la communauté scientifique (Bak, 1988). Si le mécanisme de ce système complexe est parfois discuté et amélioré (on a déjà évoqué le principe du *Highly Optimized Tolerance* qui vient contester la « domination » de la criticalité auto-organisée⁵⁸), l'idée de la complexité reste très peu offerte aux opérationnels qui se confrontent « concrètement » à l'émergence et à la dissipation de l'énergie. C'est en partie l'objet de cette thèse que d'établir des passerelles entre la recherche fondamentale et les considérations plus pragmatiques, qui n'en restent pas moins essentielles pour la société. Dans ce contexte, il est peu judicieux de persister dans une approche uniquement réductionniste et linéaire du phénomène. Surtout, il est même hors de propos de rester encre dans la singularité des lieux et des événements (études de cas).

Il nous semble opportun d'étudier spécifiquement la dépendance temporelle des événements entre eux pour étoffer notre compréhension de ce phénomène. C'est donc tout naturellement que nous allons envisager dans un septième chapitre sa cyclicité à l'aide d'un indicateur peu exploité dans l'étude des phénomènes complexes. Cependant, ce dernier est très enrichissant pour l'objectif qui est ici le nôtre : donner de nouveaux indicateurs aux opérationnels à même de les aider à mieux appréhender et comprendre l'irrégularité et la surprise qui accompagnent toujours l'émergence des feux de forêt.

⁵⁸ Ce principe est très bien décrit par A. Dauphiné dans son ouvrage sur les risques (Dauphiné, 2003) et par D. Provitolo dans sa thèse (Provitolo, 2002) et dans certains de ses travaux (Provitolo, 2003, 2005).

7.1 Cygnes noirs, hasard sauvage et incendies de forêt

Les feux de forêt sont des produits d'interactions non linéaires entre des paramètres physiques, climatiques et humains qui sont articulés dans les échelles de temps et d'espace. Ainsi, la prévisibilité des événements est-elle intrinsèquement limitée. Il semble que nous nous confrontons à un « hasard sauvage » selon l'expression de B. Mandelbrot (Mandelbrot, 1994, 1997). Pour le vérifier, nous évaluerons la structure temporelle de la série chronologique quotidienne des feux de forêt dans le sud de la France au cours de la période 1973-2006 en utilisant l'exposant de Hurst (H.E. Hurst, 1951). Une série chronologique peut être analysée par cet exposant (H) qui représente la probabilité qu'un événement soit suivi d'un événement semblable. L'exposant de Hurst est utilisé dans plusieurs branches des mathématiques appliquées, y compris celles des fractales, de la théorie du chaos, des processus à mémoire longue et de l'analyse spectrale.

Nous montrerons à ce niveau de la thèse que les séries des *Tailles de Surfaces Brûlées Journalières* (TSBJ) présentent un profil « anti-persistant », c'est-à-dire instable (auto corrélation négative). Plus la valeur de H , qui fluctue entre 0 et 1, est faible (0,5 correspondant à une structure aléatoire), plus le « cygne noir » (Taleb, 2005, 2007) devient probable. Celui-ci peut être vu comme le feu ou les séries des feux catastrophiques qui ramèneront la valeur de la surface brûlée journalière vers la valeur moyenne de l'espace considéré. Cette situation dont rend compte H évolue au cours des trente années étudiées et n'est pas identique selon les espaces considérés. L'exposant H semble donc être un indicateur potentiellement très instructif pour les hommes de terrain qui se confrontent quotidiennement à la soudaineté des feux de forêt. En outre, nous ouvrons la question de la sensibilité, de cette irrégularité structurelle, à l'action humaine qui a radicalement changé en France depuis les années 70.

Avant de présenter concrètement cet exposant et les résultats obtenus sur nos données, il convient de faire un petit rappel conceptuel sur la nature du phénomène et sur les habitudes de travail relativement encrées chez les spécialistes des feux de forêt. En effet, si on prend le temps de réfléchir sur la démarche générale qui se retrouve généralement dans les travaux de recherche sur le sujet, on peut trouver surprenant de faire appel à des méthodes et outils qui n'ont pas été pensés spécifiquement pour ce phénomène.

Or, tout nous indique depuis le début de nos recherches que la nature du phénomène feu est similaire à celle d'autres phénomènes complexes qui concernent des sujets variables (tremblements de terre, éruptions volcaniques, etc.). On perçoit alors logiquement l'intérêt d'ouvrir largement notre champ de vision aux avancées fondamentales qui ont eu lieu dans ces domaines. Par ailleurs, les travaux les plus pertinents sont justement à vocation universelle. Il faut prendre comme exemple les travaux internationalement reconnus de l'équipe de l'IUSTI⁵⁹ avec par exemple, une approche par un réseau de *petit monde local* pour modéliser la diffusion des feux de forêt (Porterie et *al.*, 2005). Globalement, cette méthode de modélisation d'un processus qui se diffuse dans l'espace est efficace pour les réseaux sociaux des humains (le site *Facebook*® en est un bon exemple) et des animaux. Elle donne d'excellents résultats tout à fait originaux.

Précédemment, nous avons pu ainsi constater que le phénomène feu de forêt est très proche dans l'irrégularité de ses manifestations, qui concerne à la fois l'amplitude des tailles possibles autant que la dimension chronologique, d'autres phénomènes tels que les séismes, les éruptions volcaniques ou les simples avalanches de sable (Bak, 1988). Il semble donc tout à fait logique d'aller chercher ailleurs les outils les plus performants pour comprendre l'irrégularité du phénomène incendiaire. Comme nous allons le voir, c'est auprès des hydrologues et des économistes que nous puisons en quelque sorte l'outil et la méthode qui convient. Naturellement, nous ferons évoluer la méthode existante pour, pourquoi pas, proposer ensuite aux hydrologues et aux économistes (vulcanologues, géophysiciens, etc.) un exposant de *Hurst* qui intègre la covariance d'échelle.

7.1.1 De l'ordre au désordre dans les séries chronologiques d'incendies

La perception du phénomène feu change de nature selon le niveau d'observation des chroniques que l'on adopte. Alors que l'on pourrait s'attendre à ce qu'une certaine régularité émerge en prenant du recul, l'irrégularité (le bruit) étant souvent observée avec un recul minimal sur l'information, c'est le contraire auquel on est confronté. Jusqu'à un certain niveau, en effet, la distribution des feux est fortement corrélée à la saisonnalité du climat. Chaque année on s'attend ainsi à une recrudescence des feux en été. De la même façon, chaque jour, le maximum d'événements survient entre midi et dix sept heures : zénith au soleil et mobilité accrue des gens en fin de journée venant se compléter.

⁵⁹ Institut Universitaire des Systèmes Thermiques Industriels ; Unité CNRS 6595

Certes, certains événements apparaissent en dehors de ces conditions générales (la nuit, l'hiver, une nuit d'hiver ?) mais dans l'ensemble, c'est bien à des cycles périodiques que répondent les distributions journalières et mensuelles des incendies de forêt.

Tout se complique lorsque l'on change d'échelle temporelle. La distribution pluri annuelle des événements n'est pas aussi régulière. Elle est certes toujours plus ou moins cyclique (à des années où le nombre des feux est important succèdent d'autres qui sont plus « calmes ») mais elle ne semble plus être périodique. Les phases n'alternent plus régulièrement et malgré la connaissance des événements du passé, nous ne sommes plus à même d'identifier un « rythme » pluri annuel qui permettrait des prévisions. Un autre type d'organisation apparaît alors en prenant du recul.

Il ne s'agit pas de réduire cette dualité à une simple opposition de point de vue puisque l'ordre local et le désordre global apparent sont, l'un comme l'autre, les manifestations du même processus. Les modèles explicatifs à vocation prédictive, qui influencent largement les indices de risque opérationnels, sont basés plutôt sur les régularités mesurables à grande échelle temporelle (courte durée) comme la prévalence dans les saisons estivales de certains traits de caractère les plus propices au phénomène (humidité, vent, etc.) que sur les phénomènes moins fréquents et donc moins connus, issus de situations littéralement catastrophiques comme a pu connaître la Grèce durant l'été 2007 et dont nous avons quelques exemples en France. Autrement dit, l'attention est plutôt focalisée sur ce qui est répétitif, fréquent, mais souvent peu destructeur et moins sur ce qui est rare, mais qui peut induire une crise majeure.

Par ailleurs, les études se portent plus volontiers sur les années « exceptionnelles » où les événements majeurs font ressortir *a posteriori* les variables explicatives de ces situations. C'est le biais du « survivant » (Taleb, 2005), où l'on se focalise uniquement sur un individu statistique remarquable (ici le nombre où la taille des feux en été) en oubliant de le replacer dans un contexte plus global. Pour ces événements, les conséquences peuvent être considérables alors même que le système a les moyens de s'en prémunir ou plutôt d'en limiter les conséquences, mais à condition que leur éventualité ait été envisagée comme telle. Dans l'ensemble, il semble que l'action de lutte et la volonté de contrôle du phénomène sont à double tranchant. Elles permettent de le contenir la plupart du temps en minimisant les surfaces brûlées. Néanmoins, durant ces périodes, la végétation se densifie et s'accroît ce qui augmente considérablement le risque potentiel du feu. Lorsque le phénomène échappe au contrôle, il le fait de manière extrême.

Ainsi, l'événement destructeur se raréfie, mais son potentiel est d'autant plus grand que le système de lutte est efficace au quotidien. Une solution pour étudier la distribution des incendies consiste à observer et à mesurer l'irrégularité de l'ensemble des feux plutôt que la régularité de certains (c'est d'ailleurs le projet de recherche qui est mené dans cette thèse). En effet, il est difficile à mettre sur le même plan tous les petits feux, les années « calmes », les grands événements et les années à feu. Ces éléments apportent énormément d'informations et de connaissance puisque d'une part ils renvoient à des situations limites, et que d'autre part ils sont ventilés irrégulièrement dans les distributions, mais pas sans logique. À ce titre, ils nous poussent à remettre en cause le schéma trop simple d'une périodicité pluri annuelle. Nous étudions donc l'hétérogénéité de ces séries chronologiques. Toutefois, nous envisageons auparavant une démarche largement répandue qui consiste à sélectionner *a priori* les événements à étudier pour construire *a posteriori* une règle déterministe. L'exemple de l'année 2003 nous semble caractéristique du biais du survivant pour les incendies de forêt dans le Sud de la France. D'aucun connaît les événements dramatiques qui ont conduit coup sur coup (17 et 23 juillet) à la destruction du couvert végétal d'une grande partie du massif des Maures dans le Var. Ce phénomène est largement dû à une recrudescence des mises à feux (plus de cinquante éclosions en une journée et deux feux parallèles de plus de 5000 ha en 5 jours). Comment l'expliquer ?

À l'instar du sablogue surpris devant des séries d'avalanches émergent d'un tas de sable sans signes précurseurs, et condamné par son manque de recul à chercher en vain une explication locale à un phénomène global (Bak, 1997), certains responsables locaux ont largement évoqué une organisation terroriste très bien structurée à l'échelle du département (l'argument a été également utilisé par la Grèce en 2007 avec une demande d'enquête auprès du conseil de l'Europe⁶⁰). La grande majorité des chercheurs s'est aussi intéressée aux conditions climatiques extrêmes (la fameuse canicule de 2003) en montrant une forte corrélation entre les différents indices climatiques et l'intensité des incendies. De ce point de vue là, l'explication climatique est valable puisque la causalité est probable. Le problème est que dans le même temps, certains départements limitrophes (Bouches-du-Rhône, Alpes-Maritimes) ont subi les mêmes contraintes climatiques mais n'ont pas été le théâtre de séries d'événements exceptionnels.

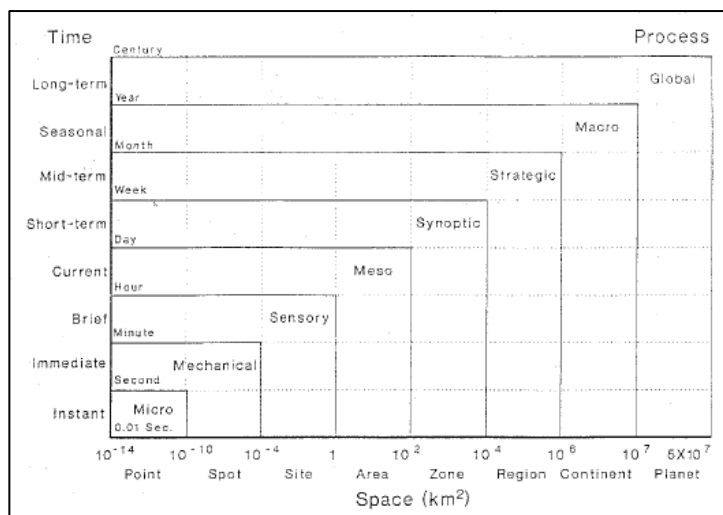
⁶⁰ Dans *Le Monde* en date du 28 août 2007, M. Costas Caramanlis (Premier ministre Grec) fait part de sa « colère », s'étonnant « que tant de feux aient éclaté en même temps dans tant d'endroits, ce qui ne peut être le fait du hasard ». Article de Didier Kunz.

En raisonnant uniquement avec un échantillon choisi pour ses caractéristiques particulières (l'année 1989 dans les Bouches-du-Rhône, 2003 dans le Var, 2007 en Grèce, etc.), qui ne représente absolument pas la totalité des données que nous possédons (trente cinq ans en France et plus de cinquante en Espagne et en Grèce), nous pouvons bâtir une relation de cause à effet explicative d'un événement à partir de simples corrélations et en faire une règle générale prédictive passablement mal établie. Ces corrélations climatiques peuvent nous amener à perdre de vue que le phénomène, s'il est effectivement lié au climat, est aussi plus complexe qu'on ne le pense. Cette instabilité structurelle est liée à la non-linéarité des interactions entre les paramètres et à leur articulation dans une large gamme d'échelles de temps et d'espace.

Les paramètres physiques, climatiques et humains sont emboîtés sur une gamme étendue d'échelles de temps et d'espace. Selon le niveau auquel l'observateur se place (sur le terrain ou à un niveau régional, à court ou moyen terme) le problème change de nature (*Figure 11* p. 42 et *Figure 123* p. 341).

L'approche physique amène le regard du chercheur à travailler à l'échelle du terrain et dans des fenêtres temporelles courtes (heures) parce qu'à cette échelle les facteurs sont moins nombreux. Elle s'intéresse aux modalités de diffusion du feu dans l'espace et aux interactions entre un feu et une infrastructure humaine (calcul de rayonnement de la chaleur par exemple). Cette approche à l'échelle de la parcelle donne à la posture de recherche un caractère aisément reproductible, qualité majeure pour la recherche qui explique en partie le succès de la mécanique des fluides pour comprendre la dynamique des incendies, car elle rend possible la validation des calculs en s'appuyant sur des feux réels à l'aide des expérimentations. Néanmoins, cette sensibilité des modèles aux conditions locales (la quantité de combustible étant souvent le paramètre le plus délicat à calibrer) freine considérablement leur application à de très grands espaces, car elle impose un travail d'accumulation d'informations extrêmement long et coûteux et qui, de toute façon, est sans fin.

A l'inverse, l'approche climatique impose un changement d'échelle par rapport au terrain et au temps : la notion même de climat ne prenant son sens qu'avec des niveaux d'observation au moins régionaux et pluri décennaux. Le défi des climatologues est ainsi de faire redescendre le plus possible la focale d'observation (à l'échelle du km² et journalière pour les travaux les plus précis de Météo France) mais c'est là aussi au prix d'une instrumentalisation très importante et très coûteuse. Les démarches scalaires physiques (ascendante) et climatologiques (descendante) sont ainsi inverses, mais se veulent également complémentaires. Chacune induit une prédiction basée sur les relations de causes à effets établies en amont.



Simard, A. J. (1991) « Fire Severity, Changing Scales, and How Things Hang Together »
Int. J. Wildland Fire 1(1): 23-34

Figure 123. *Changement de la nature du phénomène dans les échelles de temps et d'espace*

A supposer même que notre connaissance des causalités soit ultime, la non-linéarité des interactions entre les paramètres limite le pouvoir prédictif qu'on leur accorde. Cette non-linéarité concerne les paramètres pris de manière isolée. On peut citer par exemple l'inconstance des flux et des comportements humains, les phénomènes de turbulence aérologiques qui sont par nature instables, l'hétérogénéité spatiale du substrat végétal en perpétuelle évolution. Elle concerne surtout l'interaction entre les paramètres climatiques, humains et physiques : le produit des instabilités en un lieu, malgré les causalités mécaniques sous-jacentes, empêche la prédiction. Des grains d'incertitude parsèment ainsi chaque niveau de connaissance (spatial et temporel). Les méthodes prédictives (indices de risques) expriment le produit de ces prédictions, mais surtout multiplient à l'infini les marges d'erreur. Ainsi, "si vous essayez de mettre bout à bout les prédictions à court terme afin d'obtenir une prédiction à long terme, de minuscules erreurs commencent à s'accumuler, s'amplifiant de plus en plus rapidement, jusqu'à ce que les prédictions deviennent un non-sens total." (Stewart, 1998, p. 204). L'incertitude s'insère partout, et se propage d'autant plus qu'on l'ignore. Cette vision du monde possède un grand potentiel pour la compréhension du phénomène feu de forêt et de sa relation au temps.

7.1.2 Hasards et incendies de forêt : description et méthodologie de mesure

À partir de là, il semble possible d'envisager le problème d'une autre façon, non plus sur un mode analytique et causal, mais sur un mode statistique et structurel.

Ainsi, selon Kolmogorov, «...toute la valeur épistémologique de la théorie des probabilités est basée sur le fait que les phénomènes aléatoires, considérés dans leur action collective à grande échelle, créent une régularité non aléatoire »⁶¹. Cette conception et son caractère inévitablement explicable par des causes qui restent à découvrir (pour nous les relations entre le climat, le substrat et le comportement humain) est largement partagée par les hommes de sciences. Elle n'est cependant pas totalement acceptée par le mathématicien français Benoît Mandelbrot qui pense que si on prête attention aux phénomènes aléatoires, on se rend alors compte qu'il n'y a pas un seul hasard, mais différents états du hasard tout comme il existe différents états de la matière. La différenciation entre ces formes de hasard est en effet analogue à la distinction entre une matière solide, liquide ou gazeuse : « *Que les règles les décrivant au niveau le plus abstrait (pression et température) leur soient communes et très générales n'empêche pas que ces cas posent des questions très différentes* ». Ces états, il les dit *bénin, sauvage et lent*.

Le hasard *bénin*, contre lequel on peut se prémunir, s'assurer est en fait le hasard de la loi de Gauss qui n'est jamais très violent sauf pour des fréquences extrêmement rares qui ne sont jamais rencontrées sur terre. Dans un signal quelconque, c'est ce bruit qui peut être aisément filtré. Il représente les fluctuations sans importance (Mandelbrot, 2000) et c'est celui qui est le plus « politiquement » correct.

A l'inverse, le hasard *sauvage* correspond à des tracés qui paraissent sans cesse changer de caractère. C'est celui de la loi de Pareto (du jeu de Saint-Pétersbourg qui est interdit dans les casinos), qui n'a ni moyenne, ni écart type si l'exposant est inférieur à 1, ce qui signifie qu'un seul événement peut modifier profondément la moyenne et l'écart type et donc faire sauter le casino ! Ce hasard-là est inassurable quelle que soit par exemple, la technique de couverture utilisée en finance. Certaines pertes ne peuvent être couvertes. On retrouve là l'exemple historique des crues annuelles du Nil étudiées par H.E. Hurst dans les années cinquante. En est-il ainsi avec le système de prévention des incendies de forêt ? On peut en effet se poser la question si la structure temporelle hydrologique est identique à celle de l'activité incendiaire. Dans ce cas, les chronologies de feux pourraient combiner la récurrence d'énormes écarts à la moyenne et une cyclicité due surtout à des facteurs climatiques. Cependant, on sait déjà qu'il y a plusieurs cycles non périodiques qui se combinent. Dans le jeu de Saint-Pétersbourg, il n'y a pas de causalités structurelles définissant une cyclicité, alors que c'est par exemple le propre de l'hydrologie.

⁶¹ Gnedenko et Kolmogorov (1954) cité par Mandelbrot Benoît, *Fractales, hasard et finance*, Champs, Flammarion, 1997, p. 61

À ce sujet, il serait fort utile dans l'avenir de calculer un tirage de St-Pétersbourg et de faire une analyse de Hurst. *A priori*, il ne devrait pas y avoir de courbure, mais qu'en serait-il de H ? Si H tendait vers 1 alors ce jeu se rapprocherait de l'hydrologie. À l'inverse, si H tendait vers 0, alors cela se rapprocherait de l'activité incendiaire. Plus la valeur de H serait proche de zéro et plus la « sauvagerie » du hasard serait présente dans le jeu. Du hasard sauvage, Mandelbrot détecte deux « symptômes » qui ne sont pas mutuellement exclusifs : (a) la rencontre occasionnelle d'énormes écarts par rapport à ce qu'on aurait voulu considérer comme la « norme », et (b) la rencontre occasionnelle de très longues suites de valeurs, telles que chacune prise séparément s'écarte assez peu de la norme, mais les écarts dans une direction sont si « persistants » que la moyenne ne peut se faire que très lentement ou pas du tout.

Ces symptômes permettent de définir les deux formes de hasard sauvage qu'il nomme respectivement « *Effet Noé* » et « *Effet Joseph* » et qu'il définit ainsi que suit : « *Lorsqu'un hasard n'est pas bénin et que le défaut de convergence est dû à la taille exceptionnelle de quelques valeurs [...], nous disons qu'il manifeste un -Effet Noé-. Lorsqu'un hasard n'est pas bénin et que le défaut de convergence est dû à l'interdépendance statistique (le caractère « pseudo-périodique »), nous disons qu'il manifeste un -Effet Joseph-.* » (Mandelbrot, 1997 p. 113). On aura deviné que ces noms sont un clin d'œil aux deux grands épisodes de la Bible qui relatent respectivement le Déluge qui aurait vu un « défaut de convergence » dû à la taille exceptionnelle des précipitations ; et le songe de pharaon des sept vaches grasses et des sept vaches maigres, songe interprété par Joseph comme la succession de sept années fastes suivies de sept années de sécheresse. Enfin, le hasard *lent* est défini par Mandelbrot comme étant un état du hasard pour lequel la loi des grands nombres demeure applicable, mais qui évolue d'une manière tellement lente que le fait de savoir si le système finira par devenir régulier ne nous est pas d'une grande aide pour résoudre les problèmes concrets auxquels nous sommes confrontés (le monde réel est fini). En partant du principe d'ergodicité⁶² fondamental en physique, on peut supposer que la détection des caractéristiques du phénomène feu se fait avec beaucoup de recul sur le terrain ainsi que sur le long terme. Pour nous, c'est l'échantillonnage spatial que nous postulons comme ergotique. Donc, par exemple, avoir toutes les données du bassin méditerranéen désagrégées par département reviendrait à avoir 1000 ans de données en France seulement. C'est l'intérêt de cette thèse de disposer de données différentes à Nice et Valence par exemple.

⁶² Ce concept postule qu'un système physique qui possède un nombre défini d'états finira dans un temps donné par passer par tous les états possibles et qu'il passera en moyenne un temps égal dans chacun de ces états.

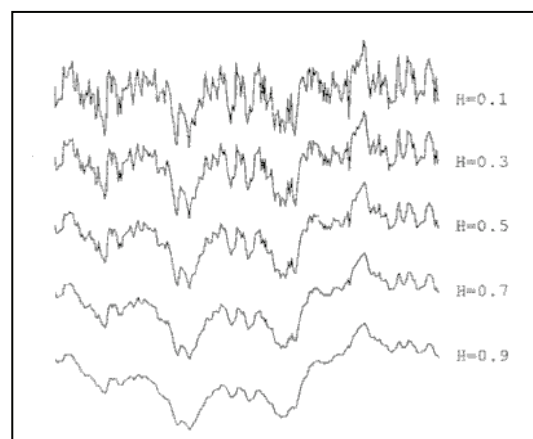
Par ailleurs, l'ordre des échelles journalières et mensuelles ne semble être que l'ordre le plus apparent. La saisonnalité dans la thématique des feux de forêt peut ainsi être assimilée à un « bruit » bien pratique certes, mais qui masque la véritable nature du phénomène qui est cyclique, mais non périodique et qui est sensible aux événements rares (métaphore du cygne noir). « (...) les périodicités sont des artefacts, (ce) ne sont pas des caractéristiques du processus, mais plutôt le fruit conjoint du processus, de la longueur de l'échantillon et du jugement de l'économiste ou de l'hydrologue » note Benoît Mandelbrot (Mandelbrot, 1997, p. 182).

7.1.3 Quantifier le risque d'un « cygne noir » par l'exposant de Hurst

Les économistes appellent « cygne noir » l'effondrement totalement imprévu qui « liquide » les tenants d'un marché. C'est un événement très rare dont l'ampleur fait trembler le système. La métaphore du cygne noir a été empruntée par N.N. Taleb à D. Hume qui posait le problème de l'induction : « *En aucun cas la multiplication des observations ne peut nous permettre de conclure que tous les cygnes sont blancs, mais il suffit d'observer un seul cygne noir pour réfuter cette conclusion* ».

Selon Karl Popper, D. Hume aurait été ainsi le premier à avoir clarifié le problème de l'induction, qu'il nomme même « le problème de Hume » (Popper, 1999). Selon cette posture intellectuelle, l'histoire peut servir à rejeter une hypothèse, mais jamais à la démontrer. Pour les feux, la construction des indices climatiques de risque s'est appuyée sur de longues observations des feux du passé et sur la recherche de corrélations à plusieurs indicateurs (température, humidité, vent, etc.). Cette méthode s'affronte donc aux deux écueils classiques : l'induction ne permet jamais la certitude et la corrélation n'est pas synonyme de causalité. De là émerge la faillibilité des prévisions. La multiplicité des observations qui valident le modèle (sur trente ans chaque grand feu observé est par exemple apparu avec un seuil x d'humidité de l'air) peut augmenter notre certitude que les modèles prédictifs sont bons. D'ailleurs, la corrélation statistique entre les variables climatiques et l'intensité des feux est très correcte. Un système de prévention peut donc être établi en toute confiance... jusqu'au jour où un fait important vient, par surprise, contredire les certitudes acquises (un très grand feu de nuit en plein hiver par exemple) et contredire l'approche inductive. La connaissance du passé et l'expérience du terrain peuvent ainsi piéger le raisonnement et limiter la compréhension du phénomène, car il n'y a pas de remise en cause jusqu'à...la prochaine nuit d'hiver... Sans dire que l'ignorance est un atout, il faut accepter de rester sceptique sur l'expérience que l'on a du phénomène et sur les relations statistiques établies.

Il semble désormais important d'admettre que l'irrégularité dans les séries chronologiques est une composante intrinsèque du phénomène feu. Dès lors, la démarche la plus objective consiste à mesurer les propriétés d'une série chronologique, et plus particulièrement l'instabilité qui y réside. H.E Hurst a passé sa vie à l'étude du Nil et plus spécifiquement à l'étude des problèmes qui se rapportent au stockage de l'eau. Dans le cadre de ses recherches, il a inventé une nouvelle méthode statistique, méthode qui a connu plusieurs évolutions, mais qui reste aujourd'hui encore une référence scientifique dans la littérature. Cette méthode est appelée analyse des étendues normalisées, ou *Rescaled Range Analysis (R/S Analysis)*. Un des problèmes que Hurst a étudié et qui l'a amené à penser une nouvelle méthode statistique était la taille optimale de la construction d'une retenue d'eau. Si un réservoir hydraulique parfait est construit, il stockera assez d'eau pendant la saison humide pour la saison sèche, mais sans s'épuiser jamais. La quantité de l'eau qui entre et qui sort du réservoir est un processus aléatoire. Dans le cas de l'apport en eau, le processus aléatoire est déterminé par les précipitations (évapotranspiration, humidité des sols, etc.). Dans le cas de la sortie (débit à l'exutoire), le processus est conduit par la demande en eau des utilisateurs (agriculteurs, touristes, électricité, etc.) qui induit une ouverture plus ou moins longue des vannes de la retenue. Par la suite, l'auteur s'est servi de son outil pour modéliser la série temporelle de la hauteur des crues du Nil depuis l'antiquité (soit une chronique qui dépasse 1000 ans). Selon cette méthode, une série chaotique peut être caractérisée par un exposant (noté H), qui représente la probabilité pour qu'un événement soit suivi par un événement similaire. Ce sont donc les aspects de persistance ou d'anti-persistance qui sont principalement visés par cette analyse. D'une manière générale l'exposant de Hurst est compris entre zéro et un (*Figure 124*).



Source : Barnsley et al, Springer-Verlag, 1988

Figure 124. Exemples de séries chronologiques et valeurs de Hurst correspondantes

Un exposant supérieur à 0,5 révèle des phénomènes de persistance : l'irrégularité n'est pas aléatoire, et la variable est sensible à son histoire. On est en face d'un mouvement brownien fractionnaire, et la force du phénomène de persistance croît lorsque H s'approche de 1. A l'inverse un exposant inférieur à 0,5 révèle un phénomène d'anti-persistance. La probabilité d'un retour brutal à la moyenne (Cygne noir) est d'autant plus forte que H est plus faible. Le phénomène de Hurst a été vérifié dans de nombreuses problématiques environnementales : la variation des vitesses de vents (Haslett et Raftery, 1989), l'évolution des températures moyennes (Bloomfield, 1992), les débits du Nil (Eltahir, 1996) et du fleuve Warta en Pologne (Radziejewski et Kundzewicz, 1997), les variations mensuelles et journalières du flux d'eau dans le lac Majeur en Italie (Montanari et al., 1997) et sur l'apport annuel en eau du continent nord-américain (Vogel et al., 1998). Cette approche a également donné de très bons résultats dans le domaine biomédical (Bassingthwaight et Raymond, 1994 ; Fisher et Akay, 1997 ; De Petrillo et al., 1999). Plus récemment, des physiciens italiens ont pu mesurer la persistance temporelle de l'activité solaire en utilisant cette méthode statistique (Lepretti et al., 2000). Il y a donc là une statistique certes spéciale, mais qui est généralement applicable à des phénomènes très divers. Cela pose la question de son universalité, de l'universalité de la structuration des phénomènes selon cette statistique et donc son application aux feux de forêt dont on sait qu'ils recèlent à la fois une logique naturelle et anthropique.

Il convient de décrire en détail la méthodologie de calcul de l'exposant de Hurst. Pour comprendre les travaux de H.E Hurst, il faut revenir au contexte thématique pour lequel l'exposant qui nous intéresse a été pensé, c'est-à-dire la modélisation du fonctionnement des réservoirs d'eau. Dans cette étape, nous nous appuyons sur une multitude de sources parmi lesquelles les travaux de Jens Feder sont prépondérants (Feder, 1988, 1995). Les équations qui suivent, également citées à de multiples reprises sur la toile, sont tirées de ses articles. Le transport de l'eau dans les sierras californiennes (États-Unis) fonctionne par l'intermédiaire de milliers de canalisations qui drainent l'eau vers la grande retenue de *Crystal Springs* qui se situe à environ trente miles (presque 50 km) au sud de San Francisco. L'équation suivante montre l'apport moyen en eau par ces drains sur une période de temps t .

$$\langle \xi \rangle_t = \frac{1}{t} \sum_{t=1}^t \xi(t)$$

L'eau dans la retenue de *Crystal Springs* est principalement issue de l'intensité des précipitations neigeuses sur l'ensemble du bassin versant qui s'étend sur plusieurs milliers de kilomètres carrés. Les années où la neige est abondante voient un écoulement progressif et important vers la retenue. À l'inverse, lorsque la couche de neige est mince, les apports en eau sont fortement réduits pour les communautés humaines qui en dépendent (la *Silicon Valley* par exemple). On peut représenter l'apport annuel en eau sous la forme $\xi(u)$. La déviation à la moyenne pour chaque année (c'est-à-dire l'écart entre l'apport en eau annuel et la moyenne qui est calculée sur la période τ) est donc notée :

$$\xi(u) - \langle \xi \rangle_\tau$$

À partir de ces ordres de grandeur, J. Feder a proposé l'équation suivante qui permet de calculer l'accumulation dans le temps de la déviation annuelle à la moyenne, de la première année de mesure à l'année τ .

$$X(t, \tau) = \sum_{u=1}^t \{ \xi(u) - \langle \xi \rangle_\tau \}$$

Le rang, noté $R(\tau)$, est la différence entre la valeur maximale $X(t_b)$ et la valeur minimum pour la période τ . Le calcul du rang est résumé par l'équation :

$$R(\tau) = \text{Max}(X(t, \tau)) - \text{Min}(X(t, \tau))$$

Pour mieux visualiser cette modélisation statistique, nous reprenons un schéma explicatif proposé par J. Feder dans son ouvrage *Fractals* de 1988 (figure ci-dessous). Il est aisé de visualiser X_{max} qui est la valeur maximale de la somme des déviations à la moyenne, X_{min} qui la valeur minimale de la somme des déviations à la moyenne. $X(t)$ est la somme des déviations à la moyenne de la période t .

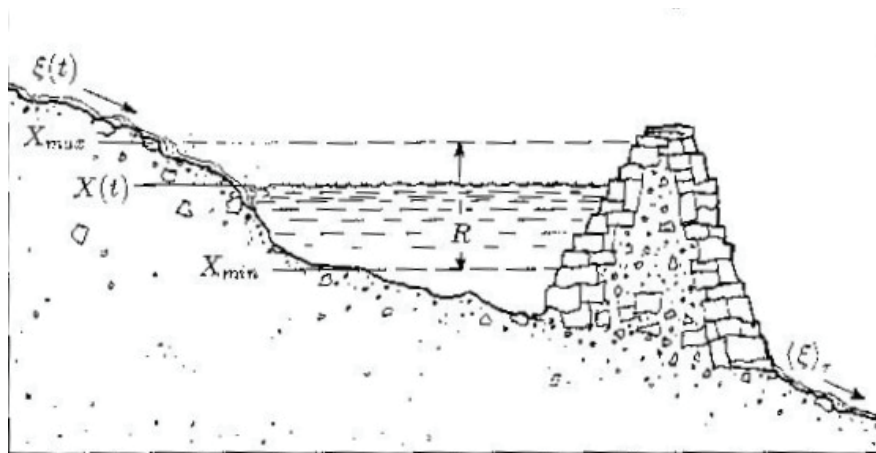


Illustration de Liv Feder, dans *Fractals* de Jens Feder (1988)

Figure 125. Schématisation de R/S dans le calcul de l'exposant de Hurst

L'étendue normalisée (*Rescaled Range*) est calculée en divisant le rang $R(\tau)$ par l'écart type de la série, ce qui donne :

$$R/S = \frac{R(\tau)}{S(\tau)}$$

L'exposant de Hurst est mesuré en calculant la valeur moyenne de R/S pour de multiples sections de la série de données. Dans la littérature, il est admis que les valeurs de R/S pour toutes les échelles de la série se répartissent selon une fonction puissance. Nous verrons que cette loi puissance est à la base de la mesure de l'exposant de Hurst, ce qui constituera pour nous l'élément évolutif que nous envisagerons par la suite (l'invariance d'échelle ne se vérifie pas au profit d'une covariance d'échelle). Avant d'envisager une évolution méthodologique, il convient naturellement de poursuivre la description de H et d'observer ses résultats sur les séries de feux.

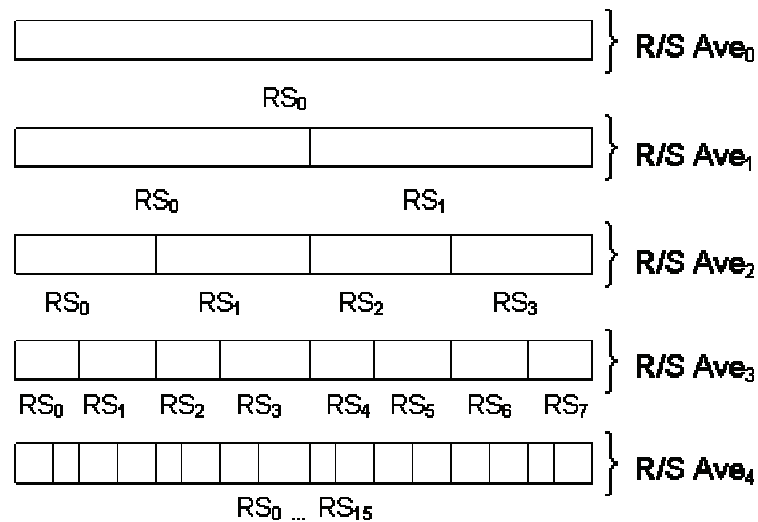
Une droite de régression rectiligne est tracée à partir d'une série de points composée d'une part par le logarithme de n (la taille de l'intervalle de valeurs sur lequel R est calculé), et d'autre part sur le logarithme de la moyenne de R concernant le même intervalle. L'exposant de Hurst est la valeur de la pente de la régression. L'exposant de Hurst est donc lié à l'exposant α de la loi puissance. La formule qui les lie est notée :

$$\alpha = 2H-1$$

Par ailleurs, l'exposant de Hurst (H) est aussi lié à la dimension fractale (D) de la série de données. Le rapport entre H et D est noté :

$$H = 2-D$$

Ceci se comprend intuitivement puisque plus H est élevé, plus le rapport R/S augmente rapidement avec n . Ceci signifie que l'amplitude maximale augmente de plus en plus vite par rapport à la variation, ou plus prosaïquement que la variation augmente moins vite que l'amplitude maximale. Comme l'a évoqué Ian L. Kaplan dans ses travaux de synthèse sur le sujet (disponibles en ligne sur son site <http://www.bearcave.com>), cette méthode de calcul a été développée par Benoît Mandelbrot et son équipe dans une série d'articles publiés entre 1968 et 1979. En utilisant l'exposant de Hurst, on pose l'hypothèse que les séries de données sont statistiquement auto-similaires, c'est-à-dire que les propriétés globales de la série se retrouvent de manière identique pour les sous-sections qui la composent. Les deux moitiés d'une chronique devraient donc, en théorie, présenter la même structuration statistique que la chronique prise dans son ensemble. C'est en tout cas l'hypothèse qui est à la base de la construction de l'exposant de Hurst, hypothèse qui peut être schématisée par la Figure 126 ci-après.



Source : Ian L. Kaplan (<http://www.bearcave.com>)

Figure 126. Mesure de l'auto similarité d'une série de données par l'exposant de Hurst

Il n'en reste pas moins que si nous allons employer cet exposant tel quel dans un premier temps, il nous semblera nécessaire par la suite de vérifier si la structuration puissance est véritablement rectiligne ou si, comme cela a déjà été le cas au cours de cette thèse, le modèle Fractal Parabolique s'ajuste mieux aux données. Si c'était le cas, cela représenterait une évolution tout à fait intéressante à même de combler les approximations inhérentes à une vision trop « idéale » de la loi puissance. Dans ce cas-là, il semblerait discutable d'employer un exposant unique qui serait à même de « résumer » la structuration statistique des chroniques d'incendies de forêt (tout comme celle des crues du Nil et des autres phénomènes étudiés depuis 50 ans par la communauté scientifique avec l'exposant H).

7.2 L'exposant de Hurst pour différencier les espaces selon l'instabilité de l'activité incendiaire

Il s'agit donc d'utiliser cette statistique, certes spéciale, mais qui a le mérite non négligeable d'offrir une approche originale de la variabilité des manifestations du phénomène incendiaire dans les espaces méditerranéens. Les résultats qui apparaîtront progressivement seront directement en relation avec les préoccupations des hommes politiques et des hommes de terrain puisque nous souhaitons quantifier la probabilité d'émergence des plus grands feux.

Dans un premier temps, nous suivrons la variabilité triannuelle de la propension au(x) cygne(s) noir(s) dans plusieurs départements du Sud-est de la France (un découpage annuel impliquerait une segmentation trop intense de la série de données). Nous chercherons ensuite une corrélation entre le degré d'instabilité dans l'enchaînement chronologique des tailles des feux (H) et le niveau de contraintes qui a déjà été quantifié (coefficient de courbure du modèle FP). Ce rapport nous semble *a priori* logique puisque plus les contraintes sont fortes pour la propagation des feux dans un espace, plus l'émergence d'un feu qui atteint une taille importante devrait apparaître brutale et imprévisible. Le cygne noir (métaphore qui combine l'état de surprise à la taille importante d'un événement) devrait alors être plus palpable pour les espaces en marge du climat méditerranéen et/ou les ensembles végétalisés fortement fragmentés. Le troisième objectif consistera alors à vérifier si la statistique de Hurst donne des perspectives intéressantes et pertinentes à méso-échelle, c'est-à-dire pour les mailles DFCI⁶³. En effet, d'une maille à une autre, l'hétérogénéité spatiale et climatique fait prendre au phénomène différents visages. C'est d'ailleurs ce que nous avons pu déterminer à plusieurs reprises dans les chapitres précédents (*Figure 63* p. 174 principalement). L'instabilité dans les chroniques devrait alors être également un moyen de différenciation spatiale en phase avec les échelles de travail des opérationnels des feux de forêt.

7.2.1 Évolution au cours du temps de l'instabilité du phénomène feu dans le Sud de la France

Avant d'entamer cette étape d'analyse, un bref rappel historique et méthodologique est avancé sur la base *Prométhée*. Cette base est en quelque sorte la mémoire française des feux de forêt. Conçue et lancée en 1973, la base de données *Prométhée* couvre 15 départements du sud-est de la France (un projet d'intégration des départements du Sud-ouest est actuellement en cours). Les données d'identification regroupent des variables caractérisant la localisation spatiale (département, commune, lieu-dit, coordonnées) et la localisation temporelle (date, heure, moyen d'alerte) du point d'éclosion, ainsi que la surface incendiée. La finesse des événements recensés a évolué. Avant 1981, seuls les feux de plus de 0,1 ha étaient enregistrés. Après cette date, plus aucun filtre de taille n'a été appliqué ce qui confère à cette base française une précision inégalée dans le monde. Alors que cette base est construite comme un répertoire d'événements, nous l'avons fait évoluer en créant des chroniques journalières d'incendies sur la période 1973-2006 (voir le chapitre 6).

⁶³ Défense de la Forêt Contre les Incendies

C'est donc une « matière brute » analogue à celle fournie, par exemple, par *Météo-France* pour les précipitations journalières qui est à notre disposition (1 chronique de la zone méditerranéenne, 3 chroniques régionales et 13 autres départementales). Pour vérifier la pertinence de la statistique de Hurst pour notre projet de modélisation de la variabilité du phénomène, ce sont d'abord les chroniques des trois départements continentaux et celle de la Corse prise dans sa totalité qui vont servir de données expérimentales. Plus tard, nous affinerons les résultats en étudiant l'ensemble des chroniques pour porter un regard multi scalaire sur la variabilité du phénomène dans les espaces méditerranéens. Ici, la notion de variabilité porte sur l'instabilité chronologique qui pose de gros problèmes à la fois d'organisation (mettre des moyens là où il y a déjà eu des feux ?) et de compréhension (pourquoi des moments proches n'accueillent pas la même activité incendiaire ?).

L'objectif est de montrer que l'instabilité est une propriété structurelle des séries chronologiques d'incendies et que cette propriété se module selon les espaces considérés. Il s'agit en outre d'ouvrir la question de la sensibilité de cette irrégularité à l'action humaine de lutte qui a profondément changé de dimension dans les années 80. La valeur de H (contraction de Hurst) exprime le degré de persistance du processus. L'idéal serait de trouver une valeur de H autour de 0,5 (variations aléatoires caractéristiques d'un mouvement brownien) car ce serait la situation la plus simple à assurer pour les autorités. Cette série chronologique serait alors constituée d'un nombre limité de journées à feux qui auraient brûlé des étendues pas trop vastes (valeurs peu différentes de la moyenne de la série). Si les structures chronologiques présentaient cette valeur, il semblerait que, statistiquement, les séries devraient être probablement gaussiennes. Ceci n'est jamais le cas. On peut alors imaginer que cette situation, si quand bien même elle se vérifierait, ne concerne que des moments ou des espaces précis et que donc, cette structure normale (au sens gaussien) ne serait qu'une structure statistique en sursis. Une valeur faible de H (inférieure à 0,5) impliquerait l'avènement hétérogène des journées à feu sur l'année. L'écart à la moyenne peut être important puisque d'une manière générale les événements sont concentrés sur certaines fenêtres estivales. Toutefois, et c'est l'information la plus importante, une valeur faible de H exprime la probabilité forte qu'un grand feu bouleverse la statistique précédente et ce faisant, ramène la valeur moyenne vers un niveau plus important. Ce fonctionnement théorique nous rappelle déjà la structure de toutes les séries de feux qui sont très sensibles au feu « roi », qui est la surface brûlée maximale de la série (voir le chapitre 5). On peut alors légitimement penser que dans ce cas, c'est l'absence de feux qui est préoccupante. Cette conclusion est fortement contre-intuitive pour les hommes de terrain et les médias.

Plus la valeur de H est faible plus le *cygne noir* devient probable (l'incendie ou la série d'incendies qui bouleverseront la statistique précédente en ramenant la valeur de la surface brûlée moyenne vers des ordres de grandeur bien plus importants). Cela signifie qu'un jour, demain, dans 5 ans, dans 10 ans se produira un feu gigantesque (proportionnellement à l'espace considéré) dont la valeur bousculera toute la statistique précédente. Ce pourra être considéré comme un choc externe pour la société (dissipation brutale de l'énergie en de multiples lieux). L'origine peut en être crapuleuse, mais, on le conçoit aisément, elle n'a aucune importance par rapport à la logique du phénomène. Ce sera certainement la conséquence de la construction d'une situation d'instabilité croissante (accumulation de l'énergie) qui peut parfaitement passer inaperçue à l'intérieur du système d'interactions non linéaires et multi scalaires entre le milieu naturel et la société. Toutefois, une mise en garde doit être préalablement posée avant d'interpréter les résultats. La faible longueur de la chronique de feux (trente-cinq années comparées aux siècles en hydrologie) peut nous induire en erreur lors de la lecture des fluctuations de la valeur de H . Dès lors, il ne faut pas accorder trop de poids aux résultats, mais s'en servir comme un révélateur de trajectoires. C'est dans cet esprit qu'il faut considérer les premiers résultats synthétisés dans la *Figure 127* ci-après.

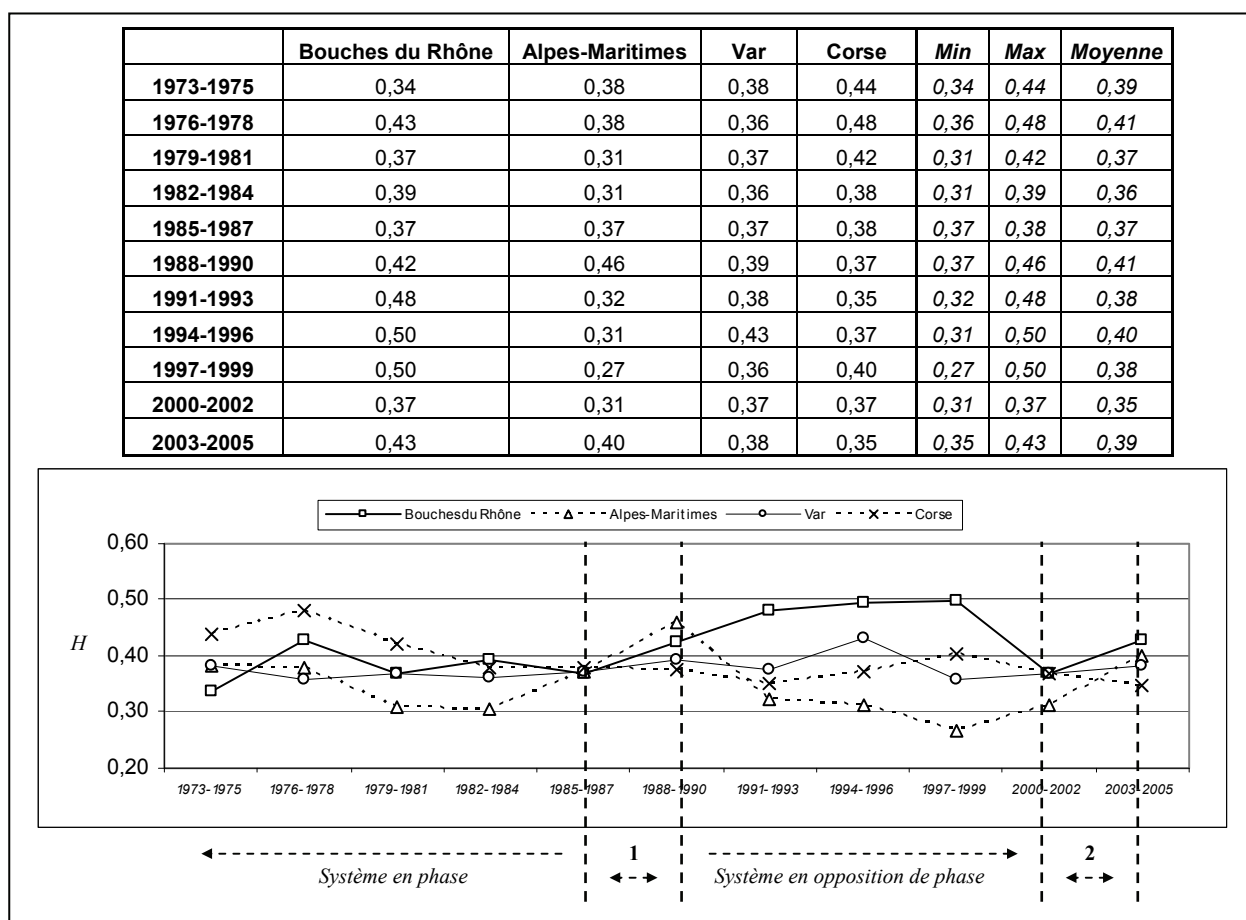


Figure 127. Évolution au cours du temps de l'instabilité du phénomène feu dans le Sud de la France

Pour les trois départements et l'île de beauté, et pour toutes les périodes triannuelles envisagées entre 1973 et 2006, les chroniques de feu sont toujours de nature anti-persistante ($H < 0,5$). Ce constat confirme la nature irrégulière et instable du phénomène. Néanmoins, nous pouvons distinguer plusieurs modalités de distribution des événements. Jusqu'à la fin des années 80, les grands départements méditerranéens et la Corse ont une fluctuation homogène de leur sensibilité au(x) cygne(s) noir(s). Le système feu est en quelque sorte en « phase » pour l'ensemble de ces espaces. A partir de 1985 environ, les différentes trajectoires se sont fortement rapprochées (1). Cette période voit le système changer progressivement de nature. D'un système où les départements sont en phase, nous observons une opposition de phase se mettre en place. A quoi correspond cette période charnière ?

Nous rappelons que la stratégie de lutte et la modernisation des moyens se sont organisées à partir de 1980. Il est probable que les effets de l'action humaine ont été progressifs sur la distribution statistique des feux. Cela correspond à la montée en puissance du système de lutte qui s'est étalée sur une décennie (1980-1990). À partir de 1991, le système de lutte a profondément modifié les chroniques de feux. Certains départements ont ainsi connu des variations notables de la valeur de Hurst. C'est le cas du département des Bouches-du-Rhône (13) qui, jusqu'à la fin des années 80, présentait un profil anti-persistant relativement invariant mais dont l'irrégularité s'est progressivement et durablement porté vers un état de quasi-fluctuations aléatoires ($H \approx 0,5$ pendant dix ans). Ce système de lutte est également entré en action dans les Alpes-Maritimes (06). Toutefois, contrairement aux Bouches-du-Rhône, la sensibilité à un cygne noir s'est considérablement accrue pendant une décennie (un H de plus en plus faible). Ainsi, la trajectoire de ces deux départements s'est nettement écartée : si l'on suppose que l'action humaine de lutte a eu comme effet de « lisser » la taille des feux pour l'un (13), elle a nécessairement produit l'effet inverse pour l'autre (06) en augmentant le poids et la probabilité des cygnes noirs. Ceci n'est guère cohérent avec une pratique opérationnelle identique. Il doit probablement y avoir autre chose qui explique cette situation.

Les raisons de cet écart de réponse à une même stratégie de lutte résident probablement dans l'organisation spatiale des deux départements. La quantité de combustible est beaucoup plus importante dans les Alpes-Maritimes que dans les Bouches-du-Rhône. La diminution des surfaces brûlées à partir de 1991 a eu comme conséquence d'augmenter considérablement le potentiel des grands feux qui ont pris de plus en plus de poids dans les chroniques de feux.

En supposant que le système de lutte est aussi efficace dans les deux départements, les conséquences d'un feu qui échappe au contrôle sont beaucoup plus grandes dans celui qui offre le plus de potentiel au phénomène. Ainsi, les cygnes noirs (dont la taille est proportionnelle au potentiel végétal de l'espace considéré) ont pris beaucoup plus de poids dans l'activité incendiaire des Alpes-Maritimes que dans celle des Bouches-du-Rhône. À partir des années 2000, les chroniques départementales se sont à nouveau regroupées vers des valeurs de H sensiblement égale à celles d'avant la lutte (2). Le manque de recul empêche de savoir si c'est le début d'une nouvelle période de phase ou une simple fluctuation statistique. Néanmoins, il est possible que les stratégies de lutte se soient réellement homogénéisées dans le Sud de la France et que ses effets sur la probabilité d'un événement rare s'estompent par endroits (dans les espaces où ils étaient très forts) et s'intensifie ailleurs (dans les espaces où ils étaient faibles). Les deux autres espaces étudiés (Var et Corse) ont, eux, une instabilité des feux presque invariante au cours du temps. Contrairement aux deux précédents espaces, il semble que la sensibilité aux cygnes noirs dans le Var et en Corse ne soit pas (ou très peu) sensible à l'action humaine. Ainsi, les effets d'un système de lutte mis en place il y a plus de 25 ans ont été d'une part longs à marquer l'instabilité des chroniques de feux, d'autre part inégaux selon les espaces et peut-être enfin en bout de course depuis quelques années (les valeurs de H en 2003-2005 sont égales à celles de 1979-1981). Ces premières pistes nous amènent à quelques apprentissages et à beaucoup de prudence. Si la fréquence des incendies a largement diminué depuis trente ans, l'irrégularité des surfaces brûlées journalières semble être une constante du phénomène feu qui peut varier au cours du temps. Les chroniques du phénomène feu nous poussent à nous méfier du passé. L'homme de terrain comme le chercheur doit s'adapter à la nature chaotique du phénomène. Cette instabilité structurelle est par ailleurs déjà palpable à l'échelle régionale et varie également annuellement comme en atteste la figure ci-après qui porte sur la région PACA. Le découpage annuel est ici purement à vocation expérimentale puisque, objectivement, une telle segmentation sur une chronique déjà bien courte n'est pas très pertinente statistiquement.

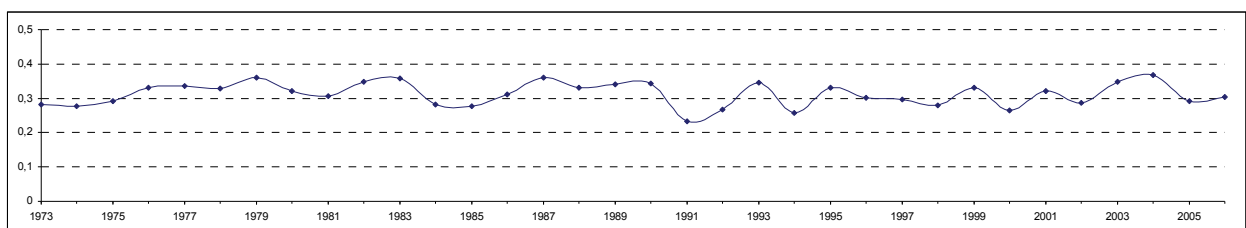


Figure 128. Variation annuelle de l'instabilité dans la chronique d'incendies de forêt en PACA (1973-2006) selon l'exposant de Hurst

Parce que l'instabilité semble être intrinsèque au phénomène feu, il faut savoir être modeste et admettre que l'événement rare et massivement destructeur arrivera quoiqu'il advienne ; la chance, les structures spatiales, les variations climatiques et (peut être) l'action humaine de lutte déterminant sa récurrence et le délai qui nous en sépare. Pour un financier cela revient à être ruiné en un jour, et cela malgré une gestion qui aux yeux de tous pouvait être considérée comme optimale. Pour un forestier ou un pompier, cela revient à voir brûler la forêt (et les maisons qui s'y trouvent) malgré leurs compétences et leurs expériences respectives.

7.2.2 L'instabilité chronologique liée aux contraintes physiques et climatiques : approche multi-échelles et différenciation des espaces

Il serait intéressant de comparer la valeur de l'exposant de Hurst, qui fait écho à l'autocorrélation temporelle, à la forme parabolique des distributions (TSB⁶⁴ et TSBJ). En effet, il semblerait logique qu'il y ait un rapport entre le caractère anti persistant d'une série de feux et les contraintes climatiques et physiques qui agissent « physiquement » sur le phénomène (notées *CcTSB*). C'est sont la structure hiérarchique des tailles du phénomène et leurs enchaînements chronologiques qui vont être comparés. Autrement dit, plus les contraintes sont fortes (le coefficient de courbure est alors fortement négatif) plus la distribution doit être dépendante de quelques individualités (des gros feux ou des journées très chargées) qui marquent profondément la distribution. Dès lors, on devrait obtenir un exposant de Hurst (*H*) faible (signifiant là une instabilité forte) pour les espaces où les contraintes sont prononcées (*Cc*), et naturellement un *H* proche de 0,5 pour les espaces où les feux sont individuellement peu contraints par le milieu et l'environnement climatique (distributions quasi parétienne). Un tableau de synthèse nous donne les premiers résultats (*Figure 129*).

		Hurst	Cc TSBJ	Cc TSB
Régions	Corse	0,36	-0,032	-0,024
	PACA	0,41	-0,03	-0,021
	Languedoc-R	0,37	-0,038	-0,033
Départements	Bouches-du-Rhône	0,38	-0,008	-0,019
	Var	0,41	-0,001	-0,014
	Vaucluse	0,37	-0,038	-0,03
	Alpes-Maritimes	0,33	-0,035	-0,036
	Alpes-de-Ht-Pce	0,32	-0,037	-0,034
	Hautes-Alpes	0,27	-0,048	-0,047
	Pyrénées-Orientales	0,38	-0,026	-0,023
	Aude	0,35	-0,039	-0,039
	Gard	0,39	-0,027	-0,028
	Hérault	0,34	-0,042	-0,039
	Lozère	0,44	-0,045	-0,043
	Corse-du-Sud	0,43	-0,027	-0,018
	Haute-Corse	0,35	-0,035	-0,027

Figure 129. Courbure et instabilité dans les séries statistiques de feux de forêt

⁶⁴ Tailles des Surfaces Brûlées et Tailles des Surfaces Brûlées Journalières

À l'échelle régionale, la région PACA se distingue des deux autres régions par un exposant H plus proche de 0,5. Il semble donc que les tailles des feux dans cette région sont plus cohérentes les unes avec les autres, c'est-à-dire que l'autocorrélation y est plus forte. L'exposant H exprime ainsi la modalité chronologique avec laquelle s'enchaînent les tailles des événements. Il n'est donc pas spécifique à l'intensité globale de leurs manifestations, mais plutôt à l'écart entre des événements chronologiquement proche. On comprend alors l'intérêt de se référer au coefficient de courbure (Cc) dont on sait déjà qu'il reflète bien le degré de contrainte (structurel et climatique) qui s'exerce sur le phénomène. Dès lors, c'est la région Corse qui semble cumuler le plus franchement ces deux traits de caractère problématiques : une instabilité chronologique relativement forte, c'est-à-dire une propension aux cygnes noirs assez élevée (H faible), et une intensité globale des feux qui s'illustre par une faible courbure de la distribution hiérarchique (distribution quasi parétienne). En se basant sur cette relation statistique entre l'intensité potentielle et l'instabilité structurelle, on peut chercher à comparer les départements du Sud-est de la France. Le résultat est bon puisque à cette échelle, la corrélation entre Cc - $TSBJ$ et H est $r^2 \approx 0,79$.

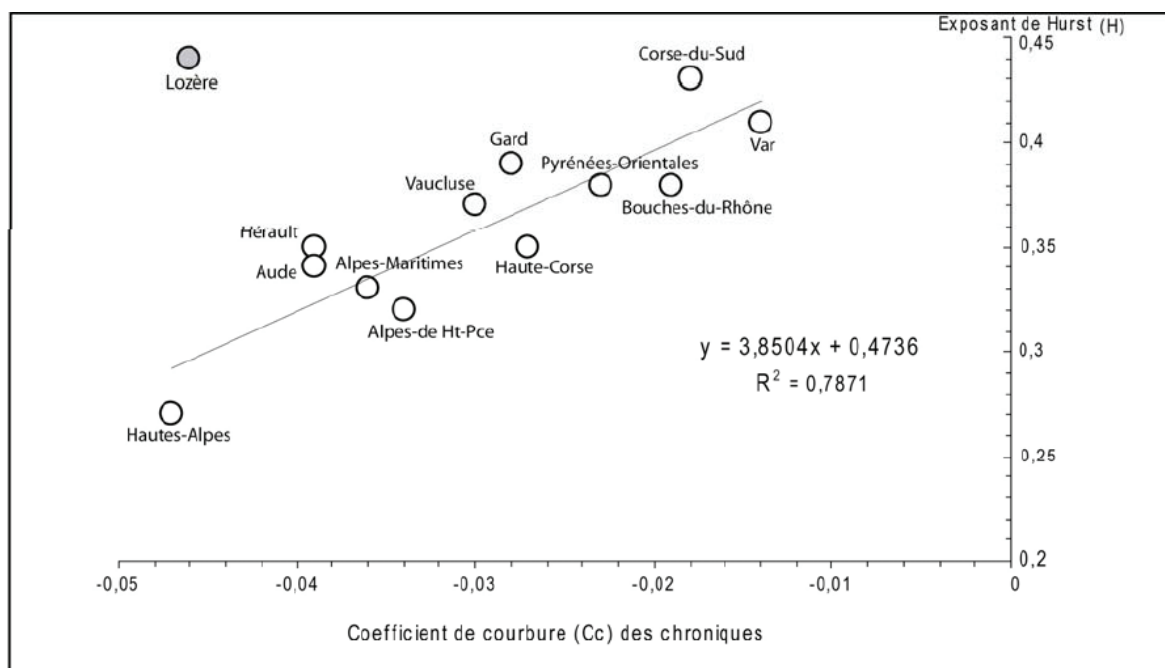


Figure 130. Intensité et instabilité dans les chroniques départementales d'incendies de forêt

Ce graphique permet de représenter la relation entre l'intensité (Cc - $TSBJ$) et l'instabilité (H) dans les chroniques de feux. Tous les départements présentent une anti persistance dans leur chronique journalière de feux de forêt ($H < 0,5$). Cette anti persistance est plus ou moins marquée selon les espaces.

Elle varie ainsi de 0,27 pour les Hautes-Alpes, signalant là un phénomène très dépendant d'un ou deux feux qui ont ébranlé la statistique précédente, à 0,44 pour la Lozère, valeur qui caractérise une série de feux relativement homogène où le poids des individualités sur la statistique globale est plus limité. La Corse-du-Sud et le Var présentent une instabilité relativement faible, ce qui correspond à une situation où le phénomène est peu contraint et donc potentiellement très intense (Cc proche de zéro qui évoque une quasi invariance d'échelle des tailles de feux) et ce, de manière récurrente (H proche de 0,5). Plus les contraintes physiques et climatiques sont fortes, plus la chronique est irrégulière, fragmentée et sensible à quelques événements rares qui bousculent fortement le semblant « d'ordre » établi précédemment. Pour en revenir à la métaphore proposée par P. Bak du sablologue qui observerait en continu un tas de sable (Bak, 1997), la surprise liée aux « avalanches de feux » est très importante dans ces espaces car aucun signe avant-coureur ne peut nous aider à entrevoir le moment d'occurrence et la taille du macro feu qui va ébranler les certitudes acquises depuis le début du recensement des données. En d'autres termes, l'incertitude est toujours de mise quels que soient les espaces (H est toujours inférieur à 0,5 ce qui révèle l'absence d'une autocorrélation temporelle entre les feux), mais elle est plus forte dans les espaces où les contraintes pour l'émergence des grands feux de forêt sont prégnantes. Pour ces espaces, parmi lesquels le département des Alpes-Maritimes est remarquable, l'état d'instabilité temporelle se conjugue avec l'émergence d'une individualité très forte (3402 ha le 23 août 1986 à Peymeinade) qui dépasse souvent de beaucoup les tailles de feux déjà observées. Dans le cas des Alpes-de-Haute-Provence, ce sont deux cygnes noirs dont les tailles sont approximativement similaires qui ont renversé chacun à leur tour la statistique précédente (1 950 ha le 6 juillet 1982 à St-André-les-Alpes et 2 013 ha le 7 août 2005 à Esparron-sur-Verdon).

Parmi les treize départements étudiés, il y en a un qui se démarque fortement des autres puisqu'il ne correspond pas à la relation *intensité potentielle / instabilité structurelle* décrite ici. Il s'agit de la Lozère qui, grâce à une humidité globale supérieure (y compris l'été où la rosée reste importante), combine à une courbure très prononcée de la distribution hiérarchique des TSB⁶⁵ ($Cc = 0,43$) et des TSB_J⁶⁶ ($Cc = 0,45$), une faible instabilité chronologique ($H = 0,44$). En plus d'opposer aux incendies des contraintes physiques et climatiques qui freinent considérablement leur diffusion (c'est un département très agricole où l'écobuage est développé), cet espace exhibe une faible sensibilité aux événements rares (cygnes noirs).

⁶⁵ Tailles des Surfaces Brûlées

⁶⁶ Tailles des Surfaces Brûlées Journalières

La possibilité d'émergence brutale d'un cygne noir persiste, mais, si on la considère en termes de probabilités, elle est nettement moins forte que pour d'autres départements qui présentent un Cc similaire. L'écart entre la valeur de H en Lozère et en Hautes-Alpes est ainsi d'environ 63 % ($H = 0,44$ et $H = 0,27$). Comment expliquer cette situation ? Il semble que la Lozère soit en marge du climat méditerranéen. Ce climat se traduit en effet globalement dans les manifestations du phénomène feu de forêt par un rapport étroit ($r^2 \approx 0,79$) entre l'intensité potentielle des feux (l'aisance ou la contrainte de diffusion qui implique une forme rectiligne ou parabolique de la distribution puissance) et l'instabilité temporelle (auto-corrélation temporelle et sensibilité aux événements rares). Dans le cas de la Lozère, on est clairement en dehors de ce modèle (*Figure 130*), ce qui nous fait penser que cet espace intègre d'autres logiques topo-climatiques et agricoles (élevage ovin, caprin et bovin) qui marquent la structure statistique des données recensées dans la base *Prométhée*.

La probabilité d'un cygne noir est donc inégale selon les espaces, et sa taille est naturellement en relation avec le potentiel de chacun (superficie végétale, fragmentation spatiale, climat). Il semblerait donc *a priori* possible de réunir ces paramètres pour se faire une idée, même approximative, de la taille maximale et de la probabilité d'occurrence d'un cygne noir à l'échelle des départements français. Cela représente en soi une application concrète de nos travaux qui serait directement en relation avec des attentes opérationnelles. Cela serait peut être également une bonne alternative à l'utilisation du modèle puissance parétien pour le calcul des probabilités des feux supérieurs à un seuil. Il faut néanmoins garder en mémoire que l'exposant de Hurst est construit avec la même logique méthodologique que l'exposant α de la loi puissance, puisque son utilisation suppose une structuration puissance rectiligne des valeurs issue du rapport entre R/S (la taille de l'intervalle divisée par l'écart-type des tailles de feux) et les tailles successives des intervalles de temps envisagés (min 10 jours à max 34 ans). On verra à ce sujet que cela relève également d'une certaine approximation, et qu'ainsi la fiabilité de l'exposant de Hurst peut être globalement discutable. En effet, une seule valeur ne semble pas pouvoir « résumer » l'ensemble de la distribution. C'est ce que l'on s'attachera à démontrer un peu plus tard dans cette thèse. Nous voulons tendre vers une modélisation statistique véritablement originale, qui prendra comme justification statistique la forme parabolique de la distribution des valeurs de R/S . Si ceci est vérifié, alors la relation de dépendance temporelle pour le phénomène feu de forêt ne sera pas auto similaire mais subira au contraire une *dérive continue de la dimension fractale*, pour reprendre l'expression de J.P Rigaut (Rigaut, 1987).

Cela pourrait ainsi expliquer pourquoi le phénomène feu semble avoir de multiples visages temporels, et que certains créneaux horaires et journaliers semblent nous en apprendre plus que d'autres sur l'autocorrélation temporelle des avalanches de feux de forêt. Nous nous en assurerons un peu plus tard. Avant cela, peut-on mesurer le degré d'instabilité des séries de feux recensées dans chaque maille DFCI ? Cette question est fondamentale pour espérer faire de cet exposant un nouvel indicateur à destination des opérationnels des feux de forêt (forestiers, pompiers, hommes politiques).

7.2.3 *L'instabilité locale de l'activité incendiaire : le poids inégal des événements rares selon les espaces*

Il nous semble *a priori* logique que plus la désagrégation de l'information est avancée (spatiale et/ou temporelle), plus les chroniques sont irrégulières et les manifestations du phénomène instables. Il serait judicieux de le vérifier en expérimentant la statistique de Hurst à méso-échelle (les mailles DFCI de 400 km²). De plus, ce sera là l'occasion de considérer localement la relation entre le degré de contraintes sur la diffusion spatiale des feux (Cc) et l'instabilité temporelle de leur émergence (H), et si cela représente un autre moyen de différenciation des espaces comme l'a été le paramètre K (qui est le rapport entre Cc et $-b$ du polynôme d'ordre deux). Les résultats pour les 77 mailles DFCI expérimentales sont présentés ci-après (p. 362). Un bref encart méthodologique semble nécessaire avant de se lancer dans l'analyse des résultats.

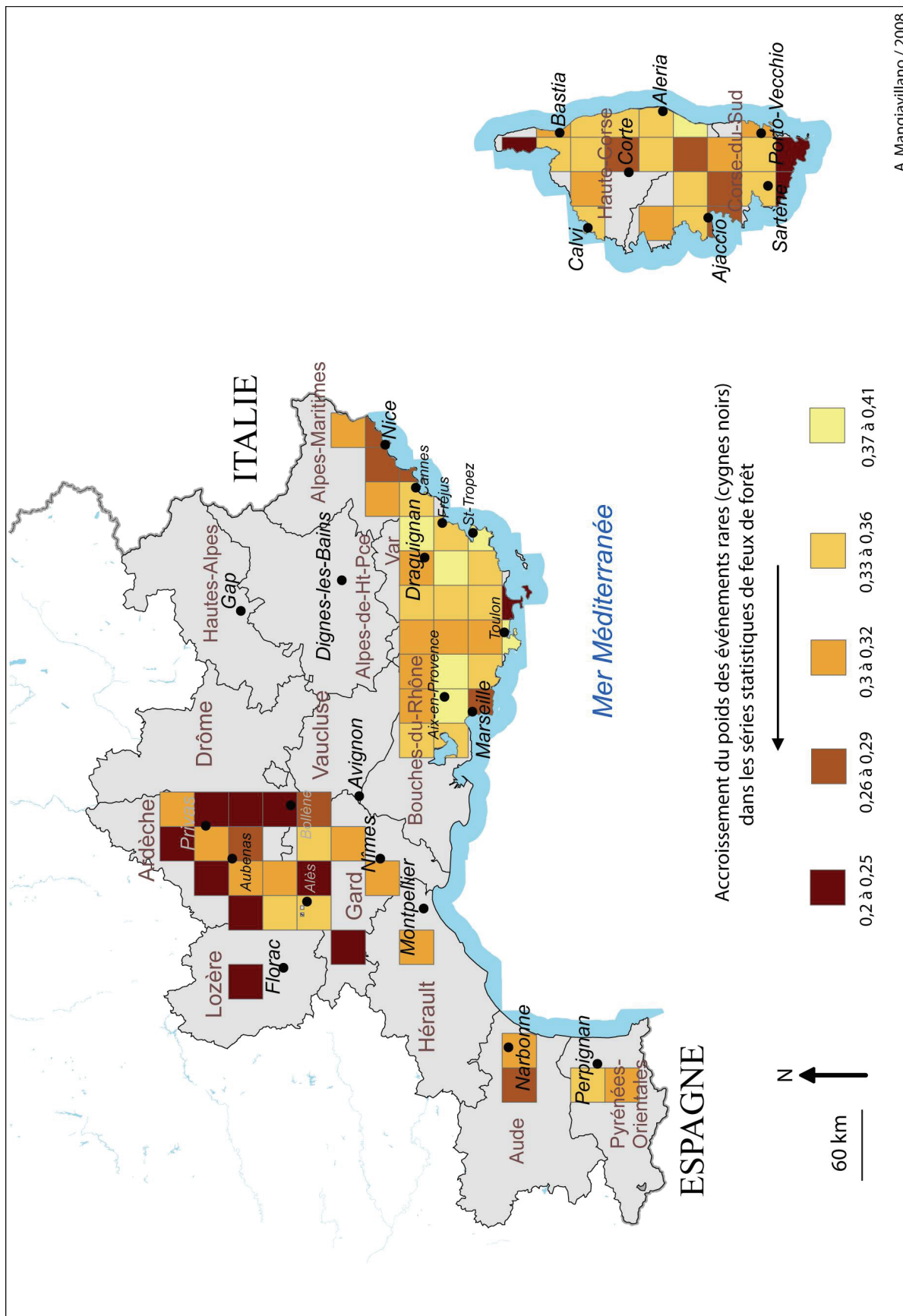
Pour l'étude locale du poids des événements rares, nous utiliserons les séries de feux telles qu'elles sont archivées dans la base *Prométhée*. Le résultat n'est donc pas tout à fait comparable avec l'approche départementale puisque dans le cas présent nous étudierons l'enchaînement des feux les uns après les autres alors qu'auparavant, c'était bien la dimension journalière qui était la plus petite entité mesurable (les feux qui ont émergé du système environnemental méditerranéen au cours d'une même journée voient leurs tailles des superficies brûlées additionnées). On revient ainsi d'une approche chronologique qui sert à comprendre les événements dans le temps ($j, j+1, j+2, j+3, j+n$), vers une approche qui se focalise sur le temps des événements (*feu n°1, feu n°2, feu n°3, etc.*). Cette évolution méthodologique se motive en trois temps.

D'abord, et nous avons déjà abordé ce point, la construction d'une chronique à partir des données *Prométhée*, si elle n'est pas difficile en soi, est tout de même relativement fastidieuse, donc gourmande en temps. En effet, la durée nécessaire pour la construction d'une chronique devrait être multipliée au minimum par 77 (c'est le nombre de mailles DFCI que l'on étudie) pour pouvoir aborder de la même façon le phénomène à une échelle plus fine. Sachant qu'une seule chronique demande environ 2 heures pour être tout à fait aboutie (en comptant une étape de vérification pour éviter les erreurs de compilation), et en y consacrant 10 heures par jour, c'est environ 15 jours de travail qui seraient nécessaires. Or, à ce stade de la thèse, il serait peut-être malvenu de dédier trop de temps à une nouvelle étape de préparation des données, non pas qu'il soit trop précieux en soi, mais que le délai avant la fin de notre projet de recherche s'amenuise de jour en jour. Nous y renonçons donc, mais de manière provisoire puisque cela reste une voie prometteuse de connaissance (est-il possible que l'exposant de Hurst soit un indicateur local de l'instabilité des chroniques de feux de forêt à même d'être utile concrètement pour les opérationnels ?). De plus, notre démarche est essentiellement expérimentale puisque nous n'avons aucune référence bibliographique spécifique à laquelle nous référer pour avancer plus vite dans nos recherches. Chaque étape est ainsi plus longue à franchir du fait de la multiplicité des pistes qui s'offrent à nous à chaque instant. C'est probablement le prix d'une approche que nous avons souhaité originale.

Le deuxième argument qui motive cette évolution méthodologique dépasse ces simples considérations techniques. En effet, il ne semble pas raisonnable, d'un point de vue statistique, de construire des chroniques à partir de séries de données déjà fortement désagrégées. En effet, parce que l'amplitude temporelle du recensement des feux est restreinte (34 ans) et parce que l'échelle de travail est grande (très locale), les chroniques de feux seraient fragmentées à l'extrême pour une majorité de mailles DFCI. Nous n'avons donc pas une donnée en amplitude temporelle suffisante pour être si précis. C'est encore là l'éternel compromis entre la précision et la pertinence. Dans ce cas précis, la pertinence des résultats serait bien trop discutable avec cette précision.

Quoi qu'il en soit, une approche spécifique sur le « temps des événements » (*feu n°1, feu n°2, feu n°3, etc.*) semble être particulièrement appropriée dans notre projet de recherche sur la variabilité du phénomène. En effet, et c'est le troisième et dernier élément qui motive cette étape d'analyse, il est admis dans la littérature que la taille des incendies de forêt f dépend non seulement des feux précédents ($f-1, f-2, f-n$) mais conditionne également les tailles des futurs incendies ($f+1, f+2, f+n$).

En effet, dans l'écosystème méditerranéen, les rétroactions entre les processus (les feux de forêt) et les structures écologiques (nature de la végétation, son âge, sa hauteur, sa densité, etc.) conduisent le système vers une grande complexité spatiale tout en favorisant les effets de mémoire (Peterson, 2002 ; Perry, 2002). Il semble donc judicieux de mesurer cet effet de mémoire entre les feux à l'aide de l'exposant de Hurst. Dans cette perspective, la base de données *Prométhée* telle qu'elle se présente (*feu n°1, feu n°2, feu n°3, etc.*) apparaît tout à fait adaptée. Nous ne caractérisons plus l'autocorrélation journalière du phénomène (TSBJ) mais celle des tailles de ses manifestations dans l'ordre chronologique de leur apparition (TSB). Les valeurs locales de l'exposant de Hurst sont cartographiées dans la figure suivante (*Figure 131*).



A. Mangiavillano / 2008

Figure 131. Différenciation des mailles DFCI selon le poids des événements rares dans les séries de feux de forêt (selon l'exposant de Hurst)

Pour chaque maille DFCI, nous avons renseigné dans le Système d'Information Géographique (*Arcgis*® 8.3) la valeur calculée de l'exposant de Hurst à l'aide du logiciel *Benoît*® sur des séries locales de 34 ans. Il en résulte la carte précédente où le phénomène reste toujours anti-persistant (H inférieur à 0,5) quelles que soient les zones envisagées. La probabilité d'un bouleversement soudain de la statistique précédente par un seul feu est donc un trait de caractère qui se vérifie également à grande échelle. Cette carte nous permet de nous rendre compte du poids inégal que peuvent prendre les cygnes noirs selon les espaces considérés. Pour chacune des mailles DFCI, la valeur surfacique (en ha) d'un événement rare dépend de toutes les tailles de feux renseignées précédemment. Elle est donc relative à cet espace. Selon les mailles, une taille de feu peut donc être associée à un cygne noir ou bien être considérée comme un événement parmi d'autres. L'exposant de Hurst peut être interprété d'une certaine façon comme traduisant l'état de surprise global qu'aurait un observateur devant l'ensemble des feux éclos entre 1973 et 2006. Cet état de surprise est lié à la fois aux diverses tailles des feux de forêt et à leurs enchaînements chronologiques. Cet état de surprise est sans nul doute très différent selon que l'on se trouve en Provence, en Côte d'Azur ou dans la vallée du Rhône ; ceci serait à mettre en rapport avec une culture locale des opérationnels. En effet, il est intéressant de constater que l'instabilité du phénomène est plus importante dans l'arrière-pays méditerranéen (Nord du Gard, Est de la Lozère et Ardèche) que sur le littoral provençal et azuréen. Dans l'arrière-pays, les feux sont donc bien différents les uns des autres lorsqu'ils émergent conjointement ou successivement. L'anticipation y est donc encore moins aisée qu'ailleurs puisque l'autocorrélation entre les feux est presque nulle. Les modèles physiques et climatiques qui servent à la prévision du risque se confrontent à une irrégularité difficilement modélisable. Le problème de l'induction (Hume, 1786 ; Popper, 1984 et 1999), décrit aussi de manière triviale comme le *biais du survivant* (Taleb, 2005), prend ici toute son ampleur puisque les signes apparents les plus fréquents sont encore moins qu'ailleurs porteurs d'enseignements pour comprendre la taille des incendies à venir.

Quelques feux de forêt ont largement ébranlé la statistique précédente, bouleversement qui a également existé sur la partie littorale, mais avec moins de force. Dans cette partie globalement très urbanisée et fortement boisée, quelques zones présentent néanmoins une activité incendiaire très instable ($H \leq 0,25$). Or, on sait déjà que ces espaces offrent au phénomène de bonnes conditions d'émergence (pôle urbain important à proximité) et de propagation (grand massif forestier qui offre au feu un support adéquat pour se diffuser dans le milieu).

Ceci implique qu'ils présentent une double problématique aux opérationnels du risque, à savoir de faibles contraintes (d'émergence et de propagation) et une grande instabilité chronologique des *Tailles de Surfaces Brûlées (TSB)*. Parmi ces lieux doublement problématiques, on peut citer le cas de la périphérie orientale et littorale de Marseille (à proximité du massif de la Ste-Baume dans la maille DFCI codée KD40). Celle-ci a en effet fait émerger des feux très hétérogènes dans leur enchaînement chronologique et quelques grands feux qui placent la taille du cygne noir à un niveau très « respectable » (2 900 ha).

Dans un cadre de figure un peu différent, la zone d'Hyères présente elle aussi une instabilité importante ($H \leq 0,5$) mais l'amplitude des *TSB* est faible ce qui donne au cygne noir déjà paru une taille réduite (158 ha). Cela ne veut pas dire que le prochain feu « roi » restera forcément dans cet ordre de grandeur, mais il semble que cet espace impose des contraintes physiques qui « freinent » considérablement la diffusion des feux. Parmi les hypothèses que l'on peut évoquer pour expliquer cette situation, celle de la fragmentation spatiale est probablement la plus pertinente puisque cet espace est largement occupé par un mitage urbain en forêt associé à une périphérie urbaine relativement importante (Hyères, Toulon) ainsi qu'à une occupation littorale qui s'insère profondément à l'intérieur des terres (sur plusieurs kilomètres). La continuité générale de la végétation nécessaire à un grand feu est donc altérée (la zone intègre l'île de Porquerolles qui impose logiquement une taille maximale réduite), mais pas tout à fait annihilée puisqu'il persiste une probabilité (difficilement mesurable) qu'un très grand feu « roi » émerge (celui qui renverse la statistique précédente comme on a pu le vérifier dans un chapitre précédent) ou une situation à feux conséquents multiples sur un temps court (émergence « ubiquiste »).

La périphérie niçoise est, elle aussi, remarquable. En effet, on observe une certaine cohérence spatiale des mailles DFCI qui sont contigües. L'anti persistance des *TSB* est forte ($H \leq 0,29$ et $\geq 0,26$). Cette modalité d'émergence commune concerne néanmoins des tailles différentes. Dans le cas de la zone d'Antibes (LD84), le cygne noir déjà paru est de taille très réduite (80 ha) mais il faut considérer que la zone étudiée ici est à la fois restreinte (65 km² au lieu de 400 km² pour une maille du centre du territoire) et centrée sur un pôle urbain (Antibes). Ces deux contraintes à la fois méthodologiques et structurelles expliquent la faible taille réelle et potentielle du cygne noir. La deuxième maille DFCI de l'agglomération niçoise concerne l'espace littoral et forestier qui sépare Cagnes-sur-Mer de Nice. On retrouve ici une fragmentation spatiale excessive qui empêche structurellement le phénomène de se diffuser sur le milieu dans des conditions « favorables ».

Si on mesurait sa porosité, il serait fort probable que les résultats nous aident à comprendre le coefficient de courbure important et la faiblesse relative de la taille du feu « roi » de cet espace. En effet, la théorie de la percolation est à la base de la compréhension de la diffusion du feu dans l'espace (Porterie et *al.*, 2005a ; Margerit et Séro-Guillaume, 2002). Stauffer (1985) donne la définition suivante de la théorie de la percolation : « *Chaque site d'un réseau très large est occupé aléatoirement avec une probabilité p , indépendamment de ses voisins. La théorie de la percolation traite des amas ainsi formés, en d'autres termes, des groupes de sites voisins occupés* ».

Dans une simulation comme celle de P. Bak (Bak, 1990) ou de Drossel et Schwabl (Drossel et Schwabl, 1992), chaque point représente un arbre de la forêt. Ces arbres artificiels peuvent être regroupés en amas, à partir de la définition d'une distance maximale entre deux arbres pour qu'ils appartiennent au même amas. A la concentration $p = 0,6$, le *plus grand amas* possède la particularité d'aller d'un bord à l'autre du réseau, ce qui n'est pas le cas à $p = 0,5$. Un tel amas (qui joint deux bords du domaine) s'appelle l'amas de percolation. En dessous du *seuil de percolation* (habituellement 0,59), si un arbre est en feu, celui-ci ne pourra se propager qu'aux arbres du même amas, et le feu ne prendra pas des proportions trop importantes. Il en est autrement dès que le seuil est franchi. On comprend aisément l'intérêt qui réside dans la connaissance des propriétés du milieu pour modéliser la diffusion du phénomène d'une part, mais également pour comprendre les propriétés statistiques émergentes du système.

Enfin, la zone comprenant la périphérie orientale niçoise jusqu'à Menton est un peu différente des deux autres mailles décrites précédemment. Non seulement en effet l'instabilité du phénomène est grande ($H \leq 0,29$ et $\geq 0,26$), mais en plus le feu « roi » est de grande taille (1 118 ha) ce qui implique que le prochain cygne noir puisse être dans ce cas précis de très grande ampleur.

Pour finir cette description cartographique, nous abordons le cas de la Corse qui offre une relative diversité du degré d'instabilité des feux de forêt. Les zones chronologiquement les plus instables sont situées aux situations géographiques extrêmes de l'île de beauté (Cap-Corse au Nord et Sud de Sartène et de Porto-Vecchio). Là aussi, la modalité d'émergence concerne des ordres de grandeur différents : il est globalement très faible au Sud de Sartène (max 45 ha de végétation brûlée), important au Sud de Porto-Vecchio (max 600 ha) et très important dans le Cap-Corse (max 2 500 ha). Dans ces trois cas, c'est bien la quantité de combustible disponible tout comme sa répartition qui explique ces situations.

Nous avons évoqué à plusieurs reprises le lien entre les contraintes (physiques et climatiques) qui sont caractérisées statistiquement par le coefficient de courbure du polynôme du second degré, et l'exposant de Hurst précédemment cartographié. Nous cherchons à modéliser cette relation à une échelle locale (mailles DFCI) par une régression linéaire et un coefficient de détermination (*Figure 132*).

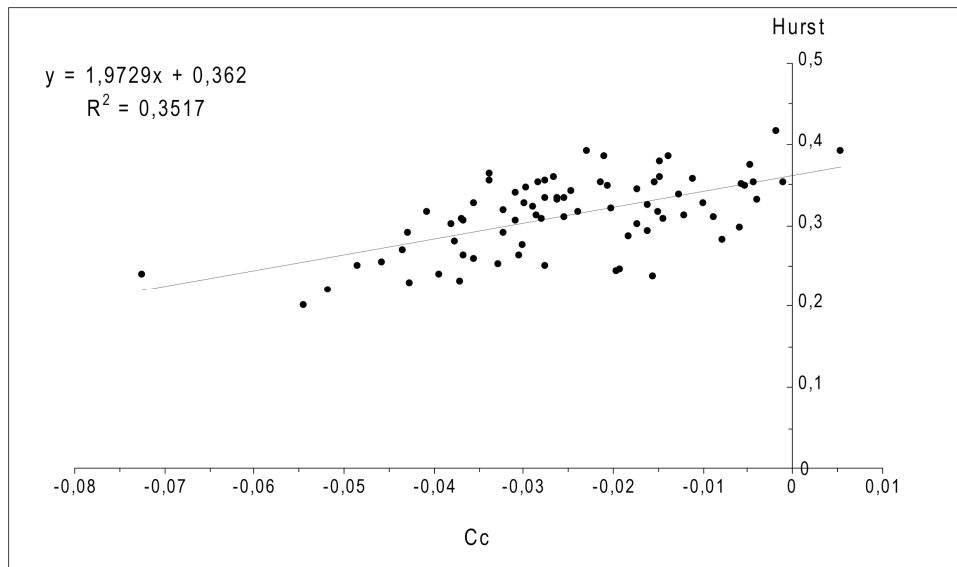


Figure 132. L'exposant de Hurst et le coefficient de courbure pour les mailles DFCI

Comme on peut le constater, la corrélation est relativement médiocre ($r^2 \approx 0,35$) entre l'exposant de Hurst (H) qui traduit la structure chronologique de la série, et le coefficient de courbure (Cc) qui traduit la structure d'ordre hiérarchique de la même série. Ces deux approches, bien que portant sur les mêmes données, sont différentes en cela que l'une renvoie à une distribution de probabilité alors que l'autre intègre la succession temporelle de certaines de ces possibilités. En d'autres termes, cela revient à croiser un ordre scalaire et un ordre temporel. Le faible coefficient de détermination (r^2) montre que les deux sont faiblement liés, au moins à ce niveau local d'appréhension du phénomène (mailles DFCI). Ce résultat n'est pas illogique. En effet, la désagrégation excessive de la base *Prométhée* est peut-être à la source de ce résultat, signe que l'exposant de Hurst est très sensible à la segmentation des données. Ceci justifie notre volonté de ne pas construire des chroniques de feux à partir de ces séries, et implique une lecture prudente des résultats. Une tendance globale est néanmoins visible. Elle est similaire à ce que nous avons pu découvrir à une échelle plus petite (au sens géographique, c'est-à-dire pour les départements). Cette tendance implique que lorsque les distributions hiérarchiques s'approchent d'un profil parétien pur ($Cc = 0$), le phénomène est de moins en moins instable, c'est-à-dire que les grands feux sont suffisamment nombreux et proches les uns des autres pour qu'ils n'apparaissent pas comme des événements rares (des cygnes noirs).

L'activité incendiaire étant intense, le phénomène se manifeste alors par rafales successives d'événements de taille importante (situation qui est particulièrement connue dans les Bouches-du-Rhône par exemple). Les indices de risque existants (IFM⁶⁷ par exemple) semblent alors pertinents pour anticiper ces rafales de feux bien corrélées aux variables topo-climatiques. Qu'en est-il des feux qui émergent malgré tout de manière soudaine et isolée ? L'efficacité des indices est probablement discutable dans ce cas précis. A l'inverse, plus les distributions sont paraboliques (les contraintes ont alors été très fortes sur la propagation du phénomène), plus l'exposant de Hurst tend vers zéro, ce qui confirme la présence à l'intérieur de ces distributions de quelques feux qui ont bouleversé la statistique précédente en émergeant de manière surprenante au moment où on les attendait le moins (postérieurement à des très petits feux et antérieurement à d'autres très petits feux). Mais à l'intérieur de cette tendance, les écarts au modèle sont quelquefois très importants, ce qui a pour conséquence de réduire considérablement la valeur du coefficient de détermination ($r^2 = 0,35$). Comment l'expliquer ? Plusieurs hypothèses peuvent être avancées, dont certaines vont faire l'objet d'une vérification.

La première hypothèse est que l'échelle d'observation (maille DFCI de 400 km²) n'est pas tout à fait adaptée aux mécanismes globaux dont dépend l'autocorrélation temporelle du phénomène incendiaire. Peut-être est-on simplement trop proche du terrain. Les mécanismes dominants sont alors plutôt d'ordre physique et sont quantifiables à l'échelle des plantes et des agrégats de végétaux. À grande échelle, on ne peut donc saisir correctement le rapport statistique entre les structures hiérarchiques des tailles de feux et leur instabilité chronologique, rapport qui apparaît clairement à petite échelle (pour les départements et les régions). L'approche statistique implique en effet un recul minimal sur le phénomène observé, et ce recul ne semble être suffisant ici. En effet, en désagrégeant peut-être trop nos données, nous avons « éliminé » à cette occasion les tailles les plus grandes pour la majorité des séries statistiques portant sur les mailles DFCI. De cette façon, il ne faut pas écarter la possibilité qu'avec une amplitude temporelle relativement restreinte (34 ans), les plus grands événements ne se sont pas encore produits pour la majorité des mailles DFCI étudiées. Dans ce contexte, les écarts au modèle observés dans la Figure 132 peuvent illustrer la perspective et les modalités d'émergence des plus grands feux. Dans le cas des espaces caractérisés par une distribution statistique peu courbée ($Cc \approx -0,015$), par exemple la zone du Cap-Corse sur l'île de beauté, H exprime une tendance plus ou moins régulière à l'émergence de feux importants.

⁶⁷ *Indice Feux Météo* diffusé deux fois par jour pendant la saison estivale.

On peut alors considérer que ce trait de caractère est relativement fiable puisque la série comporte déjà quelques grandes tailles de feux. Les modalités d'émergence des feux de forêt sont par ailleurs très spécifiques dans cet espace puisque l'instabilité temporelle y est la plus importante de tout le Sud-est de la France ($H = 0,2$).

A l'inverse, les écarts positifs au modèle (un H trop grand que ce qu'il devrait être) nous donnent l'image d'un espace contraignant où les tailles de feux ont tendance à se suivre tout en se ressemblant « un peu trop ». C'est donc peut-être dans ces mailles DFCI que l'on doit s'attendre à voir émerger des tailles de feux importantes en séquences puisque les données recensées sont anormalement autocorrélées depuis 34 ans. Il faut citer à cette occasion le cas de la périphérie toulonnaise comprenant les communes de La-Seyne-Mer et Six-Fours-Les-Plages (référence DFCI n° KC88). En effet, malgré une occurrence du phénomène relativement importante (662 feux entre 1973 et 2006 ce qui place cette zone dans le tiers supérieur des zones d'émergence du phénomène à l'échelle du Sud-est de la France), les tailles atteintes sont très petites et globalement régulières. La taille maximale est en effet de 211 ha, ce qui est tout à fait limité par rapport au potentiel « brûlable » (la forêt de Six-Fours située sur le Cap Sicié occupe une superficie d'environ 1 500 ha). La réponse à cette « anormale » régularité chronologique des tailles de feux se trouve probablement dans la fragmentation excessive de l'espace et dans les modalités de son utilisation. En effet, le mitage urbain en forêt est très prononcé, ce qui empêche structurellement la continuité végétale sur de grandes étendues. D'autre part, l'activité touristique se traduit par une mise à feu fréquente. L'espace est en effet plus « utilisé » dans cette période, c'est-à-dire que le flux total et les déplacements individuels sont plus nombreux et plus proches des espaces boisés. La probabilité d'émergence est donc plus grande à ce moment là de l'année. L'écart entre la mise à feu d'été et celle du reste de l'année est beaucoup plus fort ici qu'ailleurs, car la fonction de cet espace est spécifiquement estivale, comme le sont d'autres communes littorales proches des grands centres urbains. Cette mise à feu récurrente implique que l'énergie accumulée se dissipe non pas à l'aide d'un ou deux grands feux, mais bien par une multitude de petits qui « purgent » cette énergie, principalement dans les interfaces entre le milieu urbain et le milieu forestier. Cela implique néanmoins que la densité végétale est très importante au sein des forêts, c'est-à-dire que l'énergie accumulée est y de plus en plus substantielle. Lorsqu'un feu finira par toucher ce « bassin énergétique » en dépassant les contraintes spatiales liées aux multiples « purges périphériques » (c'est le principe de la percolation), ce qui arrivera forcément, son potentiel énergétique que les physiciens estiment en KW / m^2 sera tout à fait majeur.

Dans ces conditions, un H très au-dessus de sa valeur théorique (qui devrait être d'environ 0,3 au lieu du 0,4 actuel par rapport au Cc) illustre cette « tension » énergétique croissante que la répétition des petits feux, qui se traduit par un H fort, ne peut pas totalement purger. L'absence des grands feux est d'autant plus problématique que les contraintes qui agissent sur chaque événement sont relativement faibles (Cc proche de 0). Potentiellement, le phénomène a donc les « moyens » d'atteindre des tailles importantes, pour peu qu'il émerge dans une zone moins fragmentée par l'occupation humaine et qu'il trouve dans sa trajectoire une continuité végétale suffisante.

À partir de la relation entre les contraintes (Cc) et l'instabilité dans les manifestations du phénomène (H), on peut calculer un H théorique. Ce H théorique (noté (H -theo) représente la situation d'instabilité théorique qui devrait s'exercer dans chaque maille DFCI. On occulte ainsi les cas particuliers et les structures spatiales qui empêchent ou favorisent l'émergence des cygnes noirs. L'écart entre H et H -theo représente donc le poids de ces situations particulières. Statistiquement, il est certes discutable de calculer les résidus à une valeur théorique en se basant sur une faible corrélation ($r^2 \approx 0,35$). Parce que cette relation est bonne à plus petite échelle ($r^2 \approx 0,78$ pour les départements), on prend cette liberté en considérant que les résidus importants sont très informatifs sur les situations géographiques locales. Le résultat pour chaque maille est présenté dans la Figure 133.

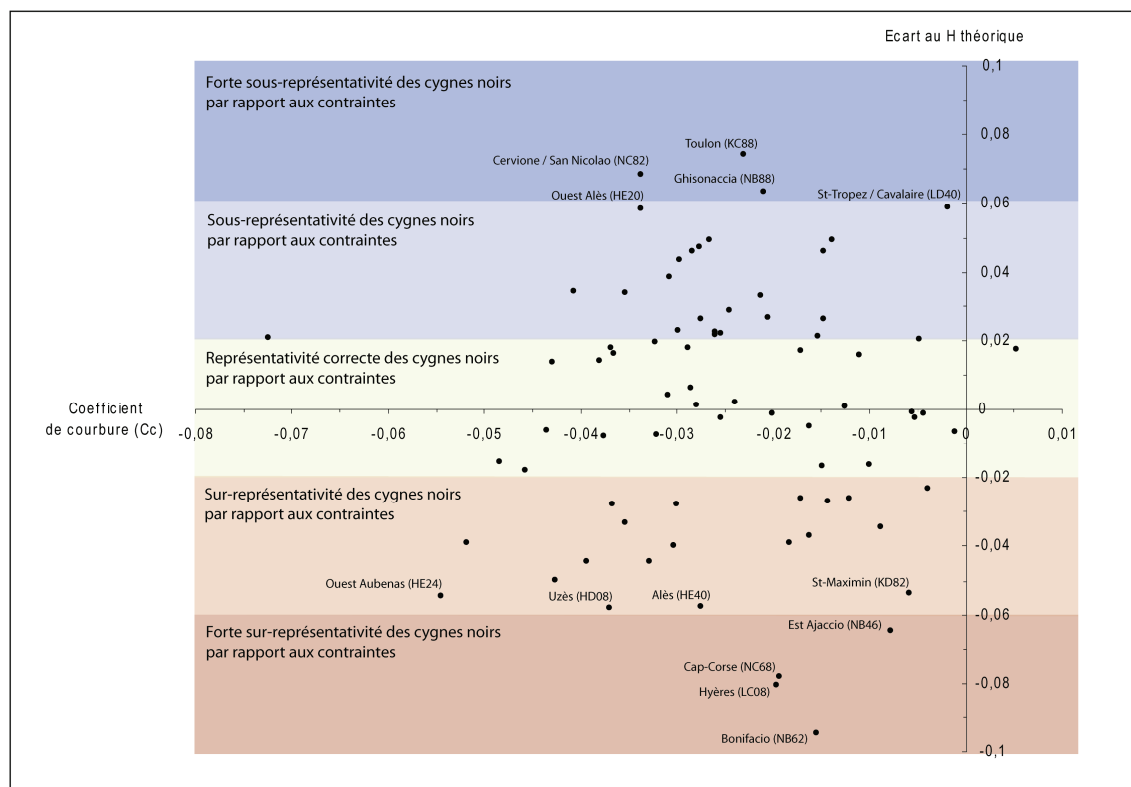


Figure 133. Écart à l'instabilité chronologique théorique des feux de forêt dans les mailles DFCI

Les écarts au modèle peuvent être importants pour quelques zones spécifiques. On distingue nettement les deux visages excessifs que peuvent prendre les cygnes noirs en fonction des contraintes, c'est-à-dire une *sous-* ou une *sur-*représentativité. Dans le cas de la sous-représentativité (illustrée dans les tons de bleu), la valeur réelle de H est supérieure à la valeur théorique. C'est exactement l'inverse pour les espaces exhibant une sur-représentativité des événements rares (dans les tons de rouge).

Cinq zones présentent ainsi un H réel bien supérieur (+0,06) à la valeur théorique du coefficient de Hurst. Il s'agit des périphéries de Toulon (Var), de St-Tropez (Var), d'Alès (Gard), de Ghisonaccia (Haute-Corse) et de Cervione (Haute-Corse). Ces cinq zones peuvent être caractérisées par une forte fragmentation de la biomasse en relation soit avec le mitage urbain (Toulon et St-Tropez), soit avec les espaces agricoles (Ghisonaccia et Cervione), soit avec les deux modes d'utilisation du foncier (l'Ouest d'Alès).

A l'opposé de ces zones où les cygnes noirs se font « anormalement » discrets, quatre autres zones nous donnent à voir une activité cette fois « anormalement » élevée (en rouge vif, entre -0,06 et -0,1). En effet, dans les périphéries d'Ajaccio (Corse-du-Sud), de Bonifacio (Corse-du-Sud), du Cap-Corse (Haute-Corse) et d'Hyères (Var), les événements destructeurs sont survenus entre 1973 et 2006 de manière très brutale, c'est-à-dire souvent intercalés entre des petits événements. De plus, ils sont plus nombreux qu'ailleurs ce qui dans l'ensemble induit une valeur de H quelquefois très réduite (par exemple, la zone de Bonifacio présente un $H \approx 0,2$).

L'écart à la valeur théorique de H peut s'expliquer par la présence d'une continuité végétale qui offre au phénomène un support « idéal » pour une propagation massive. Toutes les zones prés citées présentent un coefficient de courbure relativement faible ($\leq -0,02$), signe que cette sur-activité des cygnes noirs ne peut s'effectuer qu'avec une recharge rapide de l'énergie (ensoleillement et vent) et donc de la biomasse (photosynthèse). A partir de ces données, on peut chercher à vérifier la présence d'une logique spatiale dans l'espace méditerranéen français. La carte qui va suivre (*Figure 134*) a vocation à nous renseigner sur ce point.

La carte est la représentation de la répartition spatiale des écarts entre la valeur réelle de H (calculée avec *Benoît®*) et sa valeur théorique (H -theo). Cette valeur théorique a été calculée pour chaque maille à partir de la corrélation (certes discutable) entre le coefficient de courbure (Cc) et la valeur réelle de l'exposant de Hurst (H). L'équation servant au calcul du H -theo est la suivante :

$$y = 1,9729 x + 0,362 \quad \text{avec } y, H\text{-theo et } x, \text{ le coefficient de courbure.}$$

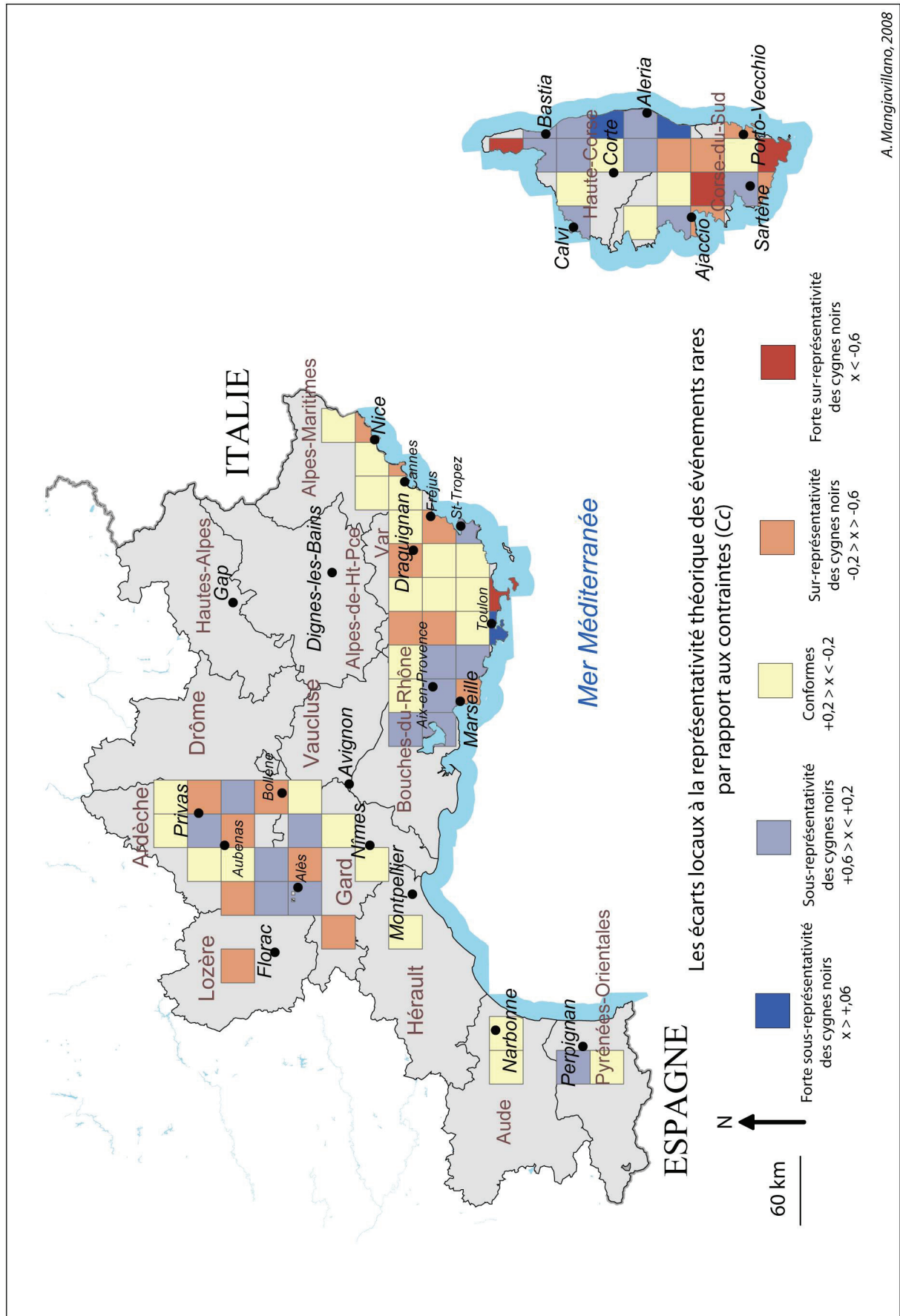


Figure 134. Les écarts locaux entre la valeur réelle de l'exposant de Hurst et sa valeur théorique

Le résultat est mitigé pour l'arrière-pays méditerranéen (Nord-Gard, Lozère, Nord-Vaucluse, Ardèche) puisqu'il semble difficile de déceler une logique spatiale particulière. Les mailles où les cygnes noirs sont sur-représentatifs et celles où ils sont sous-représentatifs s'alternent les unes aux autres même si la périphérie d'Alès conserve une certaine identité. À l'inverse, le résultat est tout à fait intéressant pour l'espace provençal et azuréen, tout comme pour la Corse. En effet, il semble possible de déceler une structure spatiale permettant d'émettre une hypothèse sur la nature des variables favorisant ou contraignant l'émergence des événements rares. Une discontinuité relativement nette est située entre les Bouches-du-Rhône et le Var, une autre entre la Corse-du-Sud et la Haute-Corse. L'Est des Bouches-du-Rhône, espace particulièrement urbanisé et fragmenté, implique une sous représentation des cygnes noirs par rapport aux contraintes environnementales (Cc). On retrouve cette situation en Haute-Corse où les mailles DFCI présentent également ce trait de caractère : les événements les plus destructeurs émergent moins spontanément qu'ils ne devraient le faire. Mais dans ce cas précis, ce n'est pas l'urbanisation qui fragmente l'espace, mais plutôt l'agriculture. Le centre du Var est occupé par une vaste étendue végétale où la contiguïté du combustible est importante, ce qui la rend tout à fait propice à la diffusion du phénomène. Cet espace accueille un exposant de Hurst en accord avec le modèle théorique. Par endroits (Draguignan, Vidauban, Fréjus), les événements rares sont sur-représentatifs ce qui suppose que les conditions topo-climatiques sont quelque peu différentes que celles que l'on retrouve dans les autres mailles DFCI. Il convient de faire un petit encart sur la problématique.

À ce stade de l'analyse, nous sommes toujours dans une approche descriptive des résultats obtenus à l'aide de nos modélisations statistiques. Cette étape est nécessaire puisque nous avons construit une approche originale pour tenter de comprendre la variabilité avec laquelle le phénomène se manifeste dans le Sud-est de la France. On a ainsi fait le choix d'envisager l'Histoire incendiaire comme source de connaissances sans faire de cette Histoire une matière à prédictions. Cette étape n'est pourtant pas suffisante, car il faut trouver les éléments explicatifs de cette variabilité. On pressent sans pouvoir s'en assurer pour le moment le rôle important des structures spatiales dans les modalités d'émergence des cygnes noirs. L'hypothèse sous-jacente est que l'irrégularité des formes physiques est liée aux propriétés statistiques des séries de feux que nous avons pu mettre en lumière jusqu'ici (degré de courbure de la loi puissance et modalité d'émergence des événements rares). On tentera un peu plus tard de s'en assurer. Au préalable, nous poursuivons notre description de la cartographie de l'écart entre H et H -theo.

En Corse, la discontinuité entre le Nord et le Sud est frappante. Les écarts au modèle sont bien plus prononcés que sur le continent, signe que les concentrations urbaines sont localement importantes (Ajaccio, Sartène), que les surfaces agricoles occupent l'espace (littoral oriental entre Aléria et Bastia), ou que le milieu est particulièrement homogène au profit d'une grande contiguïté végétale (Est d'Ajaccio et Sud de Porto-Vecchio). Nous avons déjà relevé le cas du Cap-Corse qui est remarquable en Haute-Corse. C'est en effet le seul lieu de ce département qui présente une sur-représentativité des événements rares. Ceux-ci sont certes nombreux (plusieurs feux $\geq 1\ 000$ ha) mais ils sont surtout très surprenants. Ils émergent en effet entre des feux de taille beaucoup plus réduite ce qui, si l'on se met à la place de l'observateur de terrain (le sablogue de P. Bak), entretient une forme d'incertitude et même d'incompréhension sur les raisons d'un tel écart entre la taille des feux proches chronologiquement.

On l'a vu, l'exposant de Hurst peut être considéré comme un indicateur original qui traduit statistiquement le sentiment de surprise qu'un observateur même très avisé aurait en scrutant attentivement les manifestations du phénomène feu de forêt dans un espace donné. Ce sentiment porte à la fois sur la taille des événements et sur leur enchaînement chronologique. Plus qu'une situation théorique, cet état de surprise est en réalité vécu quotidiennement par les forces de lutte qui doivent s'adapter en permanence à l'émergence plus ou moins brutale et plus ou moins répétitive des feux de forêt. Nous avons par exemple évoqué un comportement en rafales non périodiques qui est caractérisé par un exposant H proche de 0,5 dans les espaces méditerranéens.

L'utilisation de la statistique de Hurst dans la thématique des feux de forêt est une approche originale qui est probablement la première application du genre au niveau international. Les résultats obtenus à partir de l'excellente base de données *Prométhée* nous semblent prometteurs et nous engageant à affiner nos analyses dans les années à venir. Il serait d'ailleurs souhaitable de confronter les bases de données étrangères à cette méthodologie qui porte sur l'autocorrélation temporelle de la taille des événements. Ce passage obligé pour espérer une généralisation des connaissances nous permettra ainsi de cerner les gains qualitatifs et quantitatifs qu'apportent un recensement exhaustif (pour le nombre de feux) et de plus en plus précis sur les tailles (depuis quelques années le seuil de recensement est placé à 1 m² en France alors qu'il reste au mieux à 0,4 ha à l'étranger) à la compréhension du phénomène feu de forêt.

7.3 Evolution méthodologique et conceptuelle de l'exposant de Hurst

Après avoir utilisé l'exposant de Hurst tel qu'il se présente dans la littérature (Hurst, 1951, 1953) dans sa version historique (R/S), il convient d'explorer quelque peu cette statistique dont on sait qu'elle est basée sur une forme rectiligne de la loi puissance. On a déjà pu démontrer que dans de nombreux cas, cette forme idéale ne se vérifie pas et qu'un ajustement parabolique (Laherrère, 1996 ; Martin, 2004) semble souvent plus judicieux. Si cette nécessaire précision se vérifie également pour l'exposant de Hurst, cela ouvrirait un nouveau chapitre pour cette statistique ancienne largement répandue dans la littérature scientifique (Haslett et Raftery, 1989 ; Bloomfield, 1992 ; Bassingthwaight et Raymond, 1994 ; Eltahir, 1996 ; Radziejewski et Kundzewicz, 1997 ; Montanari et al., 1997 ; Fisher et Akay, 1997 ; Vogel et al., 1998 ; De Pettillo et al., 1999 ; Lepretti et al., 2000).

L'intérêt d'une telle approche sur la construction de l'exposant de Hurst est double. Tout d'abord, et nous l'avons déjà énoncé, il s'agit d'explorer la forme théoriquement rectiligne (loi puissance pure) de la distribution des valeurs de R/S . Mais cette forme, si elle s'avère finalement parabolique (ce que nous supposons fortement), implique que l'autocorrélation temporelle du phénomène feu de forêt subit une « *dérive continue de la dimension fractale* » (Rigaut, 1987). Cette dérive probable nous donne à penser, et c'est le deuxième point à explorer, que si la valeur globale de l'exposant de Hurst est toujours de nature anti-persistante ($H < 0,5$) quels que soient les espaces et les échelles auxquelles ils sont étudiés, il se peut que localement, c'est-à-dire pour des créneaux de temps particuliers, une persistance plus ou moins intense puisse se manifester. Cette persistance, qui se traduit par un $H > 0,5$, nous indiquerait alors que l'enchaînement chronologique des incendies pour certaines échelles de temps n'est pas aléatoire, c'est-à-dire que le phénomène est sensible à son histoire. On pourrait être alors localement en face d'un mouvement brownien fractionnaire, et la force du phénomène de persistance croîtrait lorsque H s'approcherait de 1.

Il s'agira donc de voir si -1- le modèle Fractal Parabolique (MFP) est pertinent, -2- si un phénomène de persistance peut être repéré dans les chroniques de feux par l'intermédiaire d'un exposant de Hurst local, -3- si les périodes de persistance sont multiples et emboîtées ce qui expliquerait l'impossibilité d'anticipation sur le phénomène, et -4- si ces périodes de persistance tout comme leur intensité varient selon les espaces et l'échelle envisagée (Sud-est, régions, départements).

7.3.1 *Loi puissance rectiligne ou parabolique dans le calcul de H ?*

Nous reprenons les chroniques journalières de feux de forêt qui ont été analysées par l'intermédiaire du logiciel *Benoit* ®. Le calcul de l'exposant de Hurst a été mené par la méthode standard *R/S* (Rescaled /Range). Ce logiciel nous propose en plus du résultat de *H*, une distribution en loi puissance composée en abscisse (x) de la valeur logarithmique de la taille de l'intervalle de mesure (un pas de temps de 10 jours étant la plus grande désagrégation de la série de données), et en ordonnée (y) les valeurs *R/S* spécifiques aux différents intervalles envisagés. Selon l'hypothèse généralement admise, les points doivent se répartir le long d'une droite et la pente de cette droite est l'exposant de Hurst (*H*). Pour vérifier la pertinence de cette hypothèse, nous récupérons les valeurs de *R/S* pour chaque intervalle sur lesquelles un polynôme du second degré est calculé. Si la loi puissance est « pure », alors le coefficient de courbure doit être égal à 0. C'est en tout point la même démarche analytique que nous avons suivie dans les précédents chapitres. C'est simplement la nature des données qui change.

Dans un premier temps, nous explorons à l'échelle du bassin méditerranéen français dans son ensemble le degré de rectitude du rapport entre *R/S* et la taille de l'intervalle. Le résultat est présenté ci-dessous. Il faut déjà souligner que le modèle Fractal Parabolique (MFP) s'ajuste presque parfaitement aux résultats obtenus avec *Benoit* ® ($r^2 = 0,994$). Ceci confirme l'intérêt primordial que renferme la courbure dans les distributions statistiques. Cette structure parabolique est un élément informatif à part entière et pas seulement un « biais » ou un « bruit » qui a trop souvent été évacué en raison de l'attachement généralisé à un modèle théorique rectiligne, certes esthétique et pratique puisqu'il s'agit d'un modèle de probabilité, mais exceptionnellement vérifié.

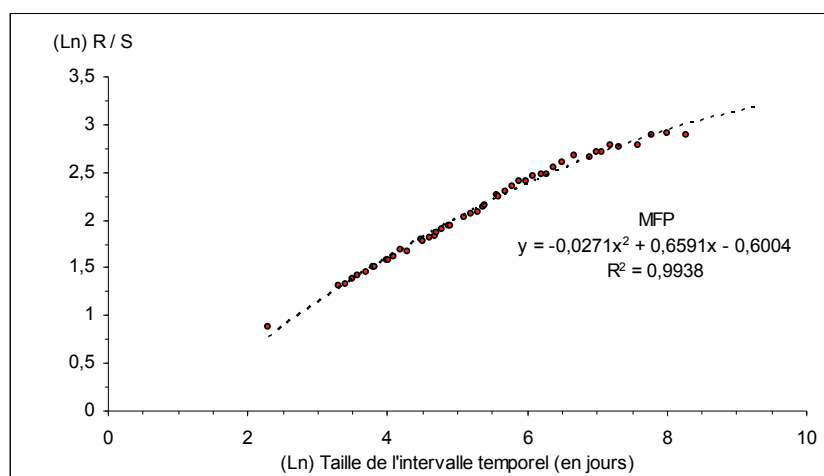


Figure 135. *Ajustement parabolique des valeurs de R/S dans le calcul de l'exposant de Hurst à l'échelle du bassin méditerranéen français*

Le coefficient de courbure (C_c) prend ici la valeur de $-0,027$. Cette valeur est bien éloignée de ce que devrait avoir une distribution rectiligne. Ceci nous indique que l'autocorrélation temporelle des feux de forêt n'est pas auto-similaire comme cela est indiqué dans la littérature (Hurst, 1951 et 1953). Elle subit au contraire une dérive continue dans l'ordre des échelles qui finit par être très importante pour les grands intervalles de temps. Cette structuration se vérifie par ailleurs en désagrégeant la chronique du bassin méditerranéen à l'échelle régionale (figures ci-dessous).

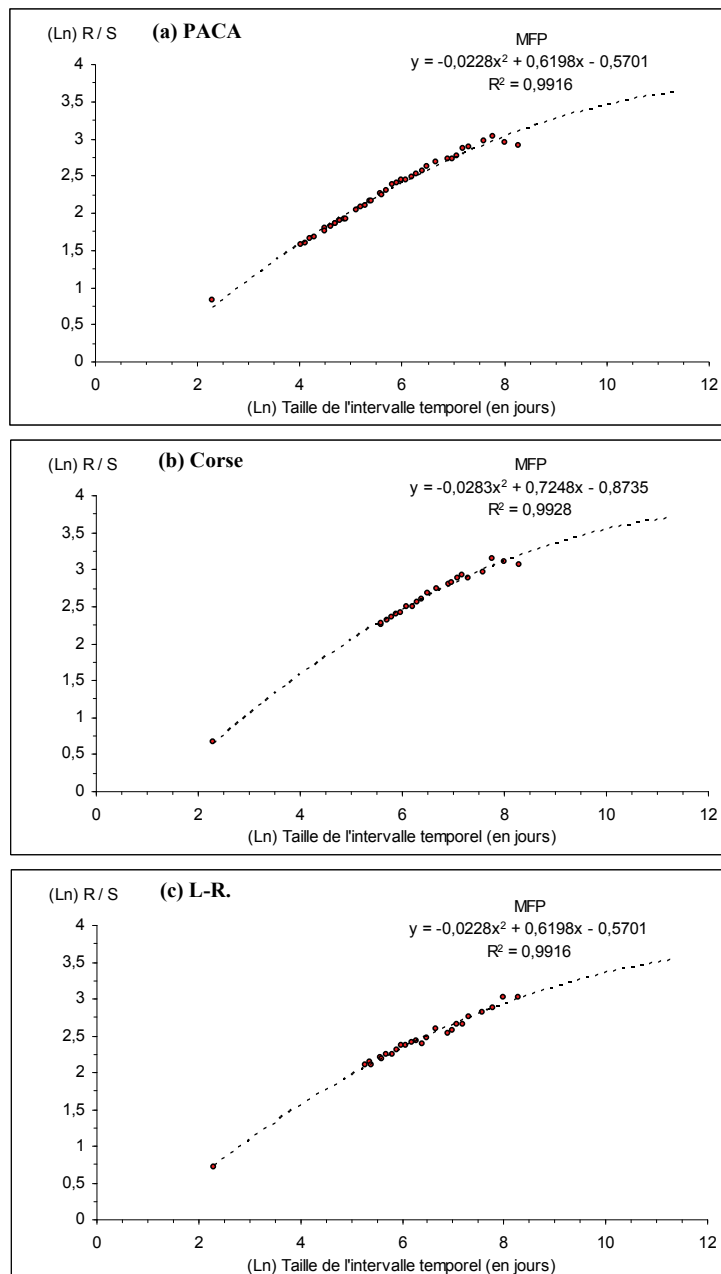


Figure 136. Ajustement parabolique des valeurs de R/S dans le calcul de l'exposant de Hurst pour les trois régions méditerranéennes françaises

Il semble donc que l'exposant de Hurst, valeur censée résumer la pente de la distribution, est une approximation statistique que l'on se doit donc d'améliorer. On peut même se demander comment évolue cette approximation lorsque l'on change les échelles de mesure, c'est-à-dire lorsque les données issues de la base *Prométhée* sont désagrégées. La courbure se vérifie t'elle par exemple pour les séries chronologiques régionales ? C'est ce qui est décrit dans les trois graphiques précédents pour les chroniques en PACA (a), en Corse (b) et en Languedoc-Roussillon (c). Dans les trois cas, la courbure se vérifie ce qui étaye notre démarche exploratoire de la construction de l'exposant de Hurst.

L'ajustement parabolique est très bon pour les trois séries de données ($r^2 > 0,99$). Le coefficient de courbure est identique en PACA et en Languedoc-Roussillon ($Cc = -0,023$). Il est un peu plus prononcé en Corse ($Cc = -0,028$), signe que la chronique journalière des tailles de surfaces brûlées est plus irrégulière que sur le continent. Le coefficient de courbure exprime ainsi l'écart moyen de la valeur de R/S entre chaque intervalle de temps successif (10 jours à 34 ans). Plus il est fort, plus l'irrégularité des chroniques de feux de forêt évolue dans l'ordre des échelles de temps. C'est ainsi que les situations locales peuvent fortement diverger de la situation globale. L'écart de Cc entre les trois régions ne permet pas d'être plus précis dans le raisonnement. Nous désagrégeons alors les données à l'échelle des départements pour envisager de nouvelles perspectives. Les résultats obtenus sont synthétisés dans la figure ci-dessous. Le plus petit r^2 pour l'ajustement du modèle FP reste supérieur à 0,97.

	Cc	b	c	r^2
Sud-est	-0,027	0,659	0,600	0,994
PACA	-0,023	0,620	0,570	0,992
LR	-0,023	0,620	0,570	0,992
Corse	-0,028	0,725	0,874	0,993
Bouches-du-Rhône	-0,051	0,953	1,357	0,995
Var	-0,027	0,704	0,752	0,993
Corse-du-Sud	-0,038	0,852	1,231	0,998
Haute-Corse	-0,053	0,993	1,541	0,992
Alpes-Maritimes	-0,038	0,788	0,985	0,992
Hautes-Alpes	-0,067	1,309	3,034	0,999
Alpes-de-Ht-Pce	-0,039	0,999	2,372	0,996
Vaucluse	-0,040	0,889	1,469	0,978
Gard	-0,028	0,764	1,177	0,997
Hérault	-0,052	0,992	1,627	0,989
Pyrénées-Orientales	-0,033	0,823	1,341	0,994
Aude	-0,031	0,797	1,301	0,995
Lozère	-0,090	1,414	2,761	0,995

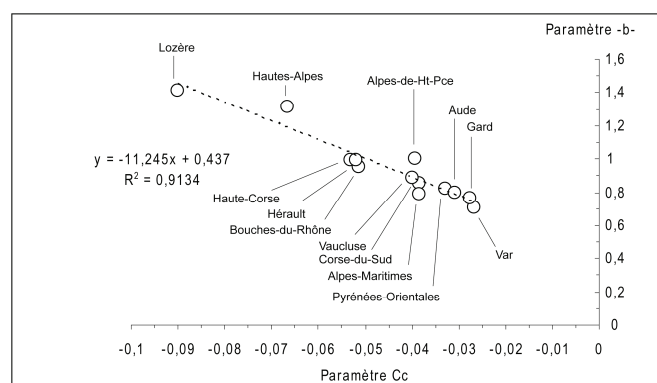


Figure 137. Ajustement parabolique des valeurs de R/S pour les départements du Sud-est

Le Var accueille la plus petite évolution de l'irrégularité des chroniques dans l'ordre des échelles. La courbure est ainsi relativement faible ($C_c = -0,027$). Mais même pour ce département, on est loin d'une loi puissance rectiligne. Cela implique que l'exposant de Hurst reste une approximation même à l'échelle des départements. De plus, l'écart à ce modèle théorique peut être très important puisque la Lozère exhibe une chronique de feux où l'irrégularité des chroniques augmente très fortement dans l'ordre des échelles de temps. Les structures épisodiques (les journées, les semaines, les mois) sont ainsi très différentes des structures globales (décennies). Entre ces deux cas extrêmes (Var et Lozère), les autres départements du Sud-est de la France se répartissent presque parfaitement le long d'une droite de régression ($r^2 = 0,92$) composée en abscisse de C_c (écart moyen de R/S entre deux intervalles de temps) et en ordonnée de $-b-$ qui représente ici l'écart entre la valeur de R/S à la plus petite (34 ans) et la plus grande échelle (10 jours).

7.3.2 Des cycles incendiaires dans les chroniques de feux ?

Il nous semble ainsi judicieux de pouvoir proposer une alternative à la valeur unique de l'exposant de Hurst qui masque en quelque sorte la diversité des situations épisodiques que l'on peut rencontrer selon les espaces. Si globalement les chroniques de feux exhibent une structure anti-persistante où les cygnes noirs sont plus ou moins présents, il se peut que pour des créneaux de temps particulier la structure soit persistante. Cette persistance pourrait également se révéler en deux multiples intervalles de temps, de sorte que l'on aurait un phénomène dont l'intensité des manifestations dépend d'une série d'échelles de temps articulées. C'est ce que nous voulons vérifier. Pour ce faire, nous proposons de calculer un exposant de Hurst local (H -local). Pour un temps t , la valeur de cet exposant dépend ainsi des situations antérieures et postérieures : c'est le rapport entre R/S et la taille de l'intervalle (noté $Inter$) aux temps $t+1$ et $t-1$. On peut décrire simplement le calcul de l' H -local pour toutes les séries chronologiques d'incendies de forêt de la manière suivante :

$$H\text{-local} = \frac{\ln(R/S_{t+1}) - \ln(R/S_{t-1})}{\ln(Inter_{t+1}) - \ln(Inter_{t-1})}$$

Pour le bassin méditerranéen français dans sa totalité, on obtient le graphique suivant (*Figure 138*) qui nous renseigne sur les créneaux de temps auxquels il est judicieux de se référer pour comprendre le phénomène (les cycles emboîtés) et ceux dans lesquels l'anti-persistence est très forte (danger du cygne noir). Il faut néanmoins rester relativement prudent puisque la statistique de Hurst est d'autant plus pertinente que la chronique est longue. Or, pour nos incendies de forêt, on ne dispose que d'une grosse trentaine d'années de recensement dans la base *Prométhée*. Comparée à des chroniques boursières ou sur le débit des rivières (souvent proches de la centaine d'années), notre chronique incendiaire semble bien courte. Les résultats obtenus doivent donc être envisagés comme des pistes qu'il faudra nécessairement vérifier dans le futur.

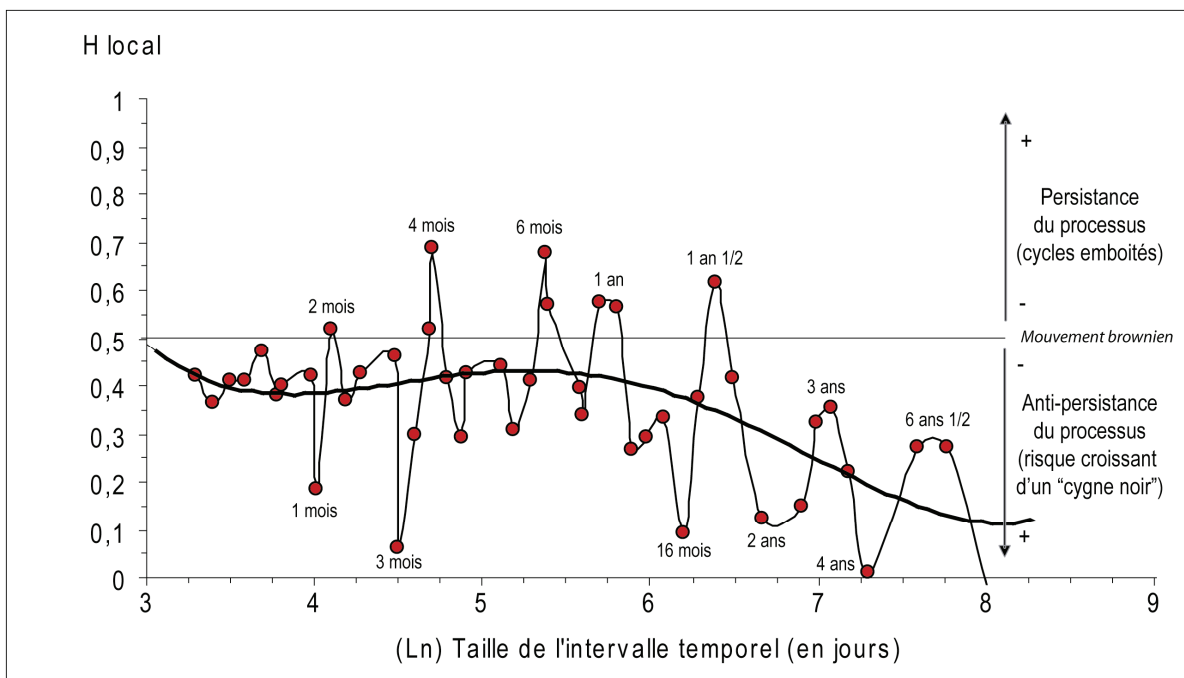


Figure 138. *Persistance et anti-persistance de l'activité incendiaire dans le bassin méditerranéen français (1973-2006)*

Le résultat est tout à fait original. Il semble que nous avons sous les yeux les effets de l'articulation dans les échelles de temps et d'espaces des multiples corrélations non linéaires entre les variables humaines, physiques et climatiques. Lorsque le phénomène feu de forêt est envisagé à l'échelle de la zone méditerranéenne, les périodes charnières dans la variabilité de l'activité incendiaire sont relativement nombreuses et toutes à peu près inférieures ou égales à l'échelle annuelle. En clair, on a plutôt un phénomène résiduellement persistant pour des échelles de temps courtes qui devient plus anti-persistant si on considère des échelles de temps plus importantes. On a illustré cette tendance générale par un polynôme d'ordre 4 (en noir gras sur le graphique).

Malgré une lisibilité faible que l'on tentera d'améliorer après, cela nous enseigne que pour le grand Sud-est méditerranéen français, il est tout à fait hors de propos d'espérer anticiper l'intensité des feux sur quelques années, et tout autant déplacé de penser le phénomène à l'échelle de la journée ou de la semaine. C'est en tout cas le résultat obtenu avec une chronique de 34 ans (qu'en serait-il si on possédait 100 ans de données sur les feux ?). A ces échelles de temps, le hasard sauvage (Mandelbrot, 1997 ; Taleb, 2005) domine la variabilité de l'activité journalière des feux de forêt. De plus, la saisonnalité climatique domine largement cette activité incendiaire puisque chaque moment de persistance du processus ($H\text{-local} > 0,5$) correspond à une logique climatique particulière. Il est possible d'établir une hiérarchie des cycles (moments de persistance du processus) selon leur prégnance.

La fluctuation à deux mois correspond à l'évolution lente du climat qui implique que les mois, perçus de deux en deux, nous donnent à voir une très relative autocorrélation temporelle. C'est dans ce cadre que l'articulation récurrente juillet / août est souvent évoquée par les hommes de terrain. Ce cycle, *a priori* évident, reste pourtant celui qui marque le moins le processus ($H = 0,52$) puisqu'on est dans une situation de mouvement brownien ($H\text{-local} = 0,5$) où le phénomène serait amnésique d'une période bimensuelle à l'autre. En restant par exemple attaché à percevoir le phénomène uniquement selon le prisme de juillet et d'août, on se prive ainsi de la possibilité de comprendre la cyclicité du phénomène.

A l'échelle annuelle et pour le bassin méditerranéen français, la persistance temporelle, si elle se vérifie ($H\text{-local} > 0,5$), reste relativement faible ($H\text{-local} = 0,58$). La taille et le nombre de feux de forêt dans le Sud-est français évoluent ainsi d'une année à l'autre avec une dépendance statistique relativement faible. Il persiste donc une grande liberté au phénomène.

A six mois et à quatre mois, la persistance est assez importante ($H\text{-local} = 0,68$ et $0,69$), signe que c'est la période de stress hydrique dans son ensemble et pas seulement les deux mois les plus chauds qui influence l'activité incendiaire. On connaît ainsi régulièrement des mois de juillet / août relativement calmes qui ont succédé à un mois de juin problématique et à la suite desquels les feux se sont intensifiés en septembre et en hiver (signalons par exemple l'année 2000 qui est dans ce cas).

Ces résultats nous indiquent que lorsque le $H\text{-local}$ est calculé sur trois intervalles de temps ($t-1$; t ; $t+1$), il y a 5 fluctuations à l'intensité variable qui sont emboîtées et articulées dans l'ordre des échelles de temps. Ceci semble expliquer les difficultés, voire l'impossibilité, à prévoir l'état de l'activité journalière des incendies pour un temps t . Néanmoins, une telle approche contient certains biais qu'il convient de signaler par souci de transparence.

Parmi eux, il faut signaler le choix d'un calcul d'un H -local sur une faible amplitude d'intervalles de temps. Les conséquences les plus visibles sont d'une part une irrégularité très marquée d'un intervalle à un autre et, d'autre part, l'apparition de valeurs négatives qui sont théoriquement impossibles à obtenir. Ces valeurs négatives sont en réalité l'expression d'un trop faible échantillon de données à l'intervalle en question. Par exemple, dans le graphique précédent, on obtient un H -local = -0,013 pour l'intervalle de 11 ans (8,29 en valeurs logarithmique sur l'axe des abscisses). Or, avec cette segmentation « grossière » de la chronique, c'est à peine 3 intervalles de temps qui servent à la mesure de R/S (la chronique s'étale sur 34 ans). On touche là le problème d'une chronique trop courte. Pour l'instant donc, nous n'avons pas la possibilité d'étudier l'instabilité de l'activité incendiaire au-delà de la décennie.

Pour tenter de contourner ces deux problèmes, on peut aborder le calcul d'un H -local non plus sur trois intervalles de temps mais désormais sur cinq ($t-2$; $t-1$; t ; $t+1$; $t+2$). On lisse ainsi les résultats. La conséquence probable est le tassement des valeurs extrêmes (les pics élancés) tout en conservant une porteur similaire, mais beaucoup plus lisible. Le calcul est basé sur la formule :

$$H\text{-local} = \frac{\ln(R/S\ t+2) - \ln(R/S\ t-2)}{\ln(\text{Inter}\ t+2) - \ln(\text{Inter}\ t-2)}$$

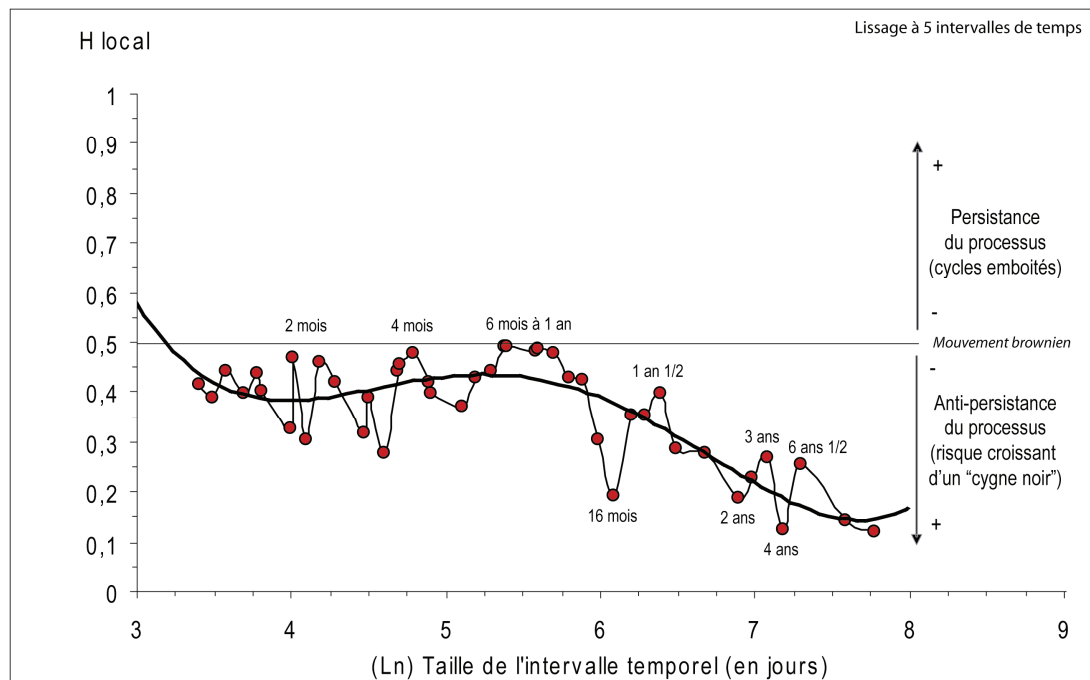


Figure 139. Persistance et anti-persistance de l'activité incendiaire dans le bassin méditerranéen français (lissage à 5 intervalles de temps)

Avec cette nouvelle approche d'un H -local, la lisibilité de la tendance est nettement plus aboutie.

Dans un premier temps *H-local* augmente légèrement pour arriver à 0,5 pour l'intervalle de temps 6 mois - 1 ans. A cette résolution de la chronique et avec ce lissage des résultats de *R/S*, on a un fonctionnement brownien (aléatoire). Cela signifie intuitivement qu'à chaque intervalle de temps d'environ 1 an, le futur du système incendiaire dépend de son état présent, mais pas de son passé, même le plus proche. Ceci est tout à fait étrange et nous fait penser au principe physique de la *Marche au hasard* (*Random walk*) largement étudié dans la littérature (Spitzer, 1964). Autrement dit, le système, à une résolution annuelle, semble « perdre la mémoire » à mesure qu'il évolue dans le temps. On comprend alors l'état de surprise permanent qu'offre à voir d'une saison estivale à l'autre le système environnemental méditerranéen à un observateur non averti de ce fonctionnement complexe. Cela est dû au rapport entre les feux et les surfaces brûlées l'année précédente (même si elles sont importantes) et le stock de biomasse qui reste de toute façon incommensurablement bien plus vaste. La purge annuelle est en effet trop limitée à l'échelle d'une année pour induire une modification structurelle du phénomène l'année suivante.

Au-delà de cette échelle annuelle, se met en place de manière croissante une anti-persistance qui semble indiquer qu'avec des fenêtres de 13 ou 14 ans, *H-local* avoisine la valeur zéro : un bouleversement important de la statistique précédente est très probable à cette échelle de temps. On peut donc penser que la probabilité d'émergence d'un nouveau feu « roi », selon l'expression employée dans un chapitre précédent, ou d'un *cygne noir*, selon l'expression de D. Hume (1796) et de N.N. Taleb (Taleb, 2005, 2007) est maximale, en moyenne, tous les quinze ans. Cette structuration nous indique donc bien que les « purges », même sur 6-8 ans (durée qui correspond à un cycle climatique sec), ne sont pas suffisantes pour affecter la remontée biologique. C'est par ailleurs bien ce que nous observons depuis ½ siècle en Provence et en Languedoc qui sont devenus « verts » (on estime en effet la croissance de la biomasse dans ces espaces à 50 % en 50 ans). Cependant, ces résultats nous indiquent que le « Big-One » tel que la Grèce l'a connu durant l'été 2007 est plus que probable...un jour. Seule une exploitation massive du bois et une réduction drastique des massifs forestiers à la fin de l'Ancien régime et XVIII^{ème} et XIX^{ème} Siècle a dû permettre de « contrôler » le phénomène.

Localement, ces résultats sont presque inverses à ceux obtenus avec un calcul du *H-local* sur trois intervalles pour le créneau de temps \approx 1an. On touche là les contraintes inhérentes à l'utilisation d'une chronique courte (34 ans) : la tendance globale est plus lisible avec un lissage sur 5 intervalles mais la recherche des créneaux où le phénomène est persistant ne semble possible qu'avec un lissage plus étroit (trois intervalles). Un travail similaire dans quelques années avec une base plus étoffée sera à même de confirmer ou d'infirmer cette hypothèse.

Quoiqu'il en soit, il nous semble plus prudent de prendre avec parcimonie les résultats obtenus avec un lissage fin (3 intervalles), et donc de garder en tête la tendance globale à l'anti-persistance globale du phénomène à mesure que l'on s'éloigne de la résolution annuelle. Par curiosité néanmoins, nous allons chercher à vérifier si, avec un lissage à trois intervalles dont on vient de voir les limites, tous les espaces présentent les mêmes cycles temporels de persistance du phénomène feu de forêt. Nous allons donc mesurer le *H-local* pour toutes les chroniques dont nous disposons.

7.3.3 Essai de différenciation spatiale selon les cycles incendiaires méditerranéens français (1973-2006)

Désormais, il s'agit de déterminer si en désagrégeant les données à l'échelle des régions et des départements, nous obtenons d'une part un nombre de cycle similaire et d'autre part, une intensité des persistances et une hiérarchie des cycles comparables à ce que l'on a obtenu à petite échelle. Il convient d'être une nouvelle fois prudent sur les résultats qui vont suivre. En effet, si l'utilisation de la statistique de Hurst peut prêter à discussion sur une chronique relativement courte (34 ans soit $\approx 12\,410$ jours), ce problème s'intensifie encore davantage lorsque l'on désagrège spatialement la donnée originale et que l'on utilise seulement trois intervalles de temps pour le calcul du *H-local*. Dès lors, non seulement il semble qu'à l'heure actuelle et en raison de cette faible mémoire des feux, il soit impossible d'établir des résultats probants à l'échelle des mailles DFCI, mais en plus, les résultats obtenus pour les départements les moins soumis aux feux sont « limites » (les Hautes-Alpes et la Lozère présentent ainsi peu de jours avec des feux). On touche là le problème universel et très prégnant en statistique du compromis nécessaire entre une précision des résultats (spatiale et temporelle) que l'on souhaite toujours plus aboutie, et la perte progressive de la pertinence statistique. En effet, en désagrégeant toujours plus l'information, les fluctuations locales prennent petit à petit l'ascendant sur les structures globales. Au-delà des résultats à grande échelle (au sens géographique c'est-à-dire pour de courts moments et des espaces étroits), c'est donc l'aller-retour entre les échelles et les changements statistiques qui en résultent qui sont à même de nous renseigner sur la nature du phénomène. A titre informatif et comme un exemple de ce que pourrait être des résultats plus fiables obtenus sur une chronique plus longue, le tableau ci-après synthétise les résultats du *H-local* calculé sur trois intervalles de temps. Nous avons conservé et comparé les valeurs et les moments où, statistiquement, le phénomène dévoile une persistance ($H\text{-local} > 0,5$).

	2 mois	3 mois	6 mois	1 an	1 an 1/2	2 ans	3 ans	3 ans 1/2	4 ans	5 ans 1/2
Espace méd.	0,52	0,69	0,68	0,58	0,62	-	-	-	-	-
P.A.C.A.	-	-	0,63	0,67	-	-	-	0,76	-	-
Languedoc-R.	-	-	-	0,58	-	0,67	0,63	-	-	-
Corse	-	-	0,53	-	0,58	-	-	-	-	0,56
Bouches-du-Rhône	-	-	-	0,52	-	-	0,52	-	-	-
Var	-	-	0,8	0,68	0,6	-	-	0,86	-	-
Corse-du-Sud	-	-	-	0,53	0,56	-	-	-	-	-
Haute-Corse	-	-	-	0,52	0,6	-	-	-	-	0,69
Alpes-Maritimes	-	-	-	0,74	0,57	-	-	0,86	-	-
Hautes-Alpes	-	-	-	-	-	-	0,69	-	0,65	-
Alpes-de-Ht-Pce	-	-	-	-	-	-	0,63	-	0,74	-
Vaucluse	-	-	-	0,52	0,67	0,55	-	0,9	-	-
Gard	-	-	-	0,57	-	-	0,6	-	-	-
Hérault	-	-	-	-	0,54	-	0,68	-	-	-
Pyrénées-Orientales	-	-	-	-	0,53	0,74	-	-	-	-
Aude	-	-	-	-	0,53	0,7	-	0,88	-	-
Lozère	-	-	-	-	-	-	0,55	-	0,61	-

Figure 140. Variabilité des fluctuations persistantes de l'activité incendiaire dans les espaces méditerranéens (selon H -local sur trois intervalles de temps)

La variabilité de la persistance temporelle du phénomène d'un espace à l'autre porte à la fois sur les moments où elle est palpable mais également sur le nombre de cycles ainsi que leur intensité (plus H -local est proche de 1, plus la persistance est forte ce qui signifie que l'autocorrélation temporelle se renforce). Les persistances évoluent différemment selon les régions ou les départements, signe que l'emboîtement dans les échelles de temps et d'espace des différentes variables, entretenant réciproquement des interactions non linéaires, n'a pas les mêmes conséquences selon que l'on se situe en Corse ou sur le continent, en Languedoc-Roussillon ou en PACA. Il est ainsi tout à fait intéressant de constater que nous avons sous les yeux une possible traduction statistique de la structuration scalaire du processus (*Figure 11* p. 42) qui a déjà été évoquée dans les travaux d'A.J. Simard (Simard, 1991).

Par ailleurs, les interactions entre les variables climatiques, physiques et humaines se font sous différentes modalités (intensité et durée) selon les espaces et les moments. Ces interactions sont vraisemblablement non linéaires. Elles impliquent néanmoins des créneaux de lecture judicieux auxquels les opérationnels pourraient à l'avenir se référer, pour mieux se préparer, à l'émergence des grands feux.

A l'échelle du bassin méditerranéen, les mouvements de persistance emboîtés sont au nombre de cinq. Sur ces cinq échelles autour desquelles se structure la variabilité de l'activité incendiaire quotidienne (TSBJ), seules deux sont très nettement supérieures à un état de mouvement brownien (hasard pur matérialisé par la valeur 0,5). Il s'agit de l'échelle temporelle à trois mois et celle à 6 mois. Ces deux échelles de temps correspondent bien évidemment au fonctionnement saisonnier du phénomène (3 mois) et à l'articulation des périodes globalement sèches ou pluvieuses (6 mois). Ce fonctionnement varie lorsque l'on envisage la variabilité de l'activité incendiaire à l'échelle régionale. Il faut faire attention néanmoins, car rien ne dit pour le moment qu'une fluctuation locale de H soit un cycle non-périodique. D'autres analyses seraient nécessaires pour s'en assurer, mais on peut entamer dès à présent une lecture de ces premiers résultats.

En Corse, en PACA et en Languedoc-Roussillon, le nombre de fluctuations emboîtées est le même (trois), leur intensité ainsi que les échelles de temps auxquelles ils agissent sont, eux, différentes. En PACA, les trois fluctuations persistantes sont nettement supérieures à 0,5. Les deux premières sont situées à environ 6 mois ($H\text{-local} = 0,63$) et à 1 an (0,67), ce qui reste conforme au fonctionnement saisonnier que d'aucun connaît. Mais la troisième fluctuation persistante est déjà plus surprenante puisqu'elle indique une récurrence nette de l'activité incendiaire à trois années et demie. À cette échelle, les événements s'enchaînent avec une logique certaine ($H\text{-local} = 0,76$). Il semble donc que cette période correspond à la durée de reconstruction d'une biomasse suffisamment dense pour servir de nouveau combustible (accumulation de l'énergie dans l'espace). En Languedoc-Roussillon, on peut observer approximativement la même structure, si ce n'est que ce sont deux fluctuations à moyen terme qui s'articulent (2 ans avec 0,67 et 3 ans avec 0,63). Globalement, c'est une structure à ≈ 4 ans qui est visible.

En Corse, les résultats nous semblent différents puisque la structure ≈ 4 ans ne s'y retrouve pas. La structuration de l'activité incendiaire au cours du temps semble donc quelque peu atypique. Les trois valeurs du $H\text{-local}$ qui sont au dessus du seuil de persistance (0,5) ne s'en écartent que peu (entre 0,53 et 0,58). Il faut tout de même évoquer un léger cycle à long terme (cinq années et demie) qui n'est pas présent ailleurs. Il semble alors, si l'hypothèse de la reconstruction végétale est la bonne, que l'accumulation de l'énergie dans l'espace (photosynthèse) se fait plus lentement en Corse qu'ailleurs ou que les purges énergétiques y soient plus nombreuses (les mises à feu), en tout cas lorsque l'île de beauté est envisagée dans sa globalité (elle est en effet très hétérogène climatiquement).

A l'échelle des départements, la variabilité des fluctuations est encore plus frappante. Précédemment, nous avons envisagé la Corse dans son ensemble. Si nous comparons désormais la Corse-du-Sud et la Haute-Corse, les résultats sont intéressants puisque le cycle à long terme (cinq années et demie) se retrouve fortement en Haute-Corse ($H\text{-local} = 0,79$) alors qu'il n'existe pas pour la partie Sud de l'île. Ceci exprime statistiquement le caractère plus montagneux et humide de la Haute-Corse (par rapport à la Corse-du-Sud) qui a besoin d'un temps de latence du phénomène plus important pour permettre une nouvelle émergence brutale du phénomène. En Corse-du-Sud, les valeurs obtenues ne permettent pas d'exprimer la présence d'une quelconque forme de persistance (0,52 et 0,58 pour six mois et un an et demi), surtout si l'on considère le caractère expérimental de cette approche, la faible longueur de la chronique et donc l'incertitude qui en résulte. Dans le Sud de la Corse, l'activité incendiaire semble ainsi globalement aléatoire entre la saison « sèche » et la saison « humide » mais également d'une année à l'autre.

On retrouve ailleurs cet état approximatif s'apparentant à un mouvement brownien qui freine considérablement, on le comprend aisément, la possibilité d'anticipation et de préparation par les opérationnels face au phénomène. Les Bouches-du-Rhône sont caractéristiques de cette activité incendiaire aléatoire (0,52 pour 1 an et 3 ans). A un degré moindre, le Gard présente le même visage (0,57 pour 1 an et 0,6 pour 3 ans) tout comme la Lozère qui exhibe une durée de latence un peu plus longue qu'ailleurs. Dans ce département, nous sommes en marge du climat méditerranéen ce qui implique une recharge énergétique qui s'étale plus longuement dans le temps ($H\text{-local} = 0,55$ pour 3 ans et 0,61 pour 4 ans). Il y pleut certes plus qu'à Toulon par exemple, mais la végétation n'est que plus rarement en « état » de brûler.

D'autres espaces offrent des phases de persistance de l'activité incendiaire qui sont cette fois particulièrement prononcées. Le Var, tout d'abord, dont la chronique est structurée autour de quatre fluctuations emboîtées dont deux sont très prégnantes (six mois avec $H\text{-local} = 0,8$ et trois ans et demi avec 0,86) et deux autres qui le sont moins (0,68 et 0,6 pour 1 an et 1 an et demi). L'activité incendiaire est donc fortement persistante à 6 mois et 3,5 ans. L'intensité quotidienne des feux de forêt dans le Var semble ainsi structurée par périodes de six mois, ce qui semble logique du point de vue climatique mais qui prend ici des proportions inégalées, et surtout par périodes de trois ans et demi (environ) qui correspond au temps de reconstruction de la biomasse (temps court de recharge énergétique au regard de la taille des feux qui s'y développent). Le département des Alpes-Maritimes est structuré par un cycle annuel prononcé (0,74) qui est articulé au même cycle de trois ans et demi trouvé dans le Var ($H\text{-local} = 0,86$).

Ces résultats semblent donc offrir une certaine logique spatiale puisque certains massifs forestiers varois se prolongent dans les Alpes-Maritimes. Hormis dans sa partie montagneuse, l'espace boisé maralpin est donc fortement ressemblant à celui du Var (nature et densité végétale et mitage urbain). L'Aude exhibe également une persistance incendiaire à trois et demi ($H\text{-local} = 0,88$) qui est dans ce cas précis associé à une phase plus courte de 2 ans (0,7). Il semble en outre que les espaces les plus en marge du climat méditerranéen aient une activité incendiaire structurée de la même manière (en nombre et pour les périodes). En effet, les chroniques de feux en Lozère, dans les Hautes-Alpes et dans les Alpes-de-Ht-Pce sont basées sur deux phases de persistance seulement qui sont, de plus, structurées sur le long terme (3 et 4 ans). Ces persistances à long terme nous indiquent la durée approximative de reconstruction de la biomasse ou, d'un point de vue systémique, de recharge énergétique. La saisonnalité méditerranéenne, qui se traduit ailleurs par un emboîtement de phases à court et moyen termes (entre 3 mois et 1 an), ne semble donc par vraiment y influencer l'activité incendiaire. Il faut par ailleurs souligner que dans ces deux départements alpins, des signes de persistance nous font penser que malgré la faible activité incendiaire, la structuration des chroniques est assez bien établie puisque les valeurs du $H\text{-local}$ peuvent atteindre 0,74 pour les périodes de 3 et 4 ans.

Les différentes formes de persistance trouvent leurs origines dans la variabilité de l'accumulation d'énergie selon les espaces. Cette énergie (ensoleillement, vent) est inégalement déployée ce qui implique que la biomasse a besoin d'un temps de latence qui peut être du simple au double selon les espaces (reconstruction après un feu et densification suffisante pour permettre la diffusion d'un nouveau feu). En d'autres termes et si la construction méthodologique ne souffre pas d'un biais qui nous aurait échappé, il semble possible d'émettre des signaux d'alerte basés sur la structuration statistique des feux du passé. Ces signaux seraient plus ou moins intenses selon la persistance du processus auquel il est fait référence. De ce point de vue, on peut considérer l'exposant $H\text{-local}$ comme un indicateur potentiel du type futur de l'activité incendiaire. Si cette approche pouvait être vérifiée et affinée, elle serait sans doute originale et constituerait probablement une alternative efficace à l'utilisation de la loi de Pareto comme distribution de probabilité (justifiée quelquefois, mais approximative le plus souvent). Pour ce faire, il faudrait automatiser la procédure et la mettre en relation avec la base *Prométhée* de sorte qu'après chaque événement recensé, les résultats se mettent à jour sans avoir à reprendre manuellement la procédure qui reste fastidieuse (construction des chroniques, transformation des formats d'écriture pour passer d'un logiciel à l'autre, répétition de la méthode pour chaque espace étudié, etc.).

Dans cette optique, il nous semble judicieux de nous rapprocher d'une part, des gestionnaires de la base *Prométhée* et d'autre part, d'ingénieurs à même de construire un logiciel qui intègre les méthodes proposées. Il faut néanmoins garder à l'esprit que notre mémoire des feux de forêt est bien courte par rapport à celle que l'on a par exemple des inondations, des tremblements de terre ou des éruptions volcaniques. Cette étroitesse mnésique fait que les méthodes pensées pour ces phénomènes donnent des résultats forcément approximatifs pour les incendies de forêt. Ils sont toutefois fortement instructifs et nous ont amenés vers des pistes de recherche tout à fait prometteuses.

7.4 L'instabilité de l'activité incendiaire : éléments de synthèse

La complexité du phénomène feu de forêt se traduit par une grande instabilité de l'activité journalière à laquelle se confronte quotidiennement les opérationnels du risque. Cette instabilité est intrinsèque au phénomène et se retrouve même en période estivale. Durant l'été, les conséquences de cette instabilité qui dépasse régulièrement les causalités climatiques aujourd'hui bien connues peuvent être tout à fait problématiques. En effet, les séries « d'avalanches de feux » peuvent surprendre l'observateur, même expérimenté, par leur nombre et leur intensité ou par leur absence. La surprise est donc de trouver une signature statistique du phénomène feu qui semble proche de l'activité boursière ou hydrologique et qui nous force à rester prudent sur les ambitions, souvent évoquées comme projet de recherche dans un certain nombre de travaux, de prévision même à court terme (quand et où ?), de l'intensité des événements à venir.

Pour répondre à cette problématique peu étudiée (pour ne pas dire pas du tout), nous avons mené une analyse statistique sur des chroniques de feux de forêt construites dans un précédent chapitre. Cette analyse a été conduite avec un triple objectif. Le premier visait à expliciter dans un langage aussi clair que possible le problème de l'induction (Hume, 1786) qui nous permet de comprendre dans la thématique des feux de forêt les dangers d'une trop grande confiance dans les modèles de risques. Ceux-ci sont construits sur des corrélations statistiques pourtant bien abouties, mais sont en fait issues d'une pensée réductionniste qui résume trop brusquement la complexité apparente du réel. Le second portait sur une méthodologie plus adéquate de mesure de l'instabilité des feux et le troisième sur sa nécessaire évolution.

7.4.1 *Une posture de recherche à contre-courant : induction, hasard et cygne noir*

Il se trouve que la corrélation n'est pas synonyme de causalité et que la non-linéarité des interactions entre les variables rend le système intrinsèquement imprévisible, même à court terme. Au mieux, les modèles nous offrent la possibilité de connaître les « fenêtres » les plus favorables à l'émergence du phénomène. Mais quotidiennement, la modulation de l'activité incendiaire semble se jouer des prévisions. Nous faisons probablement face à un système de type chaotique déterministe (il faudra à ce sujet effectuer des analyses spécifiques). C'est donc notre appréhension du phénomène qu'il faudrait faire évoluer pour faire de la surprise un élément « normal » et pas la preuve d'un biais des différents modèles prédictifs. Ainsi, c'est la toute-puissance de l'Homme sur son environnement qu'il serait bon de nuancer. Il faut savoir rester humble et admettre que si quelques événements émergent au moment où on les attend, combien de prévisions identiques sont restées caduques pour arriver à ces réussites ? Depuis quelques décennies, le problème de l'induction (Hume, 1796) a été repris dans la littérature comme point de départ de la compréhension de toute une série de phénomènes complexes parmi lesquels il faut citer l'activité boursière, les cycles éruptifs des volcans, les tremblements de terre, l'activité solaire, et bien d'autres. Le problème de l'induction a été soulevé une nouvelle fois récemment par N.N. Taleb dans ses ouvrages sur le poids du hasard dans l'activité boursière (Taleb, 2005, 2007). Il a ainsi repris les travaux de B. Mandelbrot et la métaphore du « cygne noir » de Hume pour illustrer ses propos. Nous avons évoqué cette expression pour symboliser l'émergence soudaine, brutale et destructrice d'événements rares qui bouleversent la statistique précédente des incendies de forêt. Le deuxième objectif de ce chapitre était de trouver un outil statistique pertinent à même de quantifier le principe de l'instabilité temporelle. Nous avons ainsi fait appel à l'exposant de Hurst (Hurst, 1951, 1953 ; Mandelbrot, 1974) qui synthétise entre 0 et 1 le degré d'autocorrélation temporelle des chroniques de feux de forêt. Plus précisément, cette statistique nous informe sur la nature du phénomène étudié en nous indiquant une tendance à l'accumulation (persistance) ou au contraire à l'absence d'accumulation de quelque chose.

7.4.2 *Mesure de l'instabilité de l'activité incendiaire par l'exposant de Hurst*

L'exposant de Hurst a , comme nous l'avons déjà évoqué, été pensé originellement pour mesurer la variation des débits du Nil. Depuis, il a permis de déterminer le degré de persistance (les événements proches temporellement ont tendance à se ressembler) ou d'anti persistance (hétérogénéité marquée par moment) de nombreux phénomènes naturels, physiques et humains.

Sa construction est basée sur la dissociation progressive de la chronique en segments de longueur $\frac{1}{2}$. À chaque itération de la segmentation et pour chaque segment de la chronique, un rapport entre l'écart-type et la taille du segment est calculé. Ce rapport entre le rang (R) et l'écart-type (S pour *Standard déviation* en anglais) est noté R/S . Selon l'hypothèse originale, les valeurs successives de R/S doivent se répartir le long d'une loi puissance et l'exposant de Hurst (H) est la pente de cette droite. Cette méthode est appelée analyse des étendues normalisées, ou *Rescaled Range Analysis* (dit *R/S Analysis*). Nous avons calculé la valeur de H selon cette méthode pour toutes les chroniques de feux (régions et départements) dans la perspective de vérifier si la nature de l'instabilité pouvait être variable. Les résultats nous ont montré que le phénomène, étudié sur une grosse trentaine d'années, est toujours anti persistant ($H < 0,5$) quels que soient les lieux dans lesquels il émerge. Cependant, certains espaces exhibent des séries de feux beaucoup plus instables que d'autres (voir p. 355). Il semble que ce sont les contraintes climatiques et physiques qui expliquent ce fonctionnement plus ou moins anti-persistant.

En effet, un rapport relativement étroit entre l'instabilité des manifestations au cours du temps (H) et les contraintes globales de propagation (Cc) a pu être mis en évidence à l'échelle des départements ($r^2 \approx 0,78$) et de manière moins efficace pour les mailles DFCI ($r^2 \approx 0,35$). L'irrégularité de l'enchaînement chronologique des feux est donc une des manifestations de la complexité globale du système. La fractalité statistique est intrinsèque au phénomène et permet une bonne différenciation des régimes locaux, départementaux et régionaux des feux de forêt.

Toutefois, l'exposant de Hurst (H) suppose que les différentes valeurs de R/S se répartissent le long d'une droite. Or, on a pu démontrer que toutes les chroniques de feux ($TSBJ^{68}$) et les séries hiérarchiques (TSB^{69}) présentent une structure parabolique qui rend le principe d'un ajustement rectiligne (loi de probabilité de Pareto) quelque peu caduc (sauf dans quelques cas). Ceci nous a naturellement amené à vérifier la forme de la répartition des valeurs de R/S . Les résultats ont confirmé que la courbure est présente dans toutes les structures statistiques d'un phénomène physique tel que le feu de forêt. Elle est d'ailleurs présente pour la majorité des phénomènes physiques et sociaux issus de l'interaction non linéaire d'un très grand nombre de variables (séismes, éruptions volcaniques et solaires, fréquentation des sites internet, débits des fleuves, activité boursière).

⁶⁸ Tailles des Surfaces Brûlées Journalières

⁶⁹ Tailles des Surfaces Brûlées

7.4.3 Des phases de persistance de l'activité incendiaire emboîtées et articulées dans les échelles de temps ?

Les perspectives d'un nouvel indicateur relatif à l'intensité et aux moments des phases de persistance dans les chroniques de feux se sont ainsi présentées. Nous avons calculé une dérivée locale du H original (noté H -local). Pour un temps t , la valeur de cet indice dépend ainsi des situations antérieures et postérieures : c'est le rapport entre R/S et la taille de l'intervalle (noté $Inter$) aux temps $t+1$ et $t-1$. On peut décrire simplement le calcul de l' H -local pour toutes les séries chronologiques d'incendies de forêt de la manière suivante :

$$H\text{-local} = \frac{\ln(R/S \ t+1) - \ln(R/S \ t-1)}{\ln(Inter \ t+1) - \ln(Inter \ t-1)}$$

Avec cette approche, il semble possible d'identifier plusieurs échelles de lecture pertinentes où le phénomène exhibe une structure statistique persistante (H -local > 0,5). Ainsi, ces périodes peuvent être assimilées à des phases emboîtées et articulées dans les échelles de temps entre lesquelles l'instabilité peut être importante. Selon les espaces, le nombre ainsi que la prégnance des phases de persistance peuvent être notablement différents (de 0,52 à 0,9 selon les échelles spatiales et les lieux, voir p. 384). Comme nous l'avons évoqué, les différences phases de persistance trouvent leurs origines dans la variabilité de l'accumulation d'énergie selon les espaces. Cette énergie (ensoleillement, vent) est inégalement déployée ce qui implique que la biomasse a besoin d'un temps de latence qui peut fortement fluctuer selon les espaces (reconstruction après un feu et densification suffisante pour permettre la propagation d'un nouveau feu). Néanmoins, cette finesse d'analyse est probablement discutable en raison de la faible mémoire des feux enregistrée dans la base *Prométhée* (34 années étudiées dans cette thèse sur les 35 années recensées au moment de la rédaction). Dès lors, et par souci d'objectivité, nous avons également calculé un H -local sur un intervalle de temps plus important, ce qui a eu pour conséquence de lisser les valeurs locales pour permettre une meilleure lisibilité de la tendance générale. La formule est donc légèrement différente :

$$H\text{-local} = \frac{\ln(R/S \ t+2) - \ln(R/S \ t-2)}{\ln(Inter \ t+2) - \ln(Inter \ t-2)}$$

Le résultat de cette approche nous permet de distinguer une phase intra annuelle où le phénomène peut quelquefois exhiber une persistance statistique, d'une phase pluri annuelle où l'anti persistance s'accroît à mesure que l'on allonge les intervalles de temps considérés.

Dépassée le seuil de l'année, et donc du fonctionnement saisonnier bien connu, l'instabilité prend de plus en plus d'importance de sorte qu'à l'échelle des 15 ans pour la zone méditerranéenne française, on peut en toute logique s'attendre, en moyenne, à la présence d'au moins un cygne noir (très grands feux ou série de feux) extrêmement dévastateur ($H \approx 0$). Les résultats restent malgré tout approximatifs et ils ne sauraient correspondre à une quelconque prédiction. Nous avons voulu lutter d'une certaine manière contre toute forme de prévision qui s'appuierait trop naïvement sur les observations du passé pour établir une lecture simpliste des lois de la nature. Il serait relativement malvenu de tomber dans cette dérive intellectuelle alors que le phénomène nous rappelle au quotidien combien nos sens et l'approche euclidienne du monde peuvent être trompeurs, alors même que les résultats ainsi obtenus semblent corrects à certaines occasions.

Pour étayer nos résultats, la base *Prométhée* qui, il faut le rappeler une nouvelle fois, est probablement la référence mondiale des bases de données sur les feux de forêt, devra être plus épaisse (plus longue). Toutefois, seul le temps qui passe pourra venir nous aider dans cette tâche. Il ne faut pourtant pas croire qu'avec une chronique pluri centenaire, notre connaissance de l'instabilité temporelle des feux soit parfaite, car en réalité, c'est seulement la méthode et la localisation des créneaux de persistance qui seront plus robustes alors que le phénomène restera, lui, tout à fait irrégulier et instable pour la grande majorité du temps. De plus, l'approche statistique par l'exposant de Hurst est relativement sensible à la longueur de l'échantillon (Hurst, 1951 ; Mandelbrot, 1974), et nous ne connaissons pas les conséquences que cela implique sur les résultats obtenus ici.

Conclusion

L'enchaînement des feux au cours du temps est un sujet peu étudié non seulement en France, mais également à l'étranger. Une conception ordonnée (*a priori* d'une cyclicité périodique) et « normale » du phénomène (dans le sens gaussien du terme) est souvent problématique, car elle implique un état de surprise permanent chez les utilisateurs des modèles prédictifs qui, malgré des corrélations tout à fait correctes, sont régulièrement et quotidiennement déçus par l'activité réelle des feux de forêt. Cette activité est souvent plus calme ou au contraire plus intense que ce à quoi on pourrait s'attendre si les choses fonctionnaient « normalement » (toujours au sens gaussien du terme), c'est-à-dire si les variables physiques, climatiques et humaines interagissaient de manière linéaire. Or, on sait désormais que ce n'est pas le cas. Les approches traditionnelles, bien que tout à fait pertinentes, ne sont pas suffisantes dans ce cas. Elles peuvent même conduire à une trop grande confiance dans la performance des différents outils législatifs, de lutte ou de répression. Il ne s'agit pas du tout de nier les causalités mécaniques et climatiques établies depuis cinquante ans sur le phénomène feu. C'est plutôt l'idée d'un déterminisme corrélatif qui est contesté. Nous nuancions le poids des corrélations connues en montrant leur insuffisance dans une démarche prédictive. L'étude de l'irrégularité remet en cause les « certitudes » et en faisant cela, pousse les chercheurs à abandonner les illusions prédictives. L'étude de l'instabilité dans le temps du phénomène feu de forêt peut ainsi paraître éloignée des préoccupations opérationnelles. Elle nous enseigne toutefois que nos sens sont trompeurs et que notre mémoire, parce qu'elle est courte et sélective, nous joue des tours. La connaissance de cet état de faiblesse et des cycles non-périodiques dans le phénomène feu est un atout à cultiver pour accroître la vigilance et la souplesse locale, régionale, nationale et internationale des moyens de lutte. La mesure de l'instabilité des chroniques de feux dans le Sud de la France nous donne l'exemple que l'on peut construire une autre connaissance en différenciant les espaces selon la variabilité du fait. Par ailleurs, les effets de la lutte sur le phénomène ne sont pas aussi simples qu'aux premiers abords. Ils peuvent même, s'ils existent, être contraires à ceux attendus (accroissement et densification de la biomasse). Ainsi, nous pouvons prendre acte de la mise en garde, un peu sévère certes, mais fortement pédagogique, de Bernard Le-Bouyer-de-Fontenelle (*L'Histoire des Oracles*, 1687) : « *Assurons-nous bien du fait, avant de nous inquiéter de la cause. Il est vrai que cette méthode est bien lente pour la plupart des gens, qui courent naturellement à la cause, et passent par-dessus la vérité du fait ; mais enfin, nous éviterons le ridicule d'avoir trouvé la cause de ce qui n'est point* ».

Nous avons besoin de construire des garde-fous conceptuels et méthodologiques pour sortir du sillon cartésien et de la mécanique newtonienne et ainsi rejoindre les innombrables sciences qui ont intégré la non-linéarité en leur sein, faisant de l'instabilité un moteur prolifique de connaissances (biologie moléculaire, météorologie, physique quantique, finance, hydrologie, etc.). Il serait en effet tout à fait extraordinaire que, parmi tous les phénomènes dans lesquels interagissent, de manière non linéaire et dans de multiples gammes d'échelles, des éléments de nature variée, seul le feu de forêt échappe à la « sauvagerie » du hasard !

La complexité du phénomène feu de forêt fait que l'irrégularité est partout. Ce qui est intéressant pour le géographe, c'est qu'elle peut prendre des visages différents selon que l'on se situe en marge ou en plein cœur du climat méditerranéen, selon que les espaces sont fortement fragmentés par les infrastructures humaines ou totalement végétalisés, ou bien que l'on observe des espaces littoraux ou l'arrière-pays. La fractalité parabolique de l'activité incendiaire est donc un sujet d'analyse spatiale tout à fait pertinent, car il suppose d'aller chercher dans les structures spatiales les raisons de cette différenciation spatiale. C'est donc ce vaste sujet que nous allons ébaucher dans un huitième et dernier chapitre.

Il s'agira de vérifier si les formes physiques qui résultent de ce système complexe sont bel et bien fractales, ce qui semble raisonnablement le cas lorsqu'on les observe (nous le verrons plus tard). Basé sur des règles de fonctionnement très simples, le modèle de simulation de Per Bak et son équipe (Bak *et al.*, 1990), nommé *Forest Fire Cellular Automaton* (FFCA), ou celui de Drossel et Schwabl (Drossel et Schwabl, 1992) fait émerger des formes fractales artificielles. L'énergie uniformément injectée (végétation) est en effet absorbée (les arbres brûlés) d'une façon spatiale qui nous intéresse en tant que géographe.

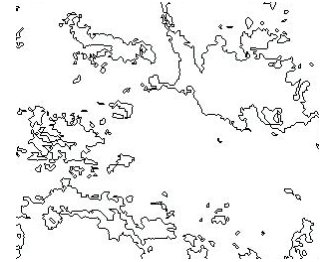
Nous avons les données et les méthodes pour vérifier s'il y a bien une émergence de formes physiques fractales dans le monde réel. Ces formes physiques concernent à la fois les contours de feux (la frontière entre le brûlé et le non-brûlé) et le substrat végétal dont le degré de porosité actuel est probablement la mémoire des passages successifs du phénomène. Cela correspond à un intéressant sujet de recherche en analyse spatiale. Une nouvelle thèse serait probablement nécessaire pour y répondre et il convient dès à présent d'en poser quelques jalons. Le prochain chapitre sera donc à caractère exploratoire et ne pourra suffire pour comprendre la nature et l'origine des formes spatiales incendiaires émergentes.

Chapitre 8. Analyse scalaire de formes émergentes

« Des formes fractales émergent des systèmes complexes. »
(Bak, 1990)



Fragment d'une forme issue de la fusion entre deux galaxies à noyau actif.
Source : Owen et al. 1985



Fragment du contour des feux de forêt « jumeaux » de Vidauban, Var, 2003.
Source : CEREN

Table des matières

Chapitre 8

Introduction	397
8.1 <i>La morphologie incendiaire : mesure et évolution</i>	398
8.1.1 Un échantillon de formes incendiaires	398
8.1.2 La morphologie des traces de feux de forêt : de l'invariance à la covariance d'échelle.....	401
8.1.3 Quelques pistes de compréhension des structures et des dynamiques spatiales incendiaires	407
8.2 <i>La morphogenèse des traces des incendies de forêt : premières recherches</i>	411
8.2.1 Un maillage spécifique pour la segmentation locale de la forme incendiaire : l'exemple des feux « jumeaux » de Vidauban	411
8.2.2 Variation de la covariance des formes locales incendiaires	414
8.2.3 Variations morphologiques de l'empreinte du feu le long de sa progression.....	417
8.2.4 Analyse morphologique du contour de la surfaces incendiée : une piste de recherche prometteuse.....	424
8.3 <i>Mesure des formes émergentes et quantification du risque lié aux incendies de forêt</i>	429
8.3.1 Articulation spatiale du bâti et de la forêt dans un contexte de risque lié aux incendies de forêt.....	430
8.3.2 Aléa, vulnérabilité, spatialité	433
8.3.3 Méandres et entrelacs : les formes de transition spatiale entre bâti et forêt.....	437
Conclusion.....	442

Introduction

Le projet de recherche poursuivi dans cette thèse consiste à établir la nature profonde du phénomène feu de forêt à travers l'étude de ses propriétés émergentes. Cette approche, qui fait appel à un cadre théorique encore « nouveau », surtout pour la géographie, suppose de s'écarter franchement des appréhensions courantes du phénomène qui placent la singularité des événements et l'unicité des lieux au centre des raisonnements. Ici au contraire, nous voulons revenir à la « source » du problème en étudiant des séries de données nombreuses et très précises. Il s'agit de comprendre la variabilité des différentes manifestations du phénomène en l'étudiant quantitativement par le prisme de la notion d'échelle.

Cette variabilité est très importante. La plupart des modèles usuels auxquels les spécialistes ont fait appel, pour en rendre compte, sont soit inadaptés (Gauss), soit approximatifs (Pareto). En conséquence, au-delà de l'exercice universitaire (qui reste essentiel puisque la connaissance fondamentale de la nature du phénomène est nécessaire), ces modèles ne permettent de réduire que faiblement l'état de surprise quotidien dans lequel sont plongés les opérationnels qui font face au phénomène. Cet état de surprise est lié à la relation entre la fréquence et la taille des événements (loi puissance), mais également au degré d'instabilité temporelle du phénomène. La structure statistique et le degré d'incertitude sont ainsi les deux dimensions du phénomène incendiaire qui nous ont permis de différencier les espaces à plusieurs échelles (des régions aux mailles DFCI). Néanmoins, les structures spatiales n'ont, pour le moment, été évoquées qu'à de multiples reprises comme de possibles éléments de contraintes qui participent à la « *dérive continue de la dimension fractale* » (Rigaut, 1987) des séries statistiques des tailles d'incendies de forêt. Cette hypothèse doit être explorée et élargie de manière à donner d'une part des éléments explicatifs tangibles à la courbure rencontrée qui concerne par ailleurs tout un ensemble de phénomènes dans la nature (Laherrère, 1996 ; Martin, 2003, 2004), et d'autre part à fournir des considérations tangibles sur le rôle des quatre dimensions de l'espace que sont la longueur, la largeur, la hauteur et les échelles, avant de pouvoir réfléchir sur l'aspect dynamique et donc temporel du phénomène.

Dans le présent chapitre, notre attention se focalisera, comme première approche du caractère spatial du phénomène, sur la quantification de l'irrégularité morphologique des zones incendiées. En effet, dans son modèle de simulation construit selon des règles simples, Per Bak (Bak, 1990) avait constaté que l'énergie uniformément injectée (arbres) était absorbée (les arbres brûlés) d'une façon spatiale particulière.

Des formes fractales émergent de ce système dissipatif artificiel. Cette émergence a été par ailleurs vérifiée dans d'autres approches plus abouties (Drossel et Schwabl, 1992). Nous souhaitons naturellement rechercher la présence de cette émergence morphologique dans les « expériences » grandeur nature. Dans cet objectif, ce sont treize « traces » de feux, les empreintes spatiales des surfaces brûlées, de différentes tailles, qui vont être analysées (de 19 ha à 6 740 ha). Il s'agira d'abord de quantifier l'irrégularité de ces formes en faisant appel à la géométrie fractale. Dans une seconde étape, nous tenterons d'élargir l'horizon applicatif de cette recherche en envisageant d'autres possibilités de mesure des formes avec l'exemple de l'interface entre les structures anthropiques et la forêt que l'on aura identifiée. Notre hypothèse est que la mesure du risque peut, en effet, être considérablement améliorée si l'on tient compte de la complexité spatiale des formes observées (entrelacs, « méandres », circonvolutions, etc.). Comme cela a déjà été évoqué, l'exploration menée dans ce chapitre ne saurait être suffisante en soi. Il conviendra donc à l'avenir de focaliser nos efforts sur ce point spécifique qu'est l'analyse scalaire des formes spatiales incendiaires émergentes.

8.1 La morphologie incendiaire : mesure et évolution

Le système dissipatif global qui nous intéresse dans cette thèse présente une structure statistique hiérarchique covariante d'échelle (TSB et TSBJ⁷⁰) et une instabilité temporelle de l'activité incendiaire (propension variable au « cygne noir »⁷¹). Dans cette partie, nous cherchons à connaître le degré de complexité spatiale des formes qui émergent des interactions non linéaires entre des paramètres de nature variable (climat, substrat, etc.). Toutefois, avant d'entrer plus avant dans le sujet, nous présenterons les formes des surfaces brûlées en notre possession, que notre partenaire de recherche, le *Centre d'Essais et de Recherche de l'Entente* (CEREN), a eu l'amabilité de mettre à notre disposition.

8.1.1 Un échantillon de formes incendiaires

Dans le cadre d'une collaboration européenne pour la recherche sur les incendies de forêt, le CEREN a participé entre 2002 et 2004 au projet RISK-EOS dans lequel ont interagi une multitude d'agences nationales militaires et civiles ainsi que des laboratoires de recherche de tous les pays concernés par les incendies de forêt.

⁷⁰ *Tailles des Surfaces Brûlées et Tailles des Surfaces Brûlées Journalières*

⁷¹ Le feu ou la série de feu qui va « bouleverser » la statistique précédente en modifiant la mesure de sa moyenne, si elle est calculable. On a pu quantifier l'amplitude potentielle de ce bouleversement dans le chapitre 5 et la probabilité de son émergence dans le chapitre 7.

Parmi les objectifs du programme, la cartographie par satellite des surfaces brûlées a livré de bons résultats sur lesquels nous nous baserons ici. Cette cartographie a été produite à l'issue de la saison estivale de 2004 (du 1^{er} juin au 30 septembre) dans le cadre d'un partenariat entre *Telespazio* et *EADS-Astrium*.

Les grands feux sont détectables depuis l'espace et leur progression peut être suivie à partir des images issues des satellites d'observation de la terre. Les sources de chaleur, telles que la végétation en cours de combustion, peuvent être détectées et quantifiées à partir de capteurs infrarouges. En conséquence, l'avancée du front de l'incendie peut être décelée à partir de données satellites. Les techniques spatiales permettent, potentiellement, d'assister les pompiers mais, également, les autorités publiques, locales et nationales, en leur fournissant des informations relatives à la localisation et à l'étendue de l'incendie et de ses fumées. Le service proposé par le projet RISK-EOS a fourni (entre autres choses) des cartes relatives à l'étendue et à l'impact du feu, pendant et immédiatement après l'événement (< 1 semaine).

Techniquement, on peut illustrer les différentes modalités de cartographie automatique des surfaces brûlées par la figure ci-après (*Figure 141*). Un exemple d'image satellite est également présent pour se faire une idée plus précise des étapes de construction de l'information. Mais plus important encore, les formes incendiaires qui seront analysées sont dévoilées à la page suivante (*Figure 142* p. 400).

Produit	Mise à jour	Précision	Résolution
Cartographie rapide des feux en temps quasi-réel	8h à 12h	10m à 60m	5 à 30m
Cartographie des feux en temps différé	2 semaines	10m à 60m	5 à 30m
Cartographie des dégâts des feux	2 semaines	10m à 60m	5 à 30m

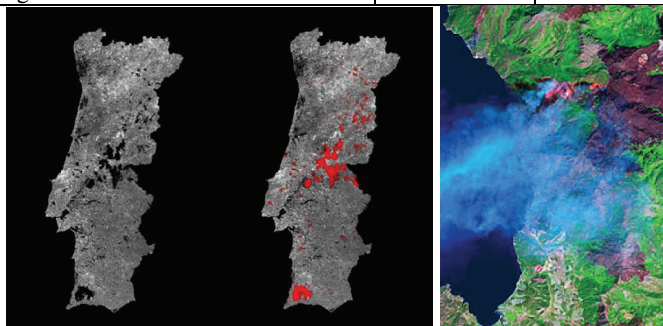


Figure 141. Description technique et illustrations de la cartographie des feux dans RISK-EOS

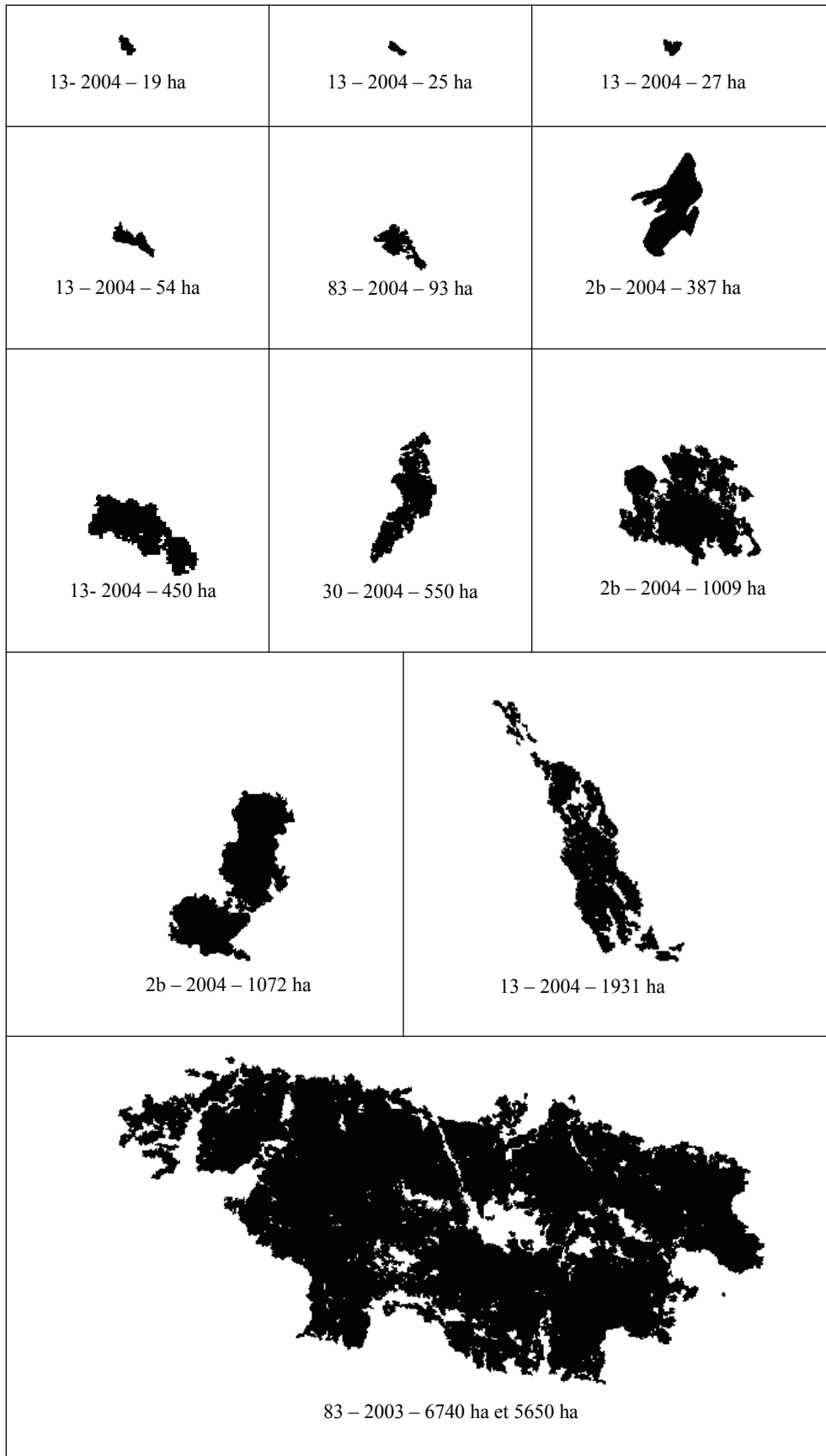


Figure 142. Echantillon des traces d'incendies de forêt (département – année – surface)

Dans notre recensement et pour plus de facilité, les formes ont été numérotées selon le département (13, 83, etc.) et l'année de l'émergence (2003, 2004) ainsi que la surface sur laquelle s'est déployé le phénomène (en ha).

Parmi les treize traces de feux qui sont à notre disposition (la forme la plus grande est en fait le cumul de deux feux qui sont presque synchrones), les tailles varient de 19 ha (cartographiée dans les Bouches-du-Rhône en 2004) à 12 390 ha (6 740 ha + 5 650 ha dans le Var en 2003). On voit clairement que la forme dominante d'ensemble est celle de l'ellipse qui s'allonge et se déforme plus ou moins fortement selon les contraintes topo-climatiques locales. Cette forme ellipsoïdale est nette pour le feu *13-2004-1931 ha* alors qu'il en est tout autrement pour le feu *2b-2004-1009 ha* qui s'est diffusé de manière plus isotrope. Il est difficile d'aller plus loin dans la description qualitative de ces formes, tant elles sont, au fond, irrégulières. Dès lors, c'est une approche quantitative qui va être porteuse de sens dans notre projet de compréhension de la complexité du phénomène incendiaire. Cette approche sera l'occasion de démontrer qu'ici aussi, la covariance d'échelle semble être un concept plus adapté pour quantifier les formes émergentes. Cette irrégularité spatiale résulte d'une multitude de faits qui s'articulent à toutes les échelles de temps et d'espace : entre le « micro-local » où les turbulences dominent et où les propriétés moléculaires des plantes déterminent leur sensibilité à l'évaporation de l'eau sous l'effet d'une chaleur radiante, et entre des échelles plus globales qui donnent aux feux leur(s) trajectoire(s) et leurs intensités définies par l'interaction du climat (*Mistral* et l'effet de *Fœhn* par exemple), du relief (versant, crête, etc.), et de l'établissement humain (habitat, voies de communication, spécialisation agricole, etc.), sur des périodes qui s'étalent de la journée à la saison. Un schéma a été proposé préalablement pour expliciter l'emboîtement et l'articulation de ces variables dans les échelles (*Figure 11 p. 42*).

8.1.2 La morphologie des traces de feux de forêt : de l'invariance à la covariance d'échelle

Les mesures traditionnelles de la fractalité d'un objet physique supposent toutes, malgré leurs différences méthodologiques, que l'ajustement des points issus de la mesure ($\ln x$ vs $\ln y$) est un modèle rectiligne. Or, si nous avons pu démontrer que l'exposant D qui résulte de cette *a priori* de rectitude est souvent une approximation pour les séries statistiques, il semble que cette approximation concerne également les objets physiques (Martin, 2003, 2004).

En conséquence, il est logique de postuler la pertinence d'un ajustement *Fractal Parabolique* pour les formes des traces du phénomène incendiaire. Ces formes, après avoir été quantifiées dans leur globalité, seront explorées en prenant en compte le sens de la diffusion spatiale du feu afin de tenter de lier les différentes étapes de leurs progressions, à une structure morphologique spécifique. C'est ainsi qu'il nous semble important de vérifier si, statistiquement, le pic d'intensité physique de l'incendie (vitesse et puissance) correspond à une structure spatiale récurrente pour l'ensemble des formes incendiaires émergentes. Empiriquement, ce pic d'intensité correspond dans l'espace à la pointe de l'ellipse qui progresse et se déforme selon les contraintes topo-climatiques et celle de la végétation qui alimente la réaction.

La mesure des formes en géographie est un sujet d'étude qui s'est largement développé depuis une vingtaine d'années pour caractériser l'étalement urbain (Frankhauser, 1984 ; Frankhauser et *al.*, 2003 ; Badariotti, 2005 ; Al-Kalifeh, 2008). C'est d'ailleurs entre autres à partir du logiciel *Fractalysse*® mis au point par l'équipe de l'UMR 6049 THEMA que les formes physiques incendiaires vont, ici pour partie, être quantifiées et comparées. Avec cette analyse fractale, est-il possible de poser les premières pierres d'une démarche abductique, c'est-à-dire de penser la forme observée comme un moyen de compréhension des processus ?

A cette étape de la thèse, c'est bien la forme « physique »⁷² du phénomène qui nous intéresse, son évolution traduisant très probablement la variabilité de l'intensité des contraintes qui ont interagi. Précédemment, c'était la forme de leur structuration statistique qui nous était apparue comme un indicateur pertinent de l'agressivité des régimes de feux (invariance et covariance d'échelle). Quelle soit statistique, temporelle ou spatiale, c'est bien au fond une idée de la forme qui est au cœur de nos préoccupations⁷³, et c'est elle que nous cherchons à quantifier une nouvelle fois ici. Il s'agit de s'attarder sur les différents « visages » que peut prendre l'émergence physique du phénomène feu.

Pour mesurer la dimension fractale d'un objet physique, le logiciel *Fractalysse*® propose différentes méthodes (quadrillage, radiale, corrélation, etc.) permettant le calcul des différentes dimensions (Hausdorff, Minkowski, corrélation, etc.). Dans un premier temps, c'est l'approche par le quadrillage qui sera envisagée (nommée également *Box-counting*).

⁷² c'est-à-dire spatiale, le terme « physique » est utilisé par souci de différenciation avec les formes statistiques préalablement étudiées.

⁷³ Nous marquons là notre attachement aux travaux de géographes sur le sujet, dont le colloque GEOPOINT 2004 a été, pour le moment, le point d'orgue.

Nous avons fait ce choix, car il s'agit d'une méthode courante, ce qui convient donc pour notre projet expérimental⁷⁴. Avec cette approche, l'image est couverte par un quadrillage dont la taille varie. Pour chaque échelle de mesure (E), le nombre (N) de pixels noirs est calculé. Il convient ensuite de porter le logarithme de E en fonction de celui de N et d'ajuster le meilleur modèle possible, soit une loi puissance stricte, soit un modèle parabolique (polynôme du second degré). C'est donc l'irrégularité spatiale dans l'ordre des échelles qui est ainsi quantifiée, démarche scalaire que nous avons poursuivie tout au long de cette thèse.

Si les formes incendiaires s'écartent d'une forme stricte invariante d'échelle, nous pourrions ainsi vérifier la pertinence d'un ajustement parabolique dont nous pensons qu'il peut remplacer le modèle puissance strict. L'hypothèse que nous avançons ici suppose que plus les « conditions » environnementales sont sévères (vent fort, végétation inflammable, relief tourmenté) - la forme tendant alors vers l'ellipse - plus l'invariance d'échelle se vérifie. En d'autres termes, l'approche fractale « stricte » (à l'image du *flocon de Von Koch*) ne devrait être pertinente que pour les feux les plus grands pour lesquels le milieu, dans sa globalité, a favorisé la diffusion. Dès que les facteurs concourant au feu diminuent (relief plus plat, vent faible, humidité forte, etc.), les interactions non linéaires entre eux doivent être dominées par des rétroactions négatives et la forme s'en retrouve probablement modulée. Dans ce cas, c'est donc une covariance d'échelle qui devrait se vérifier. Il semble qu'il y ait là une voie de recherche permettant de « mesurer » l'intensité des facteurs topo-climatiques à partir des formes incendiaires générées.

Pour rendre visuellement comparable l'ensemble des formes étudiées, il faut les envisager à une même gamme d'échelles. Pour confronter leur irrégularité, il est en effet plus que souhaitable que la taille minimale des pixels soit la même. Elle est ici de 30 mètres.

Il semble aussi judicieux de considérer que la taille du feu est liée, pour beaucoup, au niveau du rapport global entre les rétroactions positives (qui entretiennent la combustion) et négatives (qui la freinent ou l'empêchent) ainsi qu'à la permanence des facteurs. Dans ces conditions, on peut supposer que les très grandes formes incendiaires sont le résultat d'une domination sur la longue durée (plusieurs heures, voire plusieurs jours) des rétroactions positives dans la mécanique du feu, ce qui pourrait impliquer, localement, des formes tendant vers l'invariance d'échelle stricte. Cela étant, dans un premier temps, nous voulons savoir si les plus grands feux ($\geq 1\ 000$ ha) ont une irrégularité structurelle comparable.

⁷⁴ À l'avenir, il conviendra d'expérimenter d'autres méthodes et de comparer les résultats ainsi obtenus pour se faire une idée plus fine de la pertinence de celles qui sont retenues ici.

Les images ont été étudiées à l'aide de *Fractalyse*® selon la méthode du quadrillage avec une évolution de la taille des mailles selon un coefficient de 1,3 (par défaut, ce coefficient, qui détermine le nombre de mesures, est de 2 mais nous souhaitons avoir un maximum de points pour mesurer l'ajustement parabolique). Les résultats obtenus sont ensuite exportés vers un tableur afin d'ajuster un modèle et le cas échéant, de quantifier le degré de courbure de chaque ajustement. Il faut bien noter qu'ici c'est la surface brûlée qui est étudiée. Nous sommes donc dans une perspective aréolaire et pas dans l'étude stricte des contours, donc des lisières des feux, telle qu'elle a pu être élaborée par les pompiers. Les résultats sont présentés ci-après (*Figure 144* et *Figure 145*).

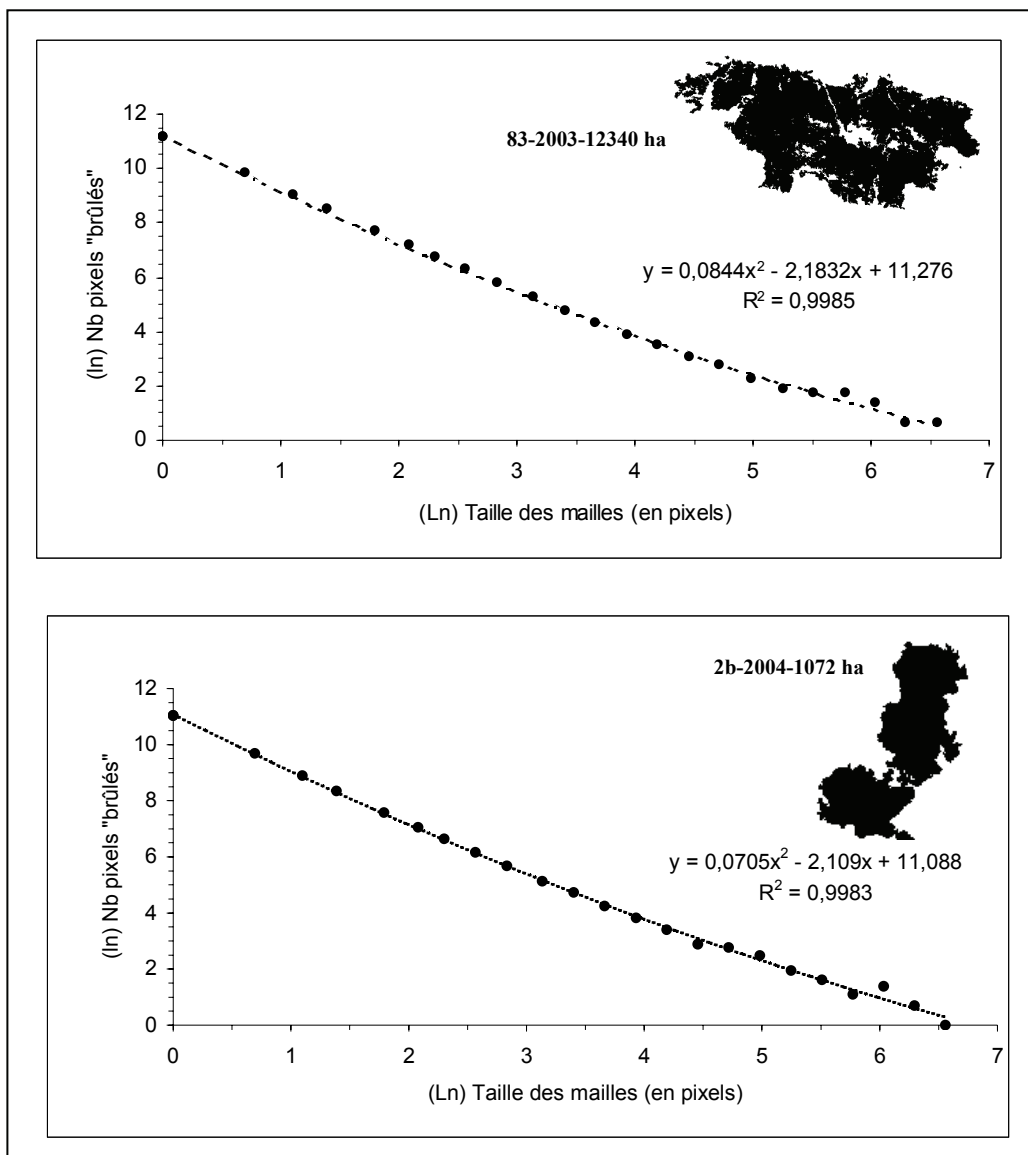


Figure 144. Les grandes formes incendiaires : des structures spatiales presque invariantes d'échelle (a)

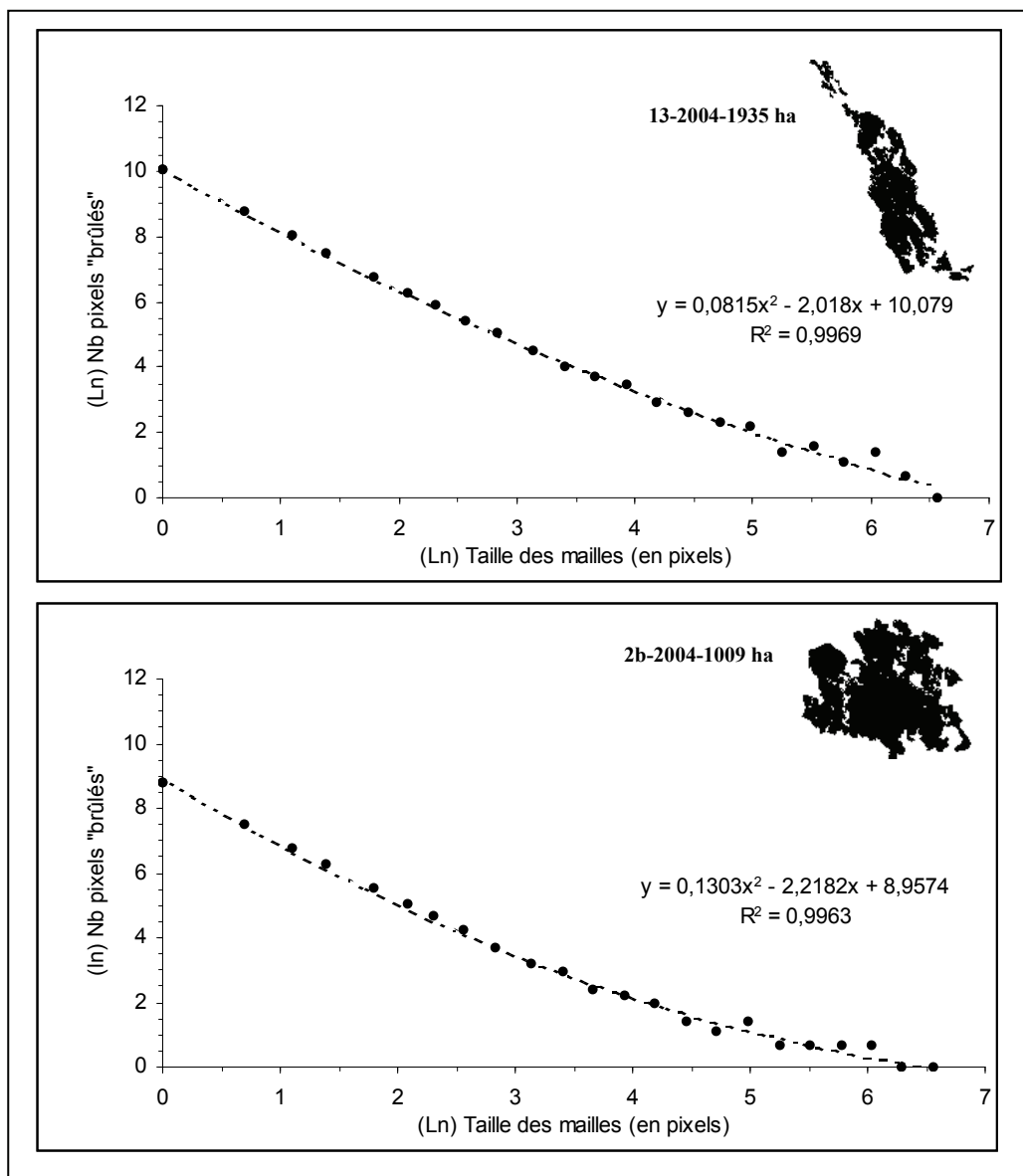


Figure 145. Les grandes formes incendiaires : des structures spatiales presque invariantes d'échelle (b)

Dans un modèle bi-logarithmique, ces quatre formes exhibent un ajustement qui n'est pas strictement de forme rectiligne. Le modèle Fractal Parabolique (MFP) s'ajuste ainsi correctement aux données puisque le coefficient de détermination (r^2) frôle 1 ($r^2 > 0,996$). Ces ajustements présentent donc un coefficient de courbure (Cc) proche de zéro ($Cc \approx 0,01$). Les coefficients de courbure (Cc) sont tous positifs. Cela implique que l'irrégularité des formes observées est plus importante à grande échelle (maille ≈ 1 pixel) qu'à petite échelle (maille $\approx e^7$ pixels). En d'autres termes, l'irrégularité de ces traces varie en fonction des échelles. Elle est faible à petite échelle et plus forte à grande échelle. Cette variation est rendue par la valeur du coefficient de courbure (Cc) ($0,13 > Cc > 0,07$) et cela sans qu'il y a de relation évidente entre la taille du feu (en ha) et la valeur de Cc .

Il faut maintenant considérer l'ensemble des formes incendiaires pour vérifier -1- si la structure parabolique concerne également les plus petits feux, -2- si l'écart à zéro pour Cc se fait toujours avec des valeurs positives et -3-, s'il est possible de distinguer les grandes tailles des plus petites selon l'évolution de leur irrégularité dans l'ordre des échelles spatiales. Le coefficient de courbure (Cc), le coefficient de détermination (r^2) et la superficie brûlée (en ha) pour chaque événement sont repris dans la figure ci-après. Les paramètres recensés sont ainsi comparés.

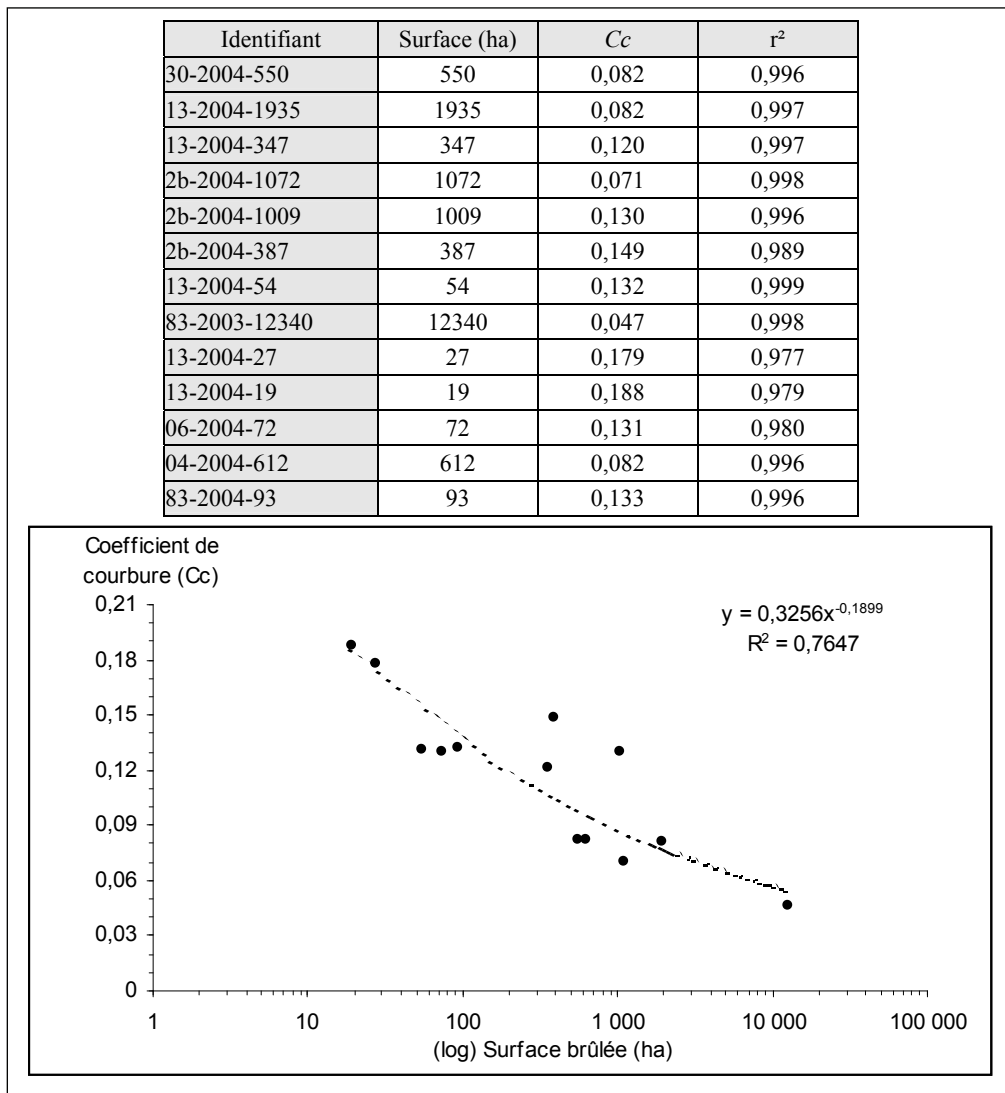


Figure 146. Une morphologie de la surface incendiée variant avec la taille maximale

Pour répondre à la première interrogation (-1-) relative à la structure parabolique de la relation scalaire dans la trace des feux, nous pouvons dire que la dérive continue de la dimension fractale dans l'ordre des échelles est une propriété qui concerne les plus petits comme les plus grands feux. Sur la totalité des traces dont nous disposons, aucune n'exhibe une totale structure autosimilaire comme le fait un flocon de *Von Koch* par exemple (voir p. 309). L'ajustement parabolique est toujours bon ($r^2 \geq 0,979$), ce qui nous donne la possibilité de comparer les différents coefficients de courbure obtenus (Cc). Pour une comparaison stricte, il faudrait ajuster le modèle parabolique sur des gammes d'échelles strictement équivalentes, et donc couper les plus petites échelles pour les feux les plus importants, mais sans prendre en compte les feux les plus petits. Pour cela, il faudrait calculer les pentes sur trois ou quatre échelles et comparer les résultats ainsi obtenus. Comme le souligne Ph. Martin, « *la courbure traduit l'impossibilité de maintenir à toutes les échelles des hiérarchies parétiennes strictes* » (Martin, 2004, p. 349). Cet aspect doit probablement être en rapport avec la situation géographique des incendies. Dans le cadre de cette thèse, cette comparaison stricte ne sera pas menée, car, malheureusement, nous ne disposons plus du temps nécessaire pour la mettre en oeuvre avec une précision suffisante. Quelques hypothèses peuvent néanmoins être avancées, et il conviendra évidemment dans les années de les confronter aux futurs résultats, voire de les réfuter.

8.1.3 *Quelques pistes de compréhension des structures et des dynamiques spatiales incendiaires*

Le deuxième point à explorer est l'évolution de ce paramètre par rapport à la valeur zéro synonyme de structure autosimilaire (-2-). Pour l'ensemble des formes, l'écart à zéro se fait toujours avec des valeurs positives, signe que l'irrégularité morphologique évolue de manière décroissante dans l'ordre des échelles (des grandes aux petites).

Enfin (-3-), et c'est peut être l'information la plus importante, il semblerait y avoir une corrélation entre la durée physique du phénomène (qui se traduit le plus souvent par une plus grande surface brûlée) et la covariance d'échelle de son empreinte spatiale. La corrélation entre ces deux paramètres (Surface et Cc) est notable ($r^2 \approx 0,76$) mais nécessitera là aussi d'autres analyses pour la préciser. Dès à présent, il nous semble que ces résultats font échos aux travaux analytiques en physique qui ont conceptualisé puis modélisé la propagation du feu dans l'espace (Trabaud, 1989 ; Alexander, 1998 ; Porterie et *al.*, 2005a, 2005b, 2005c, 2007).

Cette modélisation postule en effet globalement que la propagation d'un feu est essentiellement liée aux contraintes locales (relief, vent, hygrométrie et agencement végétal) qui agissent mécaniquement en tous points de l'espace, empêchant ou favorisant ainsi l'échange de chaleur entre les plantes, les bosquets et les massifs forestiers. La courbure semble être en rapport avec les contraintes, les limites successivement imposées par le milieu (relief, turbulences, structure végétale) aux interactions physiques qui conduisent à la diffusion du phénomène incendiaire. Notre hypothèse, qu'il faudra nécessairement valider ou invalider dans l'avenir, suppose que ces contraintes successives, lorsqu'elles sont fortes et lorsque la structure observée est largement covariante, nous donnent à voir un phénomène qui a de plus en plus de « difficultés » à passer des feuilles à l'arbuste, de l'arbuste à l'amas, de l'amas au bosquet, du bosquet au versant végétalisé pour « embraser » l'ensemble du massif forestier. Puisque le monde tangible est nécessairement fini et que la structure végétale est fragmentée, la courbure (la covariance) est la norme et la rectitude (l'invariance) une exception. Le degré de covariance nous indique les « facilités » de transfert scalaire du phénomène entre la combustion de la feuille et celle du massif forestier. C'est donc peut-être le rapport de force global entre les rétroactions positives et négatives qui est synthétisé par ce coefficient de courbure.

À partir de ces prémices de modélisation statistique de la morphologie des traces de feux, le coefficient de courbure (Cc) pourrait apparaître, dans une certaine mesure, comme étant le produit des contraintes physiques et climatiques qui ont interagi, de manière non linéaire, durant l'activité du phénomène. Pour s'en assurer, il faudrait d'une part poursuivre les analyses entamées ici (qui sont tout juste ébauchées) et d'autre part, multiplier les expérimentations sur des feux tests dans le monde réel (avec l'aide de nos partenaires du CEREN) et dans le monde artificiel (à l'aide d'un modèle de simulation comme celui de P. bak (Bak, 1990) ou de Drossel et Schwabl (Drossel et Schwabl, 1992)).

Il faut souligner que l'activité de lutte (terrestre et aérienne) augmente probablement l'effet des rétroactions négatives, mais qu'en dehors d'une approche expérimentale, il nous semble difficile de quantifier cet impact sur la forme des feux. Au-delà de l'action de lutte, il semble que l'on puisse différencier la taille des feux selon l'efficacité des mécanismes causaux à grande échelle. En effet, les variables explicatives à petite échelle (on a déjà évoqué par exemple le *Fœhn* ou *El Niño*) peuvent être résolument les mêmes pour des feux dont la taille, elle, est tout à fait différente.

Le plus souvent, les raisons de ces différences ne se trouvent pas avérées dans les petites échelles (au sens géographique, c'est-à-dire pour les ensembles régionaux et climatiques cohérents) mais bien dans les grandes (exposition au soleil, pente, structure végétale). C'est d'ailleurs ces paramètres qui sont déterminants dans les différents modèles de simulation (comme *Firetactic*®). Il faut néanmoins nuancer ces propos, car on observe des années à feux et d'autres sans, il doit donc y avoir des effets de seuils qui apparaissent vers les échelles les plus petites. Le cadre théorique qui rend compte de fonctionnement est probablement celui de la théorie des catastrophes de R. Thom (Thom, 1974, 1983, 1994). Cependant, il faut pour cela mettre en évidence un nombre assez faible de variables interagissantes. À ce niveau de l'analyse, il est bien évident que nous n'avons pas les moyens de conclure sur le sujet. Ces propos servent donc à ouvrir des portes plus qu'à les fermer.

À partir de nos premiers résultats, on peut considérer que pour les feux les plus petits, la structure morphologique locale est bien plus irrégulière que la structure globale. Parmi les hypothèses envisagées pour répondre à ce constat (qu'il faudra évidemment vérifier à l'avenir), on peut postuler un rapport entre le fonctionnement du feu et les traces qu'il laisse dans l'espace. Les contraintes locales semblent probablement nombreuses (barrières naturelles, discontinuité végétale), ce qui empêche ou limite de manière répétée le rayonnement de la chaleur entre les plantes, réduisant donc considérablement la diffusion du phénomène entre les bosquets et à travers les massifs forestiers. Pour les feux les plus grands, la courbure presque nulle nous indique que l'irrégularité de la structure morphologique locale n'est pas aussi marquée que pour les traces incendiaires les plus petites. Ainsi, il semble que pour les grands feux, les contraintes locales existent certes, mais elles restent tout à fait dans les ordres de grandeur « normaux ». On est proche de l'auto-similarité sans pour autant atteindre cette structure invariante stricte. Celle-ci reste probablement théorique car une forme incendiaire invariante d'échelle signifierait que les contraintes mécaniques et/ou structurelles évoluent proportionnellement dans l'ordre des échelles, c'est-à-dire que la diffusion du phénomène feu s'appuierait vraisemblablement sur un espace présentant une structure autosimilaire stricte. Or, parce que le monde tangible est à la fois fini et surtout scalairement hétérogène, une telle forme est difficilement envisageable. Les espaces les plus problématiques semblent donc ceux qui offrent, au feu potentiel, un support optimal qui minimise les contraintes locales structurelles et qui profitent d'un environnement climatique qui optimise les processus de combustion.

Il convient pourtant de garder à l'esprit que sans support conceptuel adéquat, nos hypothèses explicatives sont difficilement vérifiables. Or, nous ne maîtrisons pas le passage du processus à la forme même si notre réflexion est bâtie à partir d'un aller-retour entre les observations morphologiques, les mesures et les fonctionnements physiques du phénomène. La relation possible entre la taille des feux et le degré de covariance d'échelle de leur empreinte spatiale pourrait ainsi nous permettre, à l'avenir, de revenir à l'essence même de ce phénomène physique. Les passerelles conceptuelles et méthodologiques avec les physiciens sont d'autant plus nombreuses qu'eux aussi envisagent les structures locales avec intérêts. Il faut citer une nouvelle fois les travaux récents de physiciens français qui envisagent la diffusion du feu selon un réseau de « petits mondes locaux » qui interagissent ensemble pour donner au feu son empreinte globale (Porterie et *al.*, 2005c). Avec le coefficient de courbure, on aurait éventuellement à disposition un indicateur de l'efficacité de ce réseau de structures spatiales élémentaires inter-connectées⁷⁵. Cela suppose néanmoins de détenir une structure théorique de référence, ce qui n'est pas encore le cas aujourd'hui.

On peut également mesurer les formes observées selon l'évolution morphologique de l'empreinte spatiale du phénomène, au fur et à mesure qu'il se diffuse dans le milieu végétal. Traditionnellement, les géographes disposent d'une méthode dite « radiale » qui mesure la structuration morphologique d'un tissu urbain à partir d'un centre géométrique. Cette approche a été utilisée pour les formes urbaines. Leur étalement étant le plus souvent concentrique à partir d'un centre historique (centre géométrique). Dans notre cas, le point d'origine n'est que très rarement le centre géométrique de l'objet étudié. Le transfert méthodologique introduirait donc des biais qui rendraient les résultats obtenus quelque peu discutables. C'est pour cette raison que l'approche radiale n'a pas été retenue. L'évolution morphologique des incendies est donc envisagée à l'aide d'un maillage et de transects pour mesurer localement la rugosité des pixels « noirs », et donc en suivre la variation tout au long de la forme. La morphogenèse des surfaces incendiées va donc être explorée pour essayer d'identifier une structure morphologique spécifique à chaque étape du processus mécanique de combustion que les physiciens étudient depuis plus de cinquante ans.

⁷⁵ Nous envisagerons spécifiquement ce point à l'avenir à l'aide de la simulation, à partir d'un modèle similaire à celui de Bak (1990) et de Drossel et Scwalb (1992). Ce travail sera mené conjointement avec Philippe Ellerkamp de l'UMR ESPACE à l'université d'Avignon.

En d'autres termes, nous postulons la forme comme un élément informatif important des processus qui est susceptible de faire écho aux modèles physiques aujourd'hui bien établis. C'est la même logique que celle utilisée précédemment, si ce n'est qu'ici la forme n'est pas « résumée » par un seul indicateur (Cc) mais par une série de valeurs locales ($Cc\text{-loc}$) qui rendent compte de l'irrégularité locale de la trace et de sa variation dans les échelles.

8.2 La morphogenèse des traces des incendies de forêt : premières recherches

A cette étape d'analyse de la morphologie des feux, nous avons jusqu'à présent envisagé la forme comme un tout. Cette approche nous permet d'avoir toute une série d'éléments informatifs parmi lesquels le rapport entre la taille de l'objet et son degré de complexité semble être tout à fait original. On peut cependant aller plus loin en envisageant l'évolution de la forme au cours du processus, comme si nous reprenions la construction morphologique au fur et à mesure de sa constitution et ce, jusqu'à atteindre les limites de la zone brûlée.

8.2.1 *Un maillage spécifique pour la segmentation locale de la forme incendiaire : l'exemple des feux « jumeaux » de Vidauban*

Pour ce faire, l'empreinte spatiale du phénomène est d'abord segmentée par un maillage créé spécifiquement à cette occasion. Ce type d'analyse est relativement fastidieuse en temps puisque chaque « portion » de l'empreinte spatiale est découpée puis étudiée spécifiquement. Pour le moment, nous ne disposons pas d'un outil spécifique qui puisse nous permettre une segmentation automatique de l'objet étudié et l'analyse morphologique des sous-ensembles. Ce genre d'outil serait tout à fait apprécié pour augmenter nos capacités d'analyse (variation de la forme du quadrillage tout en permettant une maîtrise complète des paramètres de calcul de l'ajustement parabolique). Le rapprochement avec des équipes d'informaticiens serait une bonne opportunité pour nos recherches, mais pas seulement puisque cette lourdeur méthodologique s'est déjà révélée dans d'autres études (Al Kalifeh, 2008). Le quadrillage proposé, non dyadique dans un premier temps, est illustré ci-après.

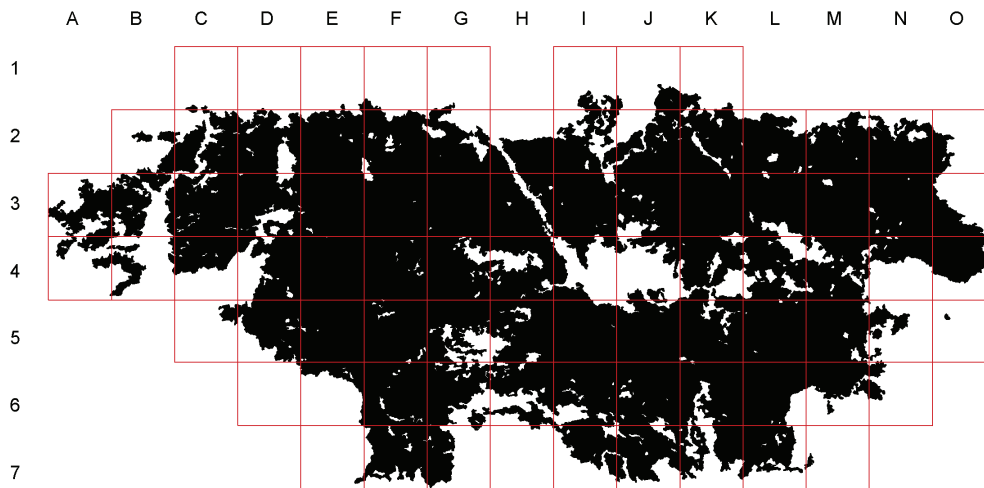


Figure 147. Un maillage pour la segmentation spatiale de la forme incendiaire

La forme des mailles est ici un carré de 1,5 km x 1,5 km. Cette dimension nous permet une certaine quantité de mesures locales (83) - quantité qui est nécessaire pour établir un raisonnement statistique pertinent - tout en limitant autant que possible le temps de mesure qui reste malgré tout important (le découpage de la forme est fait manuellement, comme l'analyse fractale et le calcul d'un polynôme du second degré). Par ailleurs, la forme carrée est souvent moins judicieuse qu'une forme hexagonale qui présente, elle, l'avantage de multiplier les directions possibles pour effectuer des « coupes » morphologiques tout en augmentant la contiguïté entre chaque maille. Néanmoins, puisque notre objectif initial est de se concentrer sur l'axe dominant de propagation (c'est souvent l'axe du vent qui est localement dévié par le relief), la fragmentation de la forme incendiaire en carrés successifs est tout à fait convenable. Il n'en reste pas moins qu'une approche hexagonale est une méthode qui conserve un intérêt majeur qu'il conviendrait d'explorer dans les mois ou les années à venir.

Quoiqu'il en soit, la segmentation spatiale de l'empreinte du feu de forêt vise à mettre en évidence une évolution logique de la rugosité morphologique entre le début et la fin de la diffusion spatiale du phénomène. Il s'agit donc de tenter de faire écho aux processus de combustion, parmi lesquels le principe de la percolation est fondamental. C'est donc un raisonnement abductif qui est adopté puisque l'on cherche à inférer les causes et les processus possibles à partir des effets.

Chaque feu comporte plusieurs phases dans sa diffusion spatiale. Ainsi, au moins trois semblent se succéder dans la morphogenèse du phénomène. La première, que nous appelons « phase préliminaire » suit directement l'émergence d'un feu. Cette phase de constitution du front de flamme peut être très courte (cas défavorable pour les hommes de terrain) ou bien s'étaler durablement dans le temps (cas favorable) en fonction du niveau des contraintes spatiales au départ du feu. La deuxième phase, nommée « phase active », est le moment où le phénomène physique exhibe toute sa puissance (que les physiciens mesurent en kW/m²). Plus cette phase est longue, plus la superficie brûlée sera grande. La durée de cette phase pendant laquelle le phénomène est le plus vélocité et le plus destructeur dépend là aussi du niveau des contraintes spatiales que le front de flamme rencontrera sur sa (ses) trajectoire(s). Enfin, la dernière phase, dite « phase de déclin », se situe directement après la « phase active » et implique la dominance progressive ou brutale (présence de la mer) de(s) contrainte(s) physique(s) et/ou climatique(s) qui abaisse(nt) considérablement le niveau de l'énergie déployée par le phénomène et le freine(nt) dans le même temps. L'action de lutte consiste donc à favoriser la précocité de cette « phase de déclin ».

Il s'agira donc de vérifier si -1- il est possible de mettre en relation la covariance scalaire observée avec la superficie brûlée locale et si -2- cette covariance locale nous permet de comprendre la morphogenèse de l'empreinte spatiale des feux de forêt. La forme est ainsi envisagée comme un élément informatif à part entière que l'on considère ici comme le point de départ du raisonnement et plus seulement comme le simple résultat d'un processus. Est-il possible de faire écho aux mécanismes causaux en se basant sur les empreintes qu'ils ont laissés dans l'espace ?

Dans l'avenir, il faudra déterminer dans quelle mesure la structure spatiale végétale sous chaque feu nous permet de retrouver les valeurs obtenues au fil du feu. En d'autres termes, la structure spatiale de la végétation est-elle un indicateur susceptible de se faire une idée, même approximative, de l'agressivité potentielle du phénomène et donc de sa morphologie globale ? Il est déjà admis dans la communauté scientifique que la porosité du milieu est un élément fondamental du processus incendiaire. Il serait donc tout à fait original de revenir à ces considérations physiques en partant non pas de la mécanique des fluides mais bien du degré de complexité de la forme émergente.

8.2.2 Variation de la covariance des formes locales incendiaries

Les calculs ont été fait avec le logiciel *Benoît*® et la méthode dite *Box-counting* (l'évolution de la taille des mailles est menée selon un coefficient de 1,1 pour avoir un maximum de valeurs dans chaque distribution). Le premier résultat qu'il convient de décrire ici est la bonne correspondance entre la dimension fractale de la forme locale du feu et la surface qu'elle occupe (max. 225 ha). Cette superficie, lorsqu'elle est atteinte, correspond à des lieux où le feu a brûlé la totalité de l'espace disponible. Dans la figure ci-dessous, la corrélation entre la surface brûlée et la dimension fractale donnée par défaut par le logiciel (méthode des boîtes, notée *Db*) est très correcte ($r^2 \approx 0,93$).

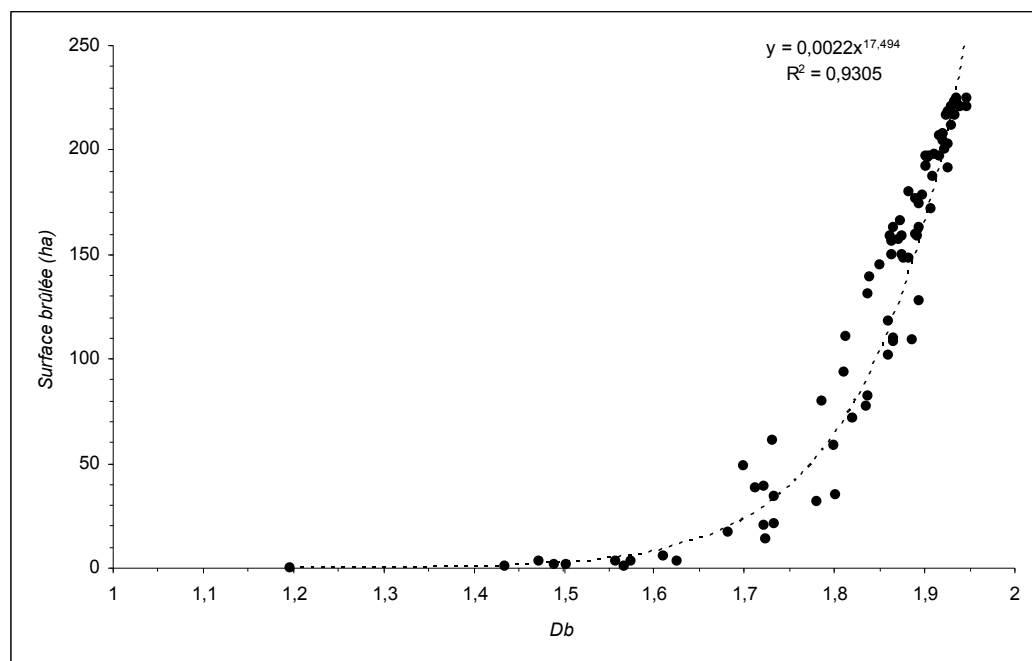


Figure 148. Dimension fractale et superficie brûlée locale

Il semble que plus l'empreinte spatiale incendiaire est fragmentée (*Db* s'éloignant de 2), moins elle occupe de surface. Ceci renvoie donc à un effet de masse. Néanmoins, on peut supposer que ce résultat fait aussi écho, dans une certaine mesure, à la nature du feu de forêt comme phénomène percolant. De ce point de vue, on pourrait penser que l'approche fractale traditionnelle est suffisante pour « résumer » les formes observées. Or, comme on le verra, l'approximation d'une telle approche peut, dans certains cas, être très importante (figure ci-après).

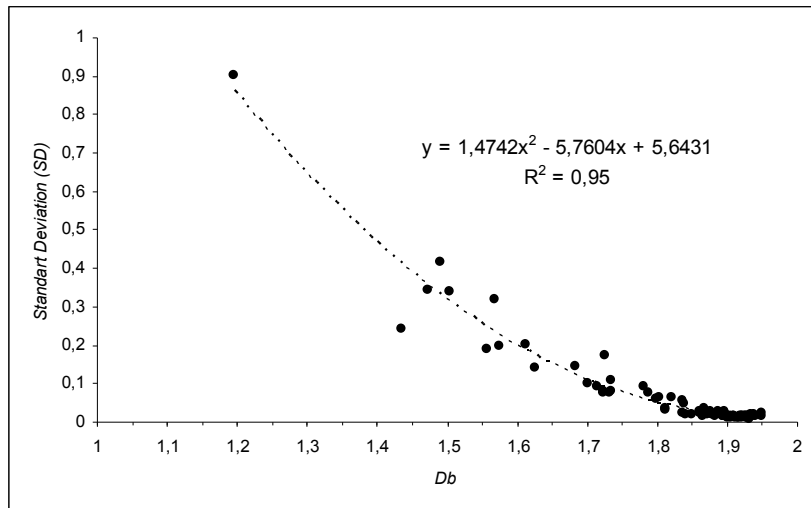


Figure 149. Approximation de l'approche postulant l'invariance scalaire

Avec la valeur de Db , il convient en effet de mettre en rapport la déviation standard (SD). Or, l'approximation de l'approche postulant l'invariance scalaire est de moins en moins bonne à mesure que l'on s'écarte des objets surfaciques parfaits (dont la dimension fractale est 2). Cela implique l'inadéquation d'une telle approche, inadéquation qui va jusqu'à être très importante pour les formes physiques les plus rugueuses ($SD \approx 1$ lorsque $Db \approx 1,1$). Par ailleurs, la valeur de SD n'est jamais égale à zéro ce qui semble indiquer que l'invariance d'échelle ne se vérifie pas, même pour les formes locales les plus compactes où le feu a brûlé la plus grande superficie végétale. Pour décrire la structuration statistique, temporelle et spatiale (la forme dans son ensemble) de ce phénomène, on sait déjà qu'une approche parabolique donne de bons résultats. Il convient dès lors d'adopter les outils du modèle Fractal Parabolique pour caractériser de manière plus judicieuse la morphogenèse des surfaces incendiées (Figure 150).

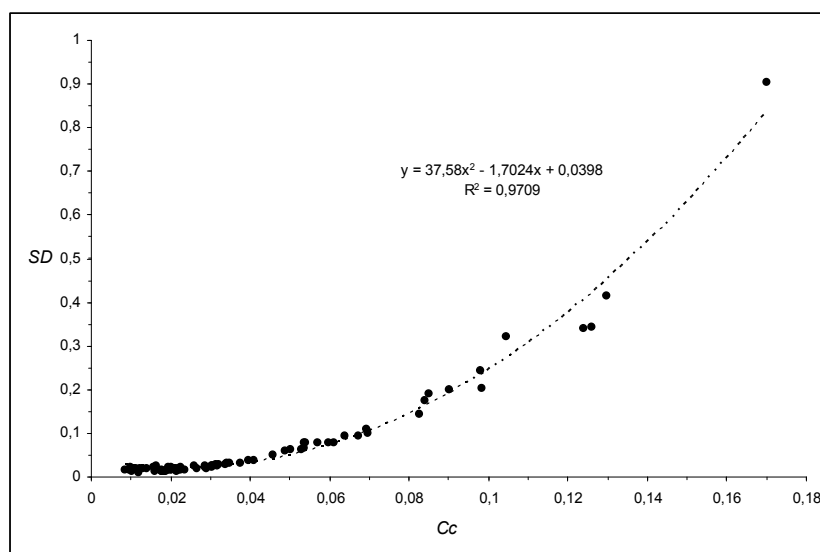


Figure 150. Une courbure explicative des approximations de l'approche rectiligne des fractales

Globalement, la prise en compte de la courbure permet d'expliquer plus de 97 % de l'approximation liée à un ajustement rectiligne (SD de Db). Ce résultat est intéressant et confirme une nouvelle fois la nécessité de penser la covariance d'échelle comme une structuration fondamentale d'un phénomène du monde tangible. Par ailleurs, nous pouvons localement confronter le principe de la covariance scalaire aux différentes formes locale de l'empreinte spatiale du feu. Le degré de covariance semble être en rapport avec la taille du phénomène (figure ci-après).

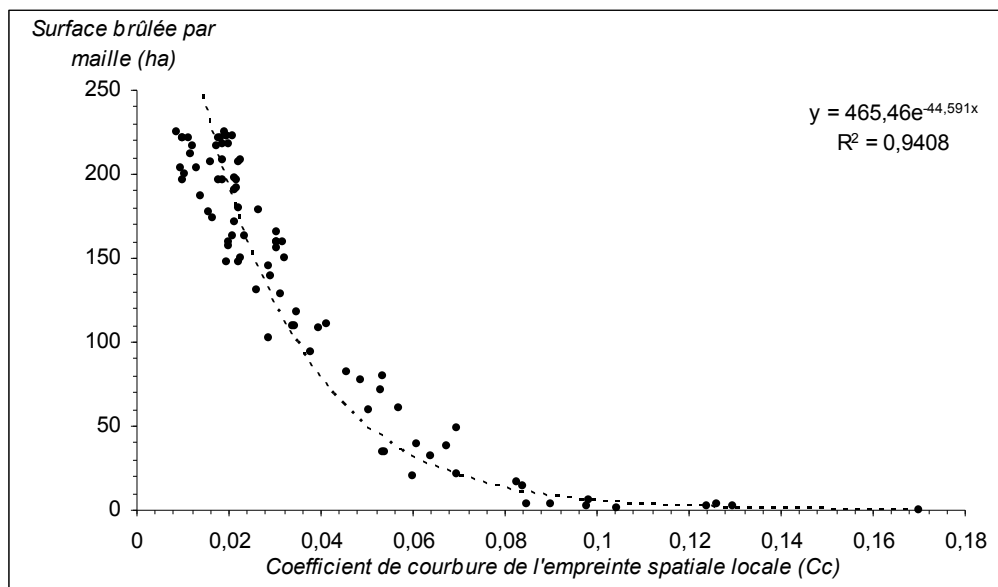


Figure 151. Coefficient de courbure et compacité des surfaces brûlées locales

Dans ce graphique, nous avons cherché à mettre en rapport la surface brûlée par maille avec le degré de covariance scalaire de l'empreinte spatiale du feu. La corrélation est plus que correcte puisque le coefficient de détermination (r^2) est $\approx 0,94$. Le coefficient de courbure (Cc) semble ainsi faire écho à la compacité de l'empreinte du phénomène, compacité qui est directement en relation avec l'intensité locale (donc momentanée) du phénomène. À partir de cette relation, on peut par ailleurs relever deux points importants.

-1- L'invariance d'échelle de la morphologie physique du phénomène incendiaire n'est pas vérifiée, même pour les lieux où le feu a consumé quasiment l'ensemble de la zone locale d'étude (maille de 225 ha). Ceci semble indiquer qu'à l'instar de ses propriétés statistiques et temporelles, les structures spatiales de ce phénomène complexe ne sont que très rarement invariantes d'échelle.

-I- Nous obtenons une large gamme de courbures en procédant à cette segmentation spatiale de l’empreinte du feu de Vidauban (Var). En effet, sur les 83 formes locales étudiées, la plus faible courbure (Cc) s’établit à 0,0095 ce qui, il faut l’admettre, place cette forme à la limite de l’invariance scalaire (Cc serait alors égal à zéro). La plus forte est de 0,17, ce qui correspond cette fois à une forme physique particulièrement covariante. Cette gamme de courbures est intéressante à plus d’un titre car elle nous permet d’imaginer un phénomène très hétérogène spatialement dans l’intensité des processus qui a conduit à sa diffusion, sur une vingtaine de kilomètres en longueur, et sur près de huit en largeur.

8.2.3 Variations morphologiques de l’empreinte du feu le long de sa progression

Il semble en effet possible de penser la forme de l’empreinte spatiale comme un indicateur des différentes phases de combustion (démarrage, accélération, décélération, extinction). Pour s’en assurer, nous allons vérifier s’il est possible de faire apparaître une évolution morphologique qui dépendrait de la position du secteur étudié et donc qui fonction du sens de propagation du phénomène. Dans cette perspective, le coefficient de courbure de chaque maille qui se trouve le long d’un axe qui correspond au vent dominant est analysé. Cet exercice correspond approximativement à celui d’une coupe topographique, le relevé des valeurs étant dans ce cas le degré de covariance de la forme locale observée. Les résultats sont synthétisés dans la Figure 152 ci-après.

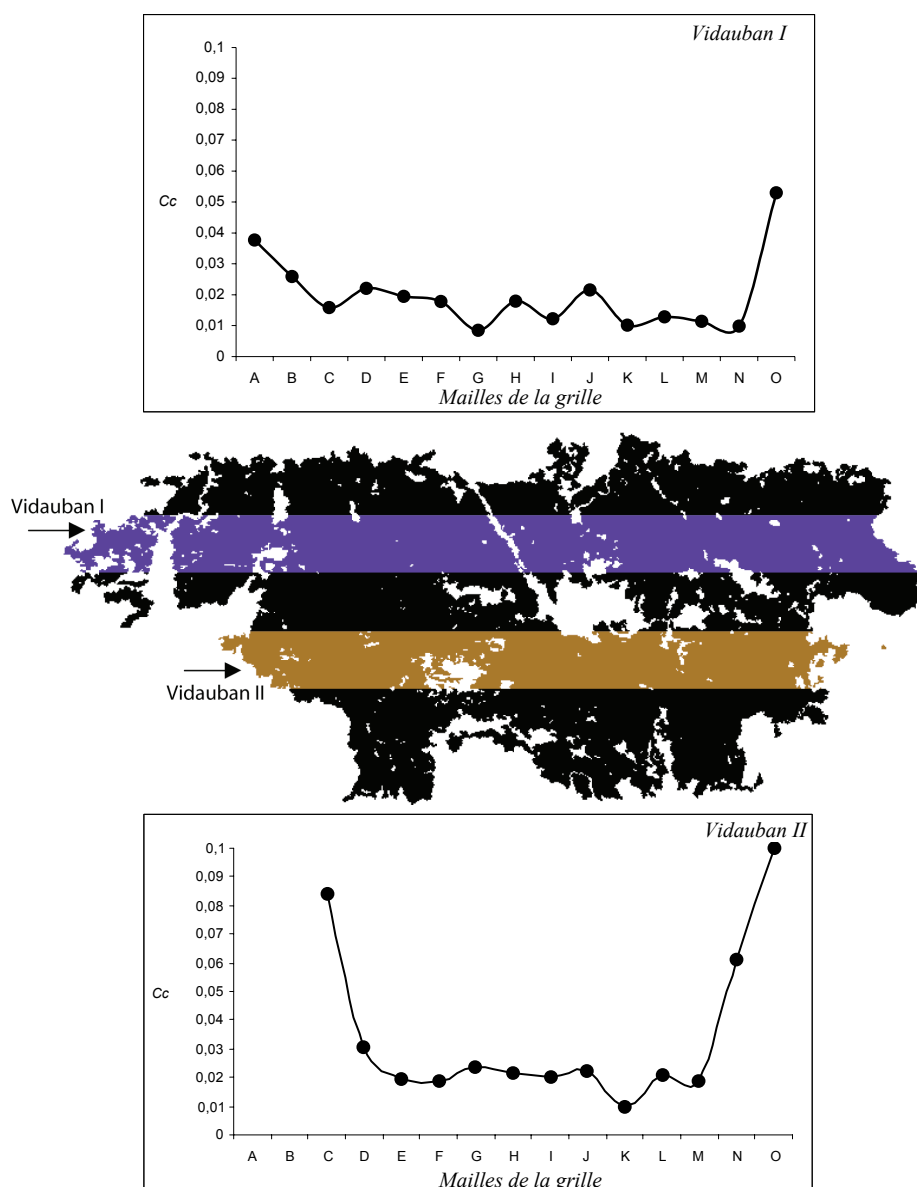


Figure 152. Coupes longitudinales de l’empreinte spatiale des feux « jumeaux » de Vidauban (Var, juillet 2003)

La forme étudiée ici est un peu particulière puisqu’elle correspond en réalité à deux feux « jumeaux » qui se sont propagés à cinq jours d’intervalles. Deux coupes morphologiques ont ainsi été effectuées pour suivre l’évolution de chaque forme dans le sens dominant de la propagation des phénomènes. Chaque série de points correspond à une variation de la covariance entre le début et la fin du feu (15 mailles pour *Vidauban I* et seulement 13 pour *Vidauban II*).

Il est tout d’abord intéressant de constater que l’évolution de la covariance scalaire morphologique semble évoluer logiquement avec l’importance de la trace du phénomène. Dans les premières mailles et donc durant les premiers instants qui suivent l’éclosion du feu, les formes sont relativement covariantes et tendent vers l’invariance à mesure que le feu progresse et gagne en intensité.

Dans le cas de *Vidauban I*, le degré de covariance oscille entre le début du feu et sa fin, de sorte que chaque hausse locale du coefficient de courbure correspond sur le terrain à une contrainte structurelle avec une baisse des surfaces brûlées qui peut être mis en rapport avec une morphologie incendiaire plus fragmentée. La limite des feux étudiés est ici marquée par une hausse significative de l'irrégularité morphologique. Si ces deux évolutions semblent suivre la même variation entre covariance et quasi-invariance, on peut néanmoins remarquer que l'irrégularité morphologique en début et en fin du processus est particulièrement nette pour le feu le plus court (*Vidauban II*). Les premiers instants du phénomène ont ainsi été probablement très hésitants ($Cc \approx 0,08$), en raison soit d'une action de lutte massive, soit d'interactions physico-climatiques mal établies (c'est probablement les deux à la fois). Néanmoins, en fonction de la forme quasi invariante qui suit presque immédiatement - dès 1,5 km après l'éclosion (maille D) et jusqu'à 16,5 km (maille M) -, on peut comprendre aisément combien le phénomène a pu « exploser » sur le terrain et combien il est important d'agir autant que possible dès l'éclosion du feu, avant qu'un front de flamme ne se soit constitué sur un support végétal propice. Pour ce feu, la fin du processus de diffusion spatiale correspond à une irrégularité morphologique particulièrement soutenue. Elle prend effet 3 km avant l'extinction totale ($Cc \approx 0,06$ à N) et va jusqu'à être massive en toute fin ($Cc \approx 0,1$ à O). Il faut garder à l'esprit que la trace est en deux dimensions (longueur et largeur), alors que le phénomène, lui, est en trois dimensions (la hauteur s'ajoute aux deux autres). Le paramètre Cc rend compte de la structuration scalaire que l'œil perçoit assez mal, mais cette valeur ne tient pas compte de la verticalité du processus, c'est-à-dire de sa rugosité en trois dimensions.

Avec ces premiers résultats, la covariance d'échelle de l'empreinte spatiale du feu nous apparaît comme un moyen intéressant pour essayer de remonter aux processus de combustion, le principe de percolation et surtout celui de réseau de « *Petit Monde local* » (Porterie et al., 2005a et 2005b) étant aussi, à notre avis, des voies prometteuses de connaissance. Il conviendra dans l'avenir de procéder aux mêmes analyses sur les autres formes physiques en notre possession, et ce afin d'établir si cette évolution entre covariance et invariance correspond effectivement à un état local différent d'intensité du processus incendiaire. A ce stade de notre travail, on peut espérer préciser encore l'évolution morphologique du feu de forêt par deux approches différentes. La première est la suite logique de ce qui a été fait, puisqu'il s'agit simplement de représenter l'ensemble des coupes Nord-Sud (et plus seulement Est-Ouest comme précédemment).

Ces coupes verticales (colonnes A, B, C, D, etc.) correspondent ainsi à l'état morphologique du phénomène pour des distances différentes et des temporalités successives (si on considère avec une approximation certaine que le feu s'est propagé à vitesse constante entre son éclosion et son extinction). Surtout, ces coupes vont nous permettre de mettre successivement en perspective la structuration morphologique de la « tête du feu » par rapport à celle des bordures (les « flans » du feu). Les résultats sont synthétisés pour chaque coupe verticale (A, B, C, D, etc.) dans la figure de la page suivante (*Figure 153*).

Globalement, la morphologie incendiaire de la « tête du feu » tend souvent vers une invariance d'échelle, sans jamais l'atteindre vraiment, alors que les « flans » présentent une covariance nettement plus franche. Cette structuration spatiale nous donne l'image d'un phénomène qui est par moment très contraint sur ses flans tandis que sur son axe principal, les boucles de rétroactions dans la combustion sont à dominantes positives. Les morphologies latérales s'expliquent par la stratégie de lutte des forces terrestres et aériennes qui se concentrent en priorité de part et d'autre de la tête du feu. Mais elles s'expliquent surtout par les difficultés pour le feu de se diffuser dans une autre direction que celle qui est « imprimée » par l'aérologie et la topographie. Cette dualité *quasi invariance centrale / covariance latérale* de la forme incendiaire semble illustrer un phénomène dominé latéralement par des « frottements » à la fois mécaniques et climatiques alors que sa tête semble s'en affranchir dans une certaine mesure.

Dans l'exemple étudié (les deux feux « jumeaux » de Vidauban de juillet 2003), on va pouvoir suivre spatialement l'évolution d'une ellipse grâce au suivi en coupes Nord-Sud du coefficient de courbure (Cc) du polynôme du second degré du modèle Fractal Parabolique (MFP). L'hypothèse envisagée est que la forme globale elliptique de la trace du feu après que celui-ci se soit éteint ainsi que les traces intermédiaires au fur et à mesure de sa progression peuvent se retrouver dans une courbe obtenue en faisant des coupes verticales.

Dans la figure ci-après, chaque fenêtre illustre l'évolution de la rugosité de l'empreinte spatiale du feu de forêt d'un « flan » à l'autre (lignes 1 à 7). Pour une lecture plus aisée des résultats, la grille d'analyse est présentée une nouvelle fois pour que le lecteur puisse s'y référer successivement. Il faut garder en tête que l'approche engagée ici très exploratoire, les interprétations qui en résultent devront donc être confirmées ou infirmes dans l'avenir, notamment en rapprochant ces hypothèses des travaux de physiciens spécialistes des processus de combustion.

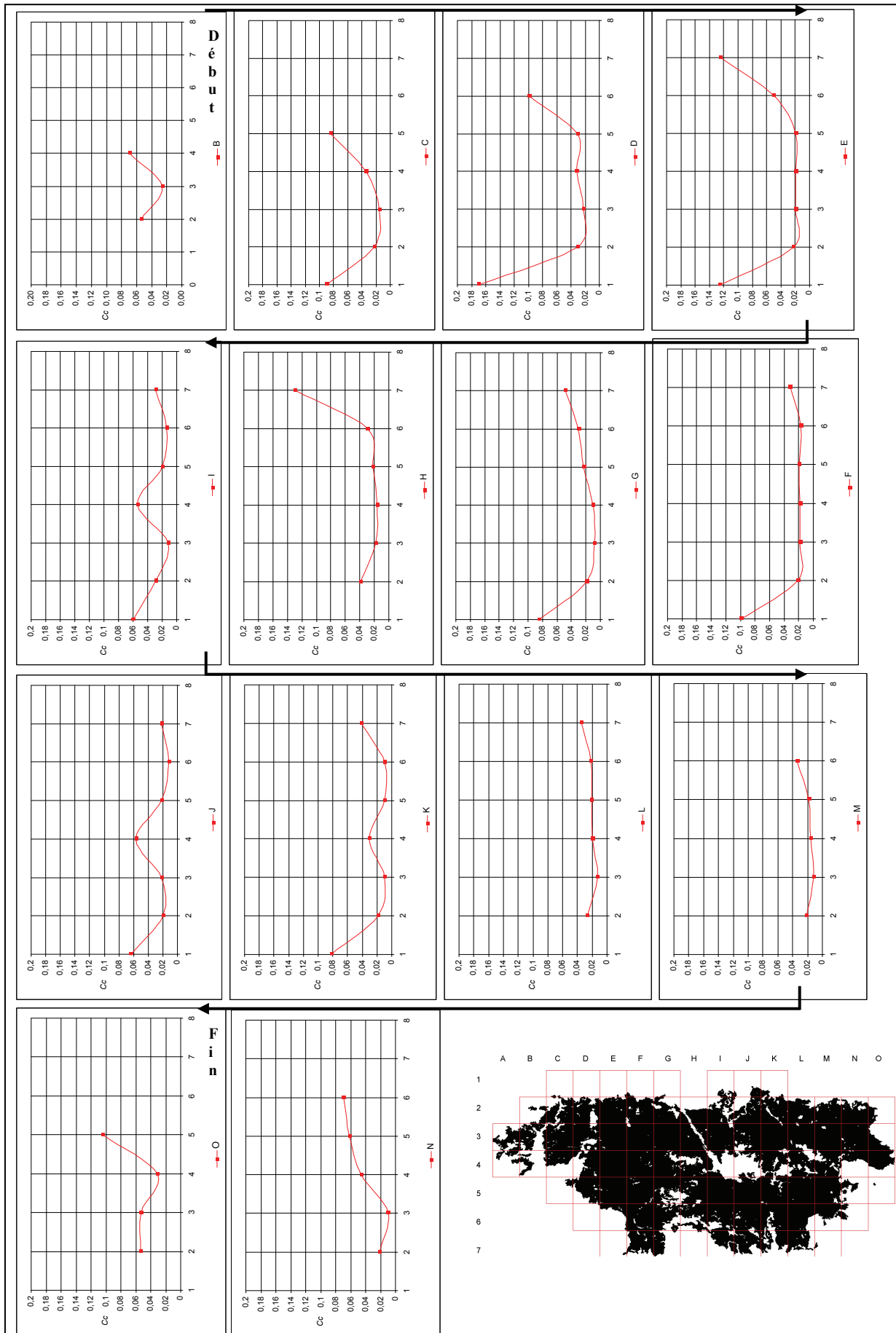


Figure 153. Coupes verticales pour l'évolution morphologique du feu dans l'espace et au cours du temps

Jusqu'à la coupe verticale *C*, c'est à dire jusqu'à 4,5 km après l'éclosion du premier feu de Vidauban, l'ellipse est parfaitement visible puisque le tracé ne concerne qu'un seul feu (l'éclosion du n°2 est décalé vers l'Est d'environ 5 km). Les valeurs de C_c sont presque jusqu'à cinq fois plus importantes, de part et d'autre de l'axe principal de diffusion, que celles mesurées au niveau de la tête du feu ($C_c \approx 0,1$ et $C_c \approx 0,02$). Entre la coupe *B* et la coupe *C*, la forme ellipsoïde du tracé s'est affirmée. Cela ne signifie pas que l'intensité du processus se soit accélérée (il faudrait néanmoins le vérifier), mais plutôt que la rugosité latérale a pris plus d'importance en raison de l'étalement spatial progressif du phénomène.

De la coupe *D* à *H*, les deux formes incendiaires se conjuguent pour donner un tracé qui illustre une forme ellipsoïde dont le « nez » serait aplati. Cet « aplatissement » anormal trouve son origine dans l'analyse spatiale simultanée de deux feux différents qui se sont propagés à quelques jours d'intervalles. Cette approximation méthodologique devrait être évacuée dans l'avenir en récupérant auprès des services forestiers de Var les contours individuels de chacun des deux feux. Quoiqu'il en soit, cette approximation perd de son poids pour les coupes *I*, *J* et *K*.

En effet, dès 12 km de propagation pour l'un et 9 km pour l'autre et durant 4,5 km, les deux feux se sont écartés spatialement l'un de l'autre. Ceci permet de les distinguer et se traduit dans les trois tracés (*I*, *J* et *K*) par deux ellipses successives (1 à 4 pour la première et 4 à 7 pour la seconde). A ce niveau de la propagation du phénomène ($\approx 13,5$ km pour le feu n°1 et $\approx 10,5$ km pour le second), la covariance scalaire de la morphologie incendiaire reste presque nulle à la « tête » du feu ($C_c \approx 0,01$), signe que le processus de combustion est encore particulièrement intense, et assez faible sur ses « flans » ($C_c \approx 0,06$), signe là aussi que le phénomène conserve toute sa puissance et sa vitesse même dans ses portions les plus excentrées.

Par ailleurs, cette continuité de la puissance incendiaire se traduit par un tracé presque « plat » pour les coupes verticales *L* et *M*. Il semble ainsi peut évident de distinguer morphologiquement la « tête » du feu de ses « flans ». Le coefficient de courbure évolue peu autour de $C_c \approx 0,02$, ce qui laisse conjecturer une structuration spatiale du couvert végétal particulièrement favorable à la diffusion des incendies (deux feux qui se sont propagés à deux dates différentes dans un même milieu présentent un profil morphologique similaire).

Pour les deux dernières coupes verticales (*N* et *O*), les résultats illustrent la phase finale du processus de diffusion spatiale de chacun des deux feux de forêt. Dans le cas du feu n°1, cette phase se traduit morphologiquement par une rugosité qui prend de l'ampleur « brusquement », c'est-à-dire qui n'est visible que dans le dernier kilomètre de sa diffusion ($Cc \approx 0,02$ à *N* puis $Cc \approx 0,06$ à *O*). Pour le feu n°2, la fin du processus s'est amorcée d'une part plus précocement ($Cc \approx 0,06$ à *N*) et d'autre part plus intensément ($Cc \approx 0,15$ à *O*). Il faut souligner que la fin de cet incendie s'est traduite par une grande saute de feu amorcée à presque 1 km de distance du front final du phénomène (la tâche brûlée est visible dans la maille *O5*).

La fractalité physique du phénomène feu de forêt a été envisagée jusqu'à présent à partir de données sur la « masse » (la surface brûlée de la trace du phénomène). On a vu que cette rugosité spatiale est caractérisable par un coefficient de courbure (Cc) qui nous indique le degré de covariance scalaire de ce type de forme. La courbure de l'empreinte incendiaire semble refléter l'aisance variable avec laquelle le phénomène passe d'une échelle à l'autre, c'est-à-dire sa capacité à s'affranchir des contraintes successives que lui offre le milieu (effet de barrières topo-climatique), et à un degré secondaire de l'action humaine de lutte. C'est probablement le résultat statistiquement visible des multiples contraintes mécaniques qui agissent dans une vaste gamme d'échelles (la feuille, la branche, l'arbuste, l'arbre, le bosquet, le massif, etc.). Il est donc logique de constater que la structure morphologique du feu tend vers une invariance d'échelle dans l'axe dominant de propagation (la tête du feu où les rétroactions sont largement positives), et est franchement covariante dans ses marges (flan du feu) ; les difficultés transcales⁷⁶ y étant vraisemblablement plus importante qu'ailleurs. L'étude de la forme (celle des séries hiérarchiques, des séries temporelles ou bien celle des formes physiques) semble donc être un moyen intéressant pour remonter aux processus causaux dont les physiciens (mécanique des fluides) sont spécialistes.

La démarche abductique, certes peu utilisée, est donc pour nous intéressante puisqu'elle nous pousse à envisager la diffusion spatiale des feux de forêt selon cinq dimensions, la dimension d'échelle venant compléter les dimensions connues (longitude, latitude, altitude et temps).

⁷⁶ Il s'agit des difficultés croissantes pour le processus de passer d'une échelle à l'autre, l'action humaine de lutte venant bien entendu renforcer ces contraintes mécaniques. On peut légitimement se demander dans quel ordre de grandeur se situe cette action, mais raisonnablement, elle nous paraît secondaire dans le cas d'un feu bien établi, puisque 100 mètres de front de feu peuvent développer une énergie (exprimée en kw/m^2) équivalente à celle d'une centrale nucléaire en fonctionnement (Chevrou, 1999).

Les premiers résultats sur l'analyse morphologique du phénomène incendiaire nous poussent à penser que nous ne sommes qu'au début d'une recherche sur ce sujet. L'approche covariante étant, pour le moment, le moyen le plus « pratique » à notre disposition pour rendre compte de l'écart au modèle théorique généralement admis (dimension fractale « idéale », c'est-à-dire unique comme l'est celle du flocon de *Von Koch*). Malheureusement, cette approche n'est pas explicative en soi, elle est plutôt descriptive, et nous permet simplement de poser des hypothèses sur la mécanique transscalaire du phénomène. Ce sujet de recherche important représente au moins une thèse en soi à développer. On tentera toutefois d'en aborder quelques points plus tard. Avant cela, il convient d'explorer encore un peu la forme physique incendiaire en posant les bases d'une nouvelle approche. Celle-ci porte non plus sur la dimension de masse de l'empreinte spatiale, mais sur celle de sa bordure. C'est le dernier point analytique et exploratoire de cette thèse.

8.2.4 *Analyse morphologique du contour de la surface incendiée : une piste de recherche prometteuse*

Dans cette partie, nous amorçons l'analyse de la frontière entre le brûlé et le non-brûlé. C'est donc l'irrégularité de la limite du feu qui sera étudiée. Cette limite, parce qu'elle est représentée sous la forme d'une ligne, est forcément approximative. En effet, même si la télédétection dont est issue la forme étudiée permet une précision certaine (≤ 30 mètres, *Figure 141 p. 399*), la frontière entre la zone brûlée et celle qui ne l'est pas relève plutôt d'une zone de transition où les tâches calcinées parsèment de moins en moins un espace préservé, pour disparaître complètement au-delà d'une certaine distance. Sur le terrain, on se rendrait bien compte de l'approximation du contour du feu ici utilisé, tout comme l'est celui de la ville qui est depuis longtemps déjà un sujet de recherche en géographie. Ceci implique que la limite que nous allons utiliser est déjà une « régularisation » empirique, les informations existantes en deçà de cette échelle ayant été perdues.

Néanmoins, on peut tenter d'explorer l'irrégularité du contour de feux tout en gardant à l'esprit que cette limite linéaire n'a aucun sens à très grande échelle (celle de l'arbuste) et n'a d'intérêt qu'avec un recul certain sur le terrain. Une des pistes de recherche pour l'avenir serait de mesurer et de cartographier la zone de transition spatiale du phénomène en se basant sur la densité de pixels noircis. Mais cela suppose de disposer de l'image satellitaire de référence et pas seulement du résultat vectorisé final, ce qui n'est pas le cas pour le moment.

Dès à présent, il convient pourtant d'envisager la bordure incendiaire telle qu'elle se présente, c'est à dire comme une ligne plus ou moins tortueuse. C'est justement cette irrégularité qui nous intéresse ici. Le contour de feu étudié est représenté ci-dessous. Il s'agit toujours de celui des feux « jumeaux » de Vidauban (juillet 2003).

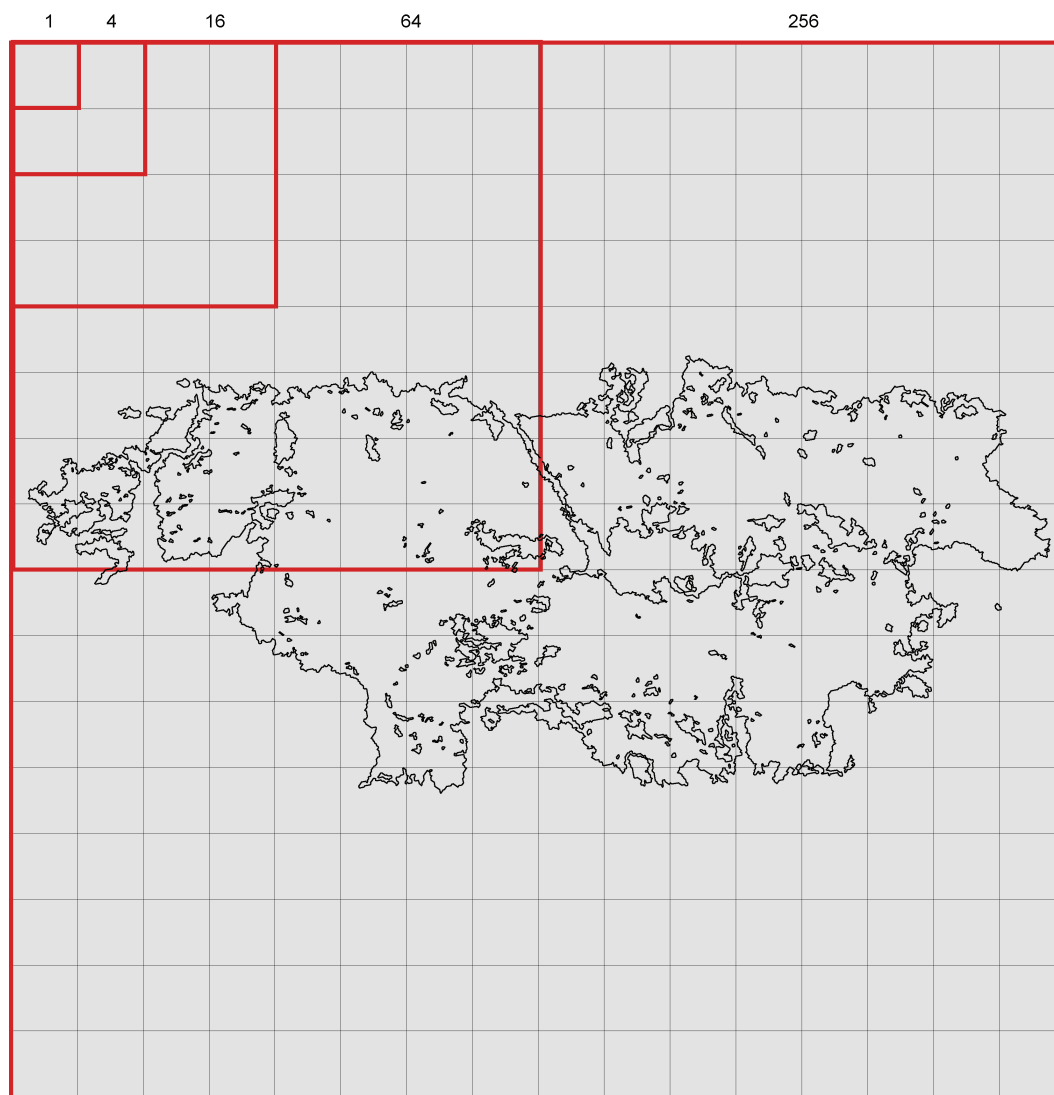


Figure 154. Type de maillage expérimental pour l'analyse des bordures du phénomène incendiaire

Pour explorer la forme de la bordure dans sa dimension d'échelle, un maillage plus évolué que celui que nous avons utilisé précédemment doit être envisagé. Il s'agit d'un maillage *dyadique*, c'est-à-dire que la taille de la maille est agrandie successivement d'un facteur 2 pour rendre les résultats scalairement comparables par la suite. L'exemple d'un tel maillage est illustré ci-dessus (en rouge). Bien entendu, il serait bon de faire varier ce facteur pour voir en quoi cela influe sur les résultats obtenus. Mais sans approche automatisée de la mesure de la covariance scalaire de la forme locale incendiaire, cela est difficile.

Parce qu'à ce niveau de la thèse le temps nous est compté, le choix a été fait d'explorer l'irrégularité du contour morphologique avec une maille de rang 2, c'est-à-dire selon un ensemble de quatre mailles élémentaires agrégées. En effet, s'il n'est pas tout à fait raisonnable de reprendre les mesures pour chaque maille élémentaire (16 * 16 soit 256 mesures potentielles), il nous semblait judicieux d'avoir néanmoins un échantillon assez important de valeurs pour en extraire des relations statistiques (30 mailles ont été analysées). C'est dans cette optique que la morphologie de chaque bordure locale est mesurée. L'ensemble des mailles étudié est ensuite représenté. Il s'agit donc de quantifier localement l'irrégularité du contour et de sa covariance scalaire. Les résultats sont présentés ci-après.

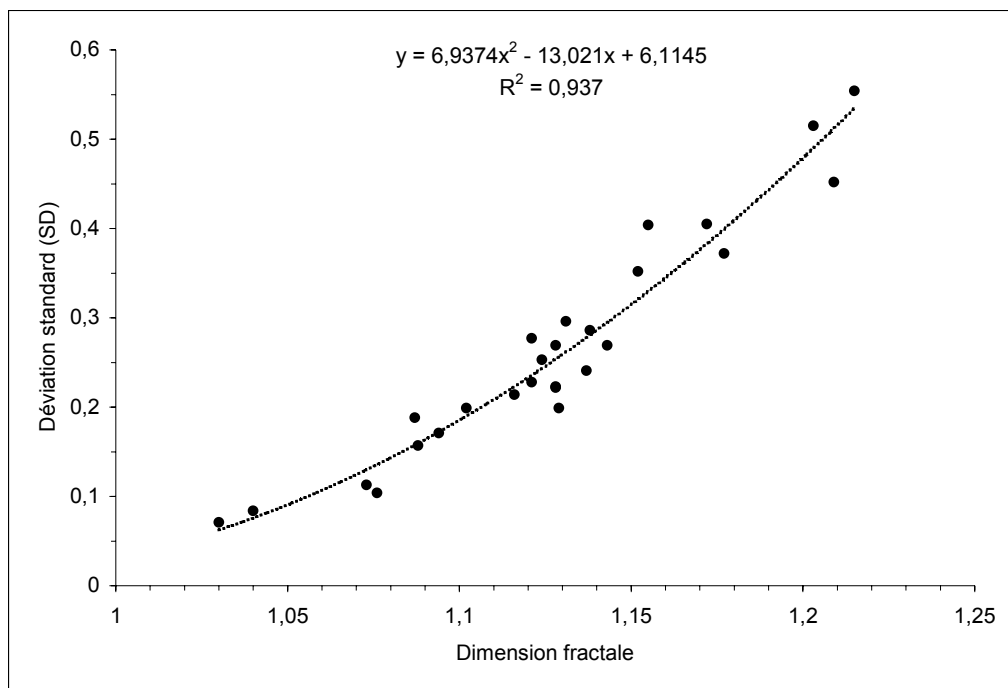


Figure 155. Dimension fractale des bordures locales des feux « jumeaux » de Vidauban (juillet 2003)

Pour chaque bordure locale, le calcul d'une dimension fractale donne des valeurs proches de 1, ce qui est logique puisque cette valeur correspond à celle d'une ligne (la valeur 2 correspondant à celle d'une surface). Certaines bordures locales s'écartent assez nettement de la forme linéaire puisqu'elles correspondent à une dimension fractale voisine de 1,2. Pour ces formes, la rugosité est donc plus forte. Cependant, on peut s'apercevoir que la marge d'erreur de cette approche s'accroît à mesure que l'objet mesuré présente une irrégularité croissante (paramètre *SD* en ordonnée dans la Figure 155). Cette relation est importante (coefficient de détermination $\approx 0,94$). Cela revient à dire que si l'approche fractale généralement admise semble être adaptée, dans une certaine mesure, aux formes les plus « simples » (la marge d'erreur étant faible), elle devient progressivement obsolète pour des formes plus complexes.

Dans ces conditions, il convient d'aborder la covariance d'échelle pour voir en quoi cette approche peut nous aider à mieux rendre compte de la rugosité morphologique des bordures locales incendiaires. Comme nous l'avons déjà fait auparavant, le coefficient de courbure de chaque forme locale (Cc) est mis en relation avec la déviation standard (SD) qui exprime ici l'approximation de l'approche puissance stricte. Le résultat pour l'ensemble des bordures locales est présenté ci-après (Figure 156).

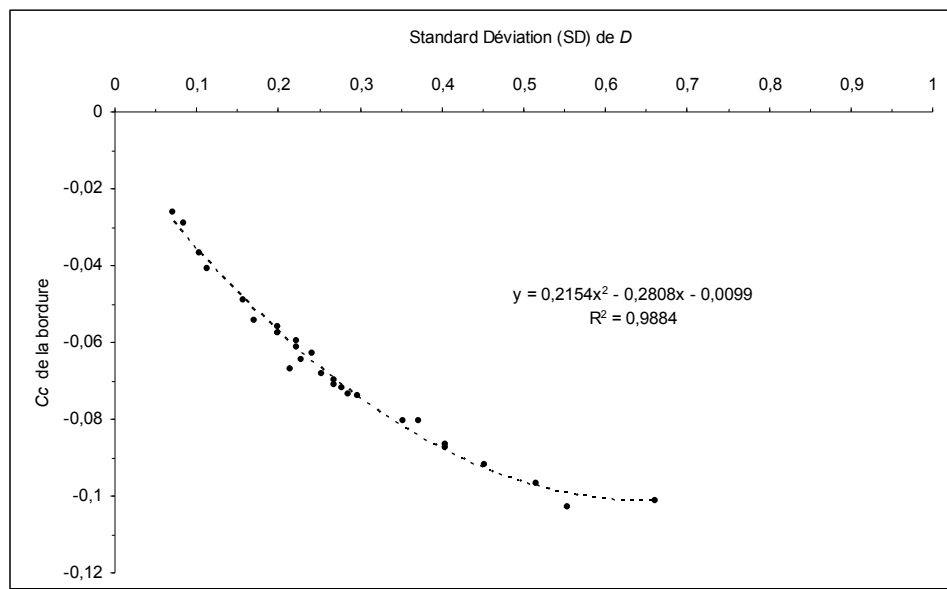


Figure 156. Relation entre Cc et SD de D pour les bordures

Les points s'alignent presque parfaitement le long d'une droite de régression polynomiale du second degré. Le coefficient de détermination (r^2) est approximativement égal à 0,99. Cette très bonne corrélation exprime l'idée selon laquelle la structure morphologique de la bordure des feux de forêt (au moins dans cet exemple) est localement une structure covariante d'échelle qui fluctue selon les lieux de la trace du feu (tête ou flan du feu). La « *dérive continue de la dimension fractale* » (Rigaut, 1987) concerne donc également la morphologie incendiaire dans sa dimension spatiale de transition (limite brûlé / non brûlé). Néanmoins, on constate que les valeurs de Cc sont toujours négatives (-0.02 à -0.1) dans ce cas précis alors qu'elles étaient positives pour la « masse » préalablement étudiée. Aujourd'hui, nous ne pouvons expliquer cette différence. À l'avenir, la multiplication des exemples pourra nous aider dans cette tâche, et pour vérifier si la rugosité de la limite de la zone incendiée est bien une structure spatiale covariante d'échelle ; Même si nous pressentons fortement que c'est le cas, il convient, par souci de précision scientifique, d'avoir un échantillon plus important d'expérimentations et de mesures afin de sortir d'un cas particulier et de pouvoir penser plus tard les structures spatiales sous-jacentes (végétation, relief) comme des éléments informatifs de tout premier plan.

Si le phénomène feu de forêt exhibe en effet tant de traits covariants d'échelle (hiérarchies des tailles, structures temporelles, « sauvagerie » du hasard, empreintes spatiales de masse et de bordure de la trace), c'est peut-être que le substrat sur lequel il émerge et se diffuse présente une complexité fonctionnelle qui prend la forme statistique d'une parabole (dans la gamme des échelles à travers lesquelles le phénomène peut « exister »).

Pour les bordures locales de la forme incendiaire, lorsque les deux paramètres principaux de la relation polynomiale d'ordre deux sont mis en correspondance (figure ci-dessous), la corrélation est excellente ($r^2 \approx 0,97$). Le paramètre $-b-$ et le paramètre Cc sont tout à fait liés, en tout cas bien plus que pour les séries statistiques des tailles de feux de forêt (les corrélations évoluaient alors entre 0,75 et 0,85). Avec cette relation, on peut voir que si $Cc = 0$ alors $-b- \approx 1$, l'invariance d'échelle est vérifiée et la dimension fractale = 1.

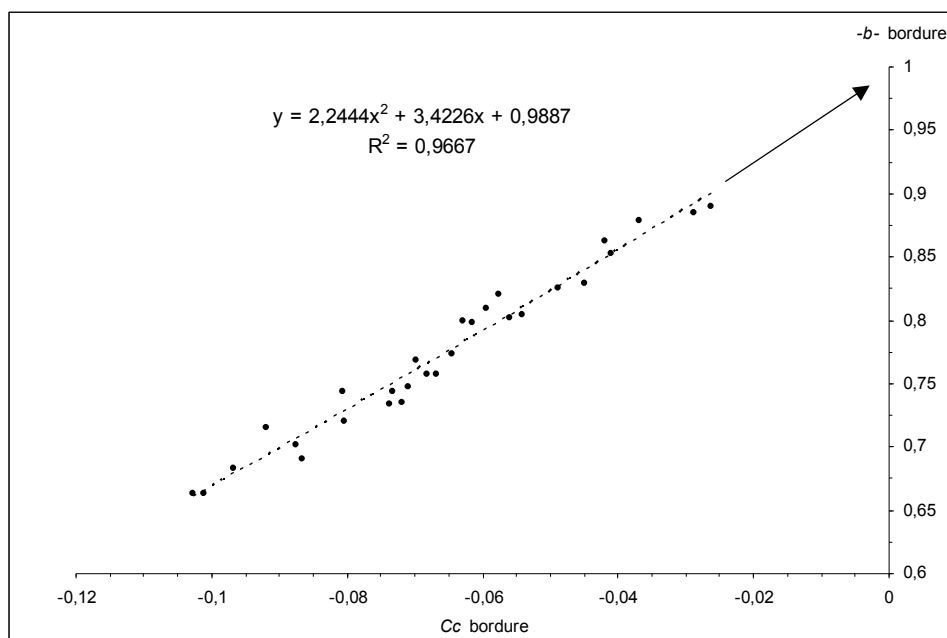


Figure 157. Corrélation entre les paramètres Cc et $-b-$ pour les bordures segmentées des feux « jumeaux » de Vidauban (juillet 2003)

Par ailleurs, on peut chercher à élargir notre horizon de recherche en envisageant la forme non seulement comme un moyen de compréhension de l'aléa (c'est notre travail dans cette thèse), mais également de la vulnérabilité. L'imbrication des infrastructures anthropiques dans un milieu végétal potentiellement inflammable est à la base de la problématique des interfaces. Nous allons voir que l'entrelacs et les méandres ainsi constitués peuvent être quantifiés par les méthodes préalablement employées pour l'aléa. L'irrégularité morphologique semble être alors l'unité de mesure qui fait encore défaut pour la mesure du risque dans un territoire.

8.3 Mesure des formes émergentes et quantification du risque lié aux incendies de forêt

Le feu de forêt est à l'intersection entre des domaines climatique, physique et anthropique, ce qui lui confère un intérêt majeur pour des recherches désirant dépasser les considérations disciplinaires. La diversité et la non-linéarité des interactions entre des variables relevant de ces trois domaines expliquent l'incertitude qui reste peut être, la marque fondamentale de ce phénomène. Les conséquences de cette incertitude ne peuvent pas être anticipées uniquement par un raisonnement déterministe et causal. C'est d'ailleurs une des signatures de la complexité. Une cause à un effet, certes, mais en raison de la multiplicité des itérations de cette relation déterministe et de la diversité des contextes dans lesquelles elle prend effet, le résultat peut quelquefois (même très souvent) être surprenant, voire totalement inattendu.

Tout au long de cette thèse, on a pu se rendre compte combien le phénomène feu de forêt présentait les mêmes propriétés statistiques qu'une multitude d'autres (hiérarchies et formes urbaines, tremblements de terre, éruptions solaires, etc.). Cette similitude, qui peut paraître étonnante aux premiers abords en l'absence d'une abstraction suffisante, renvoie inmanquablement vers des questionnements sur l'universalité des processus et de la morphogenèse.

Il convient dans les dernières pages de cette thèse d'aborder la complexité spatiale comme un moyen d'aborder les risques liés aux incendies de forêt. En effet, il peut sembler intéressant d'exploiter les outils et concepts en notre possession pour définir et mesurer l'irrégularité de l'interface Homme-forêt qui pose tant de problèmes pour la gestion espérée du phénomène incendiaire. A ce stade, il ne s'agit pas de repartir sur de nouvelles et longues analyses mais plutôt de poser en quelques pages des jalons analytiques qui découlent en partie du travail de recherche mené tout au long de cette thèse. Nous espérons ainsi donner aux décideurs quelques concepts et outils susceptibles de faire évoluer vers une approche quantitative les méthodologies existantes qui visent à cartographier le risque dans les espaces méditerranéens. Par ailleurs et plus conceptuellement, il s'agit de montrer que l'objectivation de la forme en géographie concerne tout aussi bien les phénomènes physiques (relief, incendies, séismes) que ceux dits humains (étalement urbain par exemple).

8.3.1 *Articulation spatiale du bâti et de la forêt dans un contexte de risque lié aux incendies de forêt*

La distinction entre les phénomènes et leurs conséquences sur l'homme est bien présente dans l'inconscient collectif (aléa / vulnérabilité). Elle peut nous conduire à occulter la question des interactions, dans un même espace, entre l'homme et son milieu. Aussi pour la mesure des risques, le travail du géographe ne consiste pas à préférer l'angle physique ou humain, ni à plonger dans un débat sémantique sans véritable fin mais bien à adopter un raisonnement qui lui est propre afin de se construire une posture particulière, à la fois différente et complémentaire des autres disciplines. C'est en ce sens que le géographe peut apporter sa contribution à l'édifice de la connaissance des risques. Les feux de forêt font partie de ces risques « hybrides » qui mettent à mal le raisonnement dichotomique et forcent le chercheur à envisager les interactions entre le milieu et l'homme. L'idée d'endommagement, évoquée en géographie, fait écho à ces interactions (Pigeon, 2002, 2005 ; Leone, 1996, 2004, 2007 ; Leone et *al.*, 1996 ; Thouret et Leone, 2003). Il s'agit ici d'envisager la répartition des objets et des formes dans l'espace afin d'aborder l'idée du risque par l'analyse spatiale. Cette partie montre de quelle manière la problématique de l'interpénétration du bâti et de la végétation méditerranéenne, à la base du risque lié aux incendies de forêt, peut être envisagée au travers de règles structurelles et spatiales élémentaires. L'objectif envisagé ici est d'abord de cartographier les interfaces à partir d'une démarche qui informe sur un lieu à risque dans un contexte des feux de forêt afin d'envisager ensuite la possibilité de mesure de l'irrégularité des formes obtenues. Il s'agit de travailler sur un très grand espace (région PACA) et de se construire la valeur d'un lieu (pixel) selon sa situation dans l'espace. L'agrégation de ces pixels est naturellement différente selon les zones, de sorte qu'elle induit des « *plans de contact entre deux systèmes ou deux sous-ensembles* » (Brunet, Ferras, Théry, 1992, p. 282) dont la morphologie pourrait être quantifiée par les méthodes préalablement employées. Pour le moment, nous nous concentrons spécifiquement sur la modélisation de ces « plans » de contacts qui se présentent comme des bandes en deux dimensions ayant une forme plus ou moins tourmentée. La densité de voisinage d'un pixel est l'indicateur que nous choisissons d'utiliser dans ce travail. Nous mettrons tout d'abord en évidence les lieux d'équilibre autour desquels se répartissent également les pixels relevant du bâti et ceux traduisant le couvert végétal. Par extension, nous considérons que cette situation marque un certain équilibre. Ces lieux, qui seront dit « lieux centraux à mixité maximale », forment la zone de transition entre l'ensemble végétal et l'ensemble urbain. Nous changerons ensuite les échelles d'observation et d'analyse pour caractériser les structures régionales, mais aussi le mitage local.

Nous développons ci-après quelques aspects méthodologiques et conceptuels pour mieux positionner notre travail dans la lignée des travaux sur la cartographie des risques. En mécanique des fluides à très grande échelle, la démarche expérimentale dont est issue la plupart des modèles utilisés en cartographie des risques liés aux incendies (agressivité potentielle de l'aléa), a depuis longtemps montré son efficacité pour reproduire, au mieux, le feu dans un espace réduit et dans une temporalité courte. L'application de ces modèles (l'indice *IFM*⁷⁷ utilisé quotidiennement pendant l'été en est un bon exemple) implique une connaissance extrêmement précise des paramètres environnementaux qui régissent le comportement du feu. Cependant, si en laboratoire les vitesses de vent sont connues de manière très précise, il en est tout autrement à l'échelle d'un massif forestier ou d'un département ce qui peut rendre très aléatoire les résultats (prédiction du comportement du feu). Ainsi, ce qui peut être robuste en laboratoire peut être, également, très discuté en milieu ouvert en raison du changement de gammes d'échelles. La connaissance de la mécanique d'une flamme, si elle est nécessaire à la compréhension d'un feu de forêt, n'est donc pas suffisante. Il semble que le tout (le feu pris dans son ensemble) n'est pas totalement réductible à ses parties (la flamme, le combustible, le vent, etc.). L'approche réductionniste de la complexité du monde touche là une de ses limites sans bien sûr que cela la disqualifie. Deux voies s'ouvrent ainsi devant les chercheurs pour répondre au mieux à la complexité de l'environnement : une première solution consiste à étoffer toujours plus les modèles en multipliant les paramètres et les données. Cette solution est envisagée par exemple dans le modèle *FARSITE* (Finney, 1994, 1998). La démarche scientifique sous-jacente correspond à une volonté de reproduire au mieux le réel au prix d'un travail très important de recueil d'informations. C'est ce qu'André Dauphiné appelle le « *réalisme naïf* » (Dauphiné, 2003). La projection du modèle à l'échelle d'un massif, d'une commune et *a fortiori* à celle d'une région est illusoire puisque les informations nécessaires tout comme les scénarii sont infinis en théorie. C'est exactement la même chose que de vouloir faire une carte à l'échelle 1/1. L'autre solution consiste à renverser le raisonnement et à passer d'une démarche où l'objet de recherche porte sur la mécanique du modèle, à une démarche où c'est l'organisation spatiale qui est prise comme objet de recherche. Dans ce contexte, la notion de lieu est un concept scientifique dans la mesure où il est possible de différencier deux niveaux (*Figure 158* ci-après). L'un inférieur où s'applique le réductionnisme ; l'autre supérieur où l'approche est structurelle (Martin, 2003). C'est bien dans cette approche structurelle que se situe la notion lieu, et par conséquent de forme, comme objet scientifique.

⁷⁷ L'IFM (Indice Forêt Météo) est un indice copié sur le modèle canadien qui renseigne quotidiennement sur les conditions météorologiques propices aux incendies de forêt.

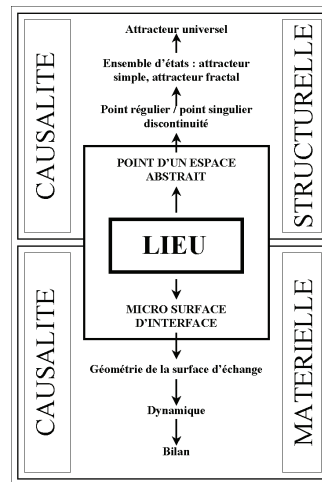


Figure 158. Le concept dual de lieu : un niveau inférieur causal, matériel, efficient (réductionnisme) et un niveau supérieur causal, structurel (propriété émergente). Source : Martin, 2003

Dans une perspective qui est structurelle, ses propriétés peuvent permettre de mettre en évidence les lieux potentiellement générateurs du phénomène et ceux qui présentent une structure spatiale propice à sa diffusion. Cette démarche s'approche des théories liées à la percolation (Nahmias et al., 2000 ; Porterie, 2000 ; Caldarelli et al., 2001 ; Favier, 2004) et celle plus récente d'un réseau de *Petit Monde* local à sites pondérés qui donne d'excellents résultats dans la physique des feux de forêt⁷⁸ (Porterie et al., 2005). Cette remarque nous pousse à nous inspirer de cette approche spatiale du phénomène pour travailler sur les questions d'articulation du bâti et de la végétation, mais l'approche régionale, spatiale et structurelle des interfaces reste un domaine à explorer. La région Provence-Alpes-Côte d'Azur, largement soumise aux contraintes environnementales propices au phénomène feu, est surtout remarquable par l'étalement important et généralisé du bâti dans des étendues végétalisées (Bouisset, 1998). Les interfaces homme/Forêt sont très importantes à connaître puisque les interactions potentielles entre les deux ensembles concernent tout autant l'impact du feu sur les infrastructures que son ignition. Parce qu'il est lieu d'interactions spatiales, l'interface est donc tout à la fois lieu d'aléa et lieu de vulnérabilité. C'est donc sur ces considérations structurelles que nous focalisons nos efforts pour modéliser les formes d'interfaces. Par conséquent, nous souhaitons d'une certaine manière dépasser la vision typologique des interfaces, spécifique au lieu étudié⁷⁹ (Jappiot et al., 2003 ; Caballero et al., 2007) et motivée par la question de la nature des pixels (localisation du bâti et de la forêt). Ces travaux s'appuient sur une précision remarquable de l'information⁸⁰ ce qui les rend très informatifs au niveau de l'îlot.

⁷⁸ Notamment pour la mesure de l'efficacité des coupures de combustible (Kaiss et al. 2007)

⁷⁹ ...et donc difficilement transférable à d'autres territoires.

⁸⁰ Des données à très haute résolution sont utilisées (2,50m). Elles sont issues des satellites QUICKBIRD ou SPOT5.

Ils sont pourtant très limités et même « inappropriés » à l'échelon régional, pour faire ressortir toutes les grandes structures d'organisation du bâti et de la forêt.

8.3.2 Aléa, vulnérabilité, spatialité

La cause (l'aléa) et la conséquence (la vulnérabilité) ont plus de points communs que de prime abord si on les observe tant du point de vue de leurs rapports à l'espace que de celui des formes qu'elles font émerger. Cette position envisage le rôle fondamental de l'espace en matière de risque (November, 2000, 2002, 2006). C'est bien dans le cadre de ces considérations que nous souhaitons définir et cartographier les interfaces pour ensuite espérer les mesurer selon une approche fractale. Cette voie morphologique est un moyen de mettre en œuvre un projet de recherche qui peut être directement en relation avec les attentes des décideurs. L'unification méthodologique de la caractérisation des lieux à risque est en effet un enjeu important pour permettre une reproductibilité plus aisée et pour se donner la possibilité d'analyser de grands espaces. La logique floue, telle qu'elle a été utilisée par l'équipe de l'Unité Mixte de Recherche du CNRS 6012 ESPACE dans le cadre du projet européen PAREFEU, correspond aussi à ce besoin de généralisation (Césari et Durieux, 2004). Il s'agit ici de poursuivre dans cette voie tout en se concentrant sur une plus grande objectivité méthodologique⁸¹. Nous envisageons les interfaces comme des espaces de transitions et d'interactions spatiales potentielles. En traitant dans son ensemble la région PACA, nous pouvons faire ressortir principalement deux types de lieux qui ont du sens vis-à-vis de la question du risque lié aux incendies de forêt : les lieux centraux à mixité maximale (LCMM) et ceux à mixité faible (LCMF).

Les lieux centraux à mixité maximale représentent une première forme de transition spatiale entre la végétation et le bâti. Leur voisinage est composé pour moitié de pixels de végétation et de bâti (figure p. 435). Pris comme un ensemble spatial, ils composent une « ligne de crête » qui sépare les deux systèmes. Cette approche permet par exemple de matérialiser le contour d'un ensemble bâti par rapport à son environnement et de pouvoir éventuellement suivre son évolution à plusieurs dates. Ces LCMM sont basés sur leur position dans un ensemble à une certaine échelle entre des systèmes spatiaux. Ils ont ainsi un statut fort en géographie et l'analyse spatiale permet les envisager avec pertinence. Par exemple, un des axes de recherche de l'U.M.R. ESPACE entre 2004 et 2007 était intitulé *Discontinuités, interfaces et organisation de l'espace* (sous la direction de L. Chapelon).

⁸¹ La logique floue consiste en effet en la traduction mathématique de l'expérience de terrain des opérationnels. Des coefficients de pondération qui varient entre 0 (absence totale de corrélation) et 1 (corrélation parfaite entre les paramètres) sont utilisés.

Les travaux de ce groupe *Interface* ont contribué à préciser conceptuellement et méthodologiquement le fonctionnement et la nature de ces lieux qui s'inscrivent dans des discontinuités spatiales et qui régulent les échanges entre les systèmes qu'ils séparent. Les interfaces sont donc des espaces cruciaux pour les mises à feu car ils en possèdent les deux caractéristiques complémentaires. La première concerne la fréquence des passages. Elles est liée à la proximité à des ensembles urbains⁸². C'est aussi ce que montre l'ensemble des travaux sur la distribution spatiale des éclosions d'incendies. La répartition des éclosions est en effet très fortement corrélée à la distance aux routes (Follin, 2000 ; Mangiavillano, 2004 ; Carrega, 2006) mais également aux aires urbaines (Catry et al., 2007). La deuxième caractéristique concerne la disponibilité immédiate d'un matériau végétal combustible (biomasse) nécessaire à la propagation du feu (Trabaud, 1989).

Les lieux centraux à mixité maximale (*LCMM*) ont un intérêt majeur pour les bordures des régions fortement urbanisées et végétalisées comme la Côte d'Azur ou la région marseillaise. Toutefois, ils sont moins pertinents pour les espaces moins peuplés où le bâti est plus dispersé (mitage). Pour ces espaces, c'est donc au contraire une mixité faible (*LCMF*) entre bâti et végétation (dominance de l'un ou de l'autre des ensembles) qui résume la situation à risque (les maisons isolées en forêt et les « mèches végétales » en zones urbaines). Ces lieux enclavés présentent une situation délicate pour les opérationnels. Le bâti isolé en forêt pose en effet des difficultés de « gestion » en phase de crise. L'exemple récent des feux en Grèce illustre bien les problèmes que pose cette structure spatiale élémentaire dans laquelle des centaines de hameaux sont complètement « noyés » dans la végétation. Parmi la soixantaine de personnes décédées durant l'été 2007, la plupart ont trouvé la mort sur les seules routes d'accès aux villages. Malheureusement, ce problème est ubiquiste dans l'ensemble des pays ainsi concernés par les incendies de forêt. L'enclavement du bâti peut aussi avoir des répercussions financières imposantes comme en témoigne l'exemple des États-Unis où les lieux enclavés, touchés par les feux, coûtent chaque année au pays près de cent millions de dollars (Butry et al., 2001). Techniquement, il apparaît que leur voisinage est largement dominé par l'un ou l'autre des ensembles (figure ci-après).

⁸² Ce qui est proche des probabilités

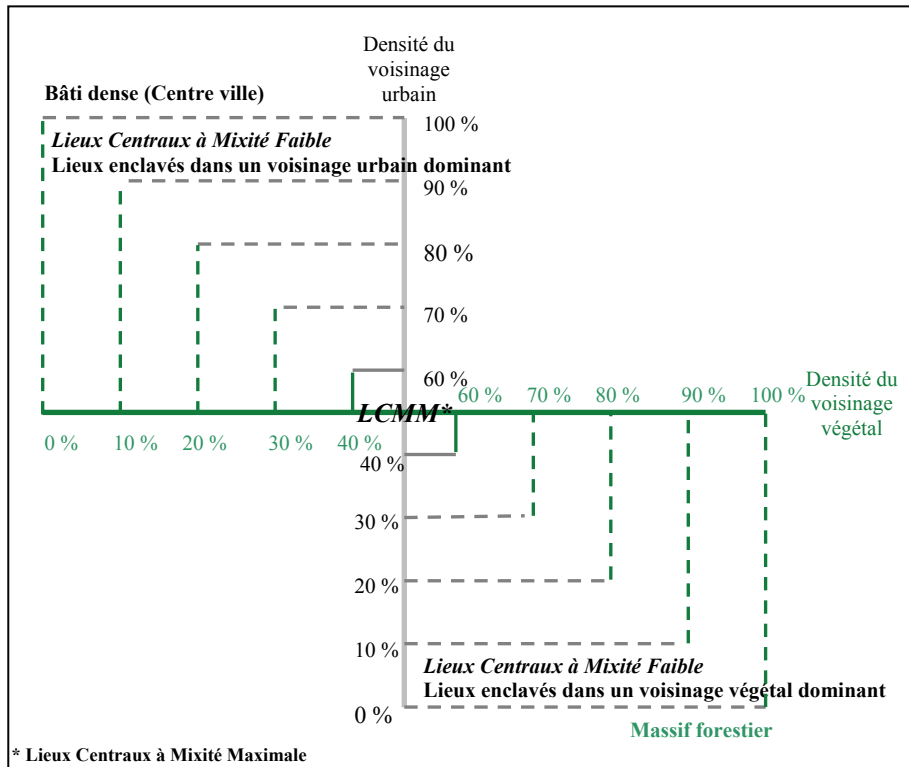


Figure 159. Rapports de voisinage entre le bâti et la végétation : équilibre et enclavement spatial

Si la situation d'un lieu dépend de l'agencement de ses voisins, elle dépend aussi du recul avec lequel on l'examine. Nous ferons donc varier le niveau d'observation comme une focale pour suivre la variation des *LCMM* et des *LCMF*. C'est donc en partie de la taille de la fenêtre de voisinage dont va dépendre le résultat. En effet, plus la fenêtre est petite, plus le regard est proche du lieu que l'on souhaite qualifier. Inversement, plus la fenêtre est grande plus la situation qui en résulte dépend de la distance à une masse urbaine ou végétale importante puisque cette opération lisse fortement les résultats. La variation de la taille des fenêtres doit donc permettre un emboîtement successif des niveaux. De ce fait, une approche dyadique est préférable. Dans notre exemple, chaque niveau est trois fois plus large que celui qui le précède, et donc naturellement trois fois plus fin que le suivant (figure ci-dessous).

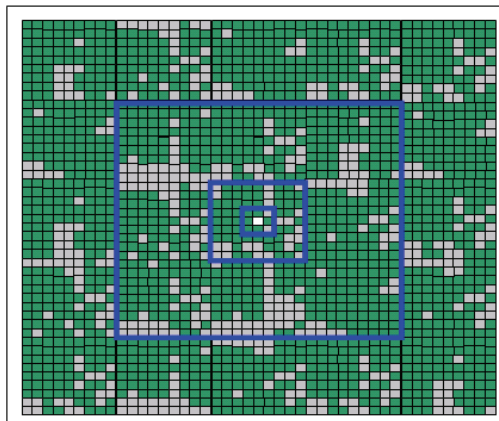


Figure 160. Calcul de la densité de voisinage : approche dyadique avec un facteur 3

Dans l'exemple ci-dessus, la densité végétale et urbaine du voisinage d'un pixel de résolution x (en blanc au centre) est d'abord mesurée dans une fenêtre (en bleue) de 3×3 , puis de 9×9 et enfin de 27×27 . Ces différentes étendues de voisinage sont parfaitement emboîtées les unes dans les autres. Nous obtenons donc pour un « lieu » (un pixel) une relation entre le rapport végétation/bâti et la taille de la fenêtre. Il s'agit donc d'une approche de nature fractale qu'il faudra à l'avenir considérer spatialement et statistiquement. Pour tester la robustesse de cette méthode, nous essayerons seulement de la mettre en application sur une donnée d'occupation du sol relativement simple à traiter (*CORINE Land Cover*) afin de nous consacrer à l'étude des lieux d'interactions spatiales potentielles entre les zones anthropiques et végétales. Les espaces agricoles sont volontairement écartés. Sans nier le rôle de l'activité agricole dans la thématique incendie, nous préférons limiter ici le nombre des paramètres pour maîtriser au mieux les différentes étapes de la méthode.

Une simple expérience de pensée permet de se rendre compte que l'introduction progressive dans le calcul d'un ensemble massif (et donc la diminution de l'autre puisque nous sommes dans une structure binaire) entraîne l'indice calculé vers des valeurs extrêmes (0 ou 1) et inversement, une situation d'exacte proportionnalité donnera une valeur de 0,5. En conséquence, nous devons nous attendre à obtenir des sortes de bandes qui correspondent à cette variation indiciaire. La précision de la donnée brute est de l'ordre de 20m ce qui nous empêche de travailler à une résolution plus fine. Cette solution est motivée par la volonté de montrer que la connaissance et la compréhension des interfaces ne sont pas forcément enchaînées à la précision métrique, tout en y restant ouverte.

L'information vectorielle donnée par *CORINE Land Cover* est transformée en deux couches d'information raster de 20m de résolution (une pour la répartition de la végétation et une autre pour celle du bâti). Le codage de chaque couche est binaire pour marquer la présence (1) ou l'absence (0) de végétation, puis pour marquer la présence ou l'absence de bâti. On obtient ainsi deux cartes « brutes » de la région PACA qui vont être traitées en parallèle dans un premier temps pour être croisées par la suite. Pour chaque pixel et indépendamment de sa nature, on veut mesurer la densité végétale et urbaine de son voisinage. Pour ce faire, on y effectue un comptage automatique du nombre de pixels dont la valeur 1 reflète la présence de végétation (pour la première série de données) et de bâti (pour la seconde). Le nombre ainsi obtenu est relativisé par le nombre total de pixels contenu dans la fenêtre de voisinage. On obtient dès lors la densité végétale et urbaine du voisinage de chaque pixel de 20m dans la région PACA.

Cette densité est rapportée au pixel central de la fenêtre dont la valeur synthétise l'état de l'aire plus ou moins grande qui l'environne. L'idée étant que ce pixel central a un contenu qui est partiellement déterminé et partiellement déterminable par ce qui l'entoure. L'information de l'occupation du sol en PACA passe ainsi d'une valeur binaire (0 ou 1) à une valeur graduée (de 0 à 1) portant sur la qualité de la densité du voisinage de chaque pixel. Tout ceci ne reprend au fond que l'idée de base de l'analyse spatiale qui se décline au travers de multiples corrélations spatiales. En théorie donc, ce qui est proche est semblable et ce qui est lointain est différent. En conséquence, nous devrions nous attendre à avoir des valeurs extrêmes pour les petites fenêtres (grandes échelles) là où l'information locale est semblable (végétation ou bâti) et des valeurs médianes là où elle est fortement dissemblable, c'est à dire sur les interfaces. Toutefois, cette valeur médiane doit évoluer en fonction de la taille de la fenêtre et mesurer ainsi quelque chose qui est l'homologue d'une dégradation d'information en fonction de l'échelle.

On peut ainsi espérer, tant de l'approche mono-scalaire que de celle multi-scalaire qui est d'essence fractale, une description des interfaces, de la variation de leur perception et de leur caractéristique dans les échelles. Peut-être que cette variabilité renvoie à une loi, ce qui serait logique en fonction du postulat de l'analyse spatiale ?

8.3.3 Méandres et entrelacs : les formes de transition spatiale entre bâti et forêt

Désormais, nous pouvons croiser les informations relatives au voisinage urbain et au voisinage végétal pour déterminer les lieux centraux à mixité maximale (*LCMM*) (composés de pixels dont la valeur de bâti et de végétation est proche de 0,5) et les lieux centraux à mixité faible (*LCMF*) (composés de pixels dont la valeur est de 0,1 et de 0,9 selon le voisinage des deux ensembles). Le résultat de cette méthode simple est présenté dans la *Figure 161* ci-après.

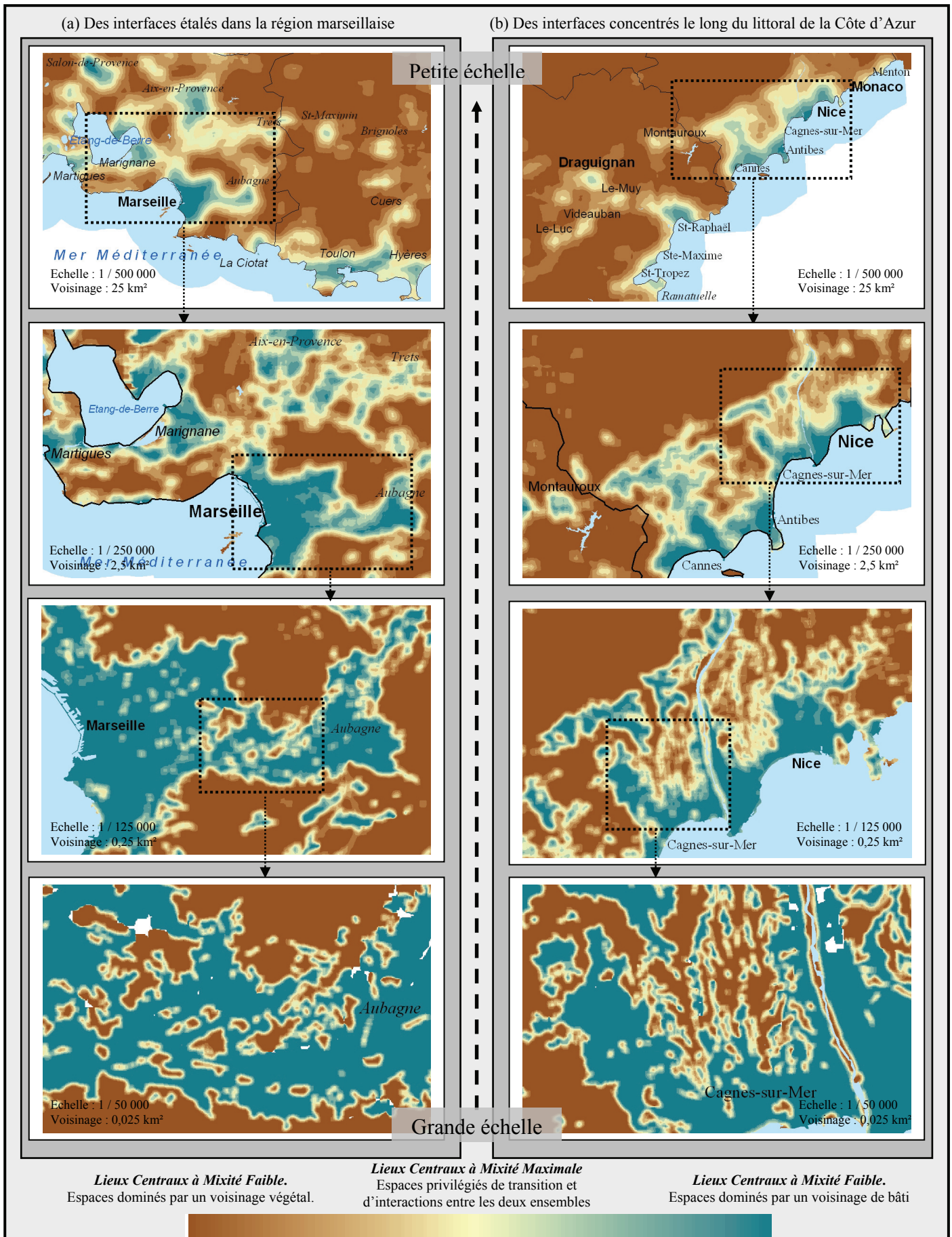


Figure 161. La transition spatiale entre bâti et forêt : des structures régionales au mitage local

On peut considérer que les *LCMM* constituent une frontière presque palpable entre le bâti et la forêt. Cette frontière (en beige dans la *Figure 161*) prend différentes formes selon que l'on se focalise sur une fenêtre de taille limitée (voisinage 3 x 3) ou sur un plus grand voisinage. Le suivi dans les échelles de l'articulation spatiale du bâti et de la végétation nous permet de caractériser un linéaire de contact (local) jusqu'à un front d'interface (global).

A un niveau d'observation régional, la frontière ainsi définie entre les agglomérations urbaines et les massifs forestiers prend plusieurs formes (grands espaces étalés et longues bandes étroites). Ces lieux sont les axes de passages privilégiés entre les aires à forts potentiels humains et les masses de végétation (proximité entre une forte densité de bâti et de forêt). De larges espaces de transition occupent le territoire. Ces lieux articulent d'abord les grands pôles urbains attracteurs et les grands massifs forestiers. On y retrouve tout le Sud des Bouches-du-Rhône (*Figure 161a* : contiguïté des périphéries urbaines de Marseille, Marignane et Aix-en-Pce) et l'arrière-pays, entre Cannes et Nice (*Figure 161b*). On peut observer ensuite de longues bandes relativement étroites à la périphérie immédiate des ensembles urbains. On retrouve dans ce cas tous les littoraux touristiques de PACA. C'est le cas du Var (*Figure 161b*) qui est structuré par deux longues bandes d'interfaces entre bâti et forêt : la première sur le littoral et la seconde dans son arrière-pays (Le Luc, Vidauban, Le Muy, Draguignan). Cette structure spatiale en deux interfaces très allongées et articulées dans l'axe du vent dominant, par le grand massif forestier des Maures, explique peut être en partie la récurrence des mises à feu et de surfaces brûlées (près de 12 000 ha à Vidauban en 2003) mais aussi les atteintes fréquentes aux infrastructures. Il semble enfin, que ces *Lieux Centraux à Mixité Maximale (LCMM)* apparaissent à l'échelle globale, puissent être les pivots d'une articulation spatiale du bâti et de la végétation. Néanmoins, si ce niveau d'appréhension d'une interface permet de comprendre l'organisation régionale, il ne suffit pas pour répondre aux besoins locaux des décideurs et des opérationnels. Leurs préoccupations sont en effet essentiellement liées au mitage local du bâti en forêt.

Au niveau le plus local, on voit ainsi apparaître une fine frontière très sinueuse entre les deux ensembles. Lorsque l'on se focalise en effet sur une petite fenêtre et que l'espace est observé à grande échelle (au sens géographique), les *LCMM* forment un entrelacs très étroit dont la sinuosité varie selon les zones examinées. Cela révèle le degré local d'interpénétration des deux ensembles (*Figure 161a* et *Figure 161b* en bas). Les lieux de transition entre deux villes (Marseille et Aubagne dans la *Figure 161a*) sont ainsi caractérisés par un linéaire d'interface très complexe.

Les caractéristiques du relief peuvent contraindre fortement la forme des interfaces. L'interpénétration du bâti et de la forêt dans la région de Cagnes-sur-Mer (*Figure 161b*) correspond ainsi aux différents talwegs qui plongent vers le littoral. La forme complexe de l'interface qui y apparaît révèle une situation locale très difficile. Cette zone est connue pour être caractéristique du problème des interfaces bâti / forêt (Carrega, 2005).

Entre les visions régionales et locales, l'articulation du bâti et de la forêt est aussi caractérisée à des niveaux intermédiaires. Ces échelons permettent d'identifier les structures des interfaces au niveau des agglomérations et des aires urbaines. L'étalement généralisé des interfaces de la Côte bleue s'y révèle (de Marseille à Martignes à l'échelle 1/250 000). A l'inverse, les interfaces autour de l'agglomération niçoise sont très concentrées à proximité immédiate des villes (Cagnes-sur-Mer, Nice). La méthodologie de cartographie des interfaces qui est construite ici semble être suffisamment souple pour pouvoir s'adapter à des questionnements locaux et globaux. L'amélioration du modèle et l'exploitation des résultats pourront se faire dans plusieurs directions. Tout d'abord, la démarche exploratoire n'est construite que sur la proximité entre le bâti et la végétation méditerranéenne. Nous avons volontairement mis de côté l'espace agricole. Cependant, cet ensemble a joué et joue encore (rente foncière) un rôle majeur dans l'évolution des contacts entre bâti et forêt notamment, par l'abandon progressif de multiples espaces agricoles qui avaient un rôle de « tampon » structurel (Hardy, 2005). La densité, exprimée en pixels, de surface agricole peut ainsi apparaître comme un paramètre positif qui nuance en quelque sorte la seule vision binaire bâti / forêt développée ici. A l'échelle locale, la morphologie des interfaces se prête à une quantification à l'aide de l'approche fractale qui est déjà utilisée pour la mesure des formes urbaines (Frankhauser et *al.*, 2003 ; Al Kalifeh, 2008) et que nous avons utilisé en montrant, à de multiples reprises, l'intérêt du concept de covariance par rapport à celui d'invariance d'échelles. En effet, il ne semble guère possible de décrire littérairement les formes de ces interfaces. Cette approche apparaît franchement limitée et on ne peut guère aller plus loin dans cette voie. Le degré de sinuosité, qui correspond au degré d'interpénétration des deux ensembles, pourra à l'avenir faire l'objet d'une mesure fractale. Pour une unité spatiale définie, la dimension fractale des interfaces devrait varier entre 1 (une ligne) et 2 (une surface). Du point de vue de la covariance, nous pouvons conjecturer que la structure morphologique devrait être de plus en plus covariante au fur et à mesure que la forme devient sinueuse et complexe. Cette complexité morphologique devrait être une unité de mesure pertinente dans le cadre de la cartographie des lieux à risque et participer à la compréhension globale du phénomène dans une logique abductive.

C'est parce que la structure spatiale perçue des Lieux Centraux à Mixité Maximale (*LCMM*) est complexe à décrire qu'il est possible d'envisager en donner une mesure en utilisant l'approche fractale. Cette mesure morphologique permettrait certes de quantifier, mais aussi de suivre dans le temps à une échelle très locale cette structure spatiale particulière tout en rejoignant les attentes des acteurs locaux. Il est donc *a priori* possible de quantifier la rugosité morphologique d'une interface dans une unité spatiale donnée. Son irrégularité étant probablement synonyme d'une plus forte dynamique entre les ensembles urbains et la végétation, et donc le signe des mises à feu potentielles. La mesure d'un « risque morphologique » pourrait donc se faire à l'échelle d'une région, d'un département, des communes, et même des lieux-dits, pour peu que l'information de base soit assez précise. Cependant, le calcul se ferait sur une information « lissée » avec plus ou moins de force en fonction de la taille de la fenêtre initiale choisie, l'information obtenue à chaque échelle ne serait pas la même. Par ailleurs, la comparaison des structures régionales en PACA avec ses régions limitrophes permettrait de mieux saisir la particularité et les récurrences structurelles des différents espaces. Cette confrontation devrait à l'avenir aller encore plus loin en effectuant un rapprochement avec les pays méditerranéens (Espagne, Italie, Grèce) ou d'Amérique (États unis, Canada). Puisque la problématique des interfaces concerne l'ensemble des pays confrontés aux incendies de forêt, il est possible de se demander si toutes les interfaces répondent aux mêmes règles structurelles. *A priori*, la méthodologie évoquée ici devrait pouvoir « s'exporter » sans trop de difficultés. Il faudra vérifier par exemple si les formes des interfaces ressemblent morphologiquement et mathématiquement à ce que nous connaissons en PACA.

L'objectif essentiel de ces quelques pages était de montrer qu'il est possible d'avoir un regard structurel sur le risque et que la morphologie des interfaces pourra, à l'avenir, nous aider à comprendre mieux encore la répartition et la fréquence des mises à feu dans l'espace. Ainsi, plus la dimension fractale de l'interface est importante, plus les interactions spatiales entre bâti et forêt doivent être nombreuses, ce qui doit conduire à une émergence plus aisée du phénomène incendiaire. Ces quelques jalons analytiques de la mesure du « risque morphologique » lié aux incendies de forêt devront par la suite être affinés et validés. Le travail à venir pour cela est assez conséquent. Nous faisons le choix de ne pas aller plus loin dans le cadre de cette thèse, le temps ne nous permettant que d'entrouvrir une piste de recherche prometteuse et pas de conclure sur le sujet. Cependant, dans les parties conclusives qui vont suivre, on pourra élargir l'horizon conceptuel et méthodologique de la notion de risque en la confrontant aux connaissances accumulées durant ce travail sur la complexité du phénomène incendiaire.

Conclusion

À un certain niveau d'abstraction, il est possible de considérer quantitativement des formes émergentes jusqu'à présent peu étudiées. Cette approche suppose de sortir des cas particuliers pour se donner la possibilité d'examiner l'origine profonde des formes qui émergent de l'activité des feux de forêt. Ceci est la posture qui a motivé notre recherche doctorale. Dans ce chapitre, ce sont les traces des feux dans l'espace qui ont été examinées par l'intermédiaire d'un cadre théorique relativement nouveau en géographie, mais auquel il a déjà été fait appel pour comprendre la morphologie des villes (Frankhauser, 1994 ; Badariotti, 2005 ; Al Kalifeh, 2008). La question de la morphogénèse, elle, reste peu évoquée, même pour la question des villes. Il s'agissait ici de poser les bases d'une recherche susceptible de répondre à cette interrogation. Bien évidemment, les pistes révélées ici devront être confrontées aux travaux des physiciens qui sont spécialistes de la morphogénèse des feux de forêt. C'est peut-être là l'avantage de la thématique des feux, par rapport à celle des villes, que de pouvoir « apprendre » puis intégrer les connaissances acquises dans une discipline qui se focalise spécifiquement sur la dynamique des processus. Dans ce contexte, les structures du phénomène, envisagées en géographie, et ses dynamiques, étudiées en physique, doivent pouvoir donner, ensemble, une appréhension correcte de la répartition du phénomène dans l'ordre des échelles.

Les empreintes spatiales du phénomène incendiaire sont rugueuses. Les analyses fractales menées durant ce chapitre, qui ont éclairé d'une façon originale les formes apparentes, nous ont permis de quantifier cette irrégularité en différenciant ainsi les traces. Les premiers résultats obtenus ouvrent des perspectives intéressantes. L'intérêt de ce type d'approche est de postuler que la forme physique peut nous informer sur les processus du phénomène. Cette approche, dite abductive, a conduit l'ensemble de nos travaux durant cette thèse, la forme portant auparavant sur des séries statistiques (hiérarchies taille / fréquence) et temporelles. Les formes physiques des incendies que nous avons étudiées, au nombre de treize, nous ont été transmises par le CEREN. Cet échantillon de traces couvre un ensemble de tailles allant de 19 ha à plus de 11 000 ha. Il est généralement admis dans la littérature que les formes physiques qui émergent d'un système dissipatif sont des formes fractales (Bak, 1990 ; Drossel et Schwabl, 1992). Il nous semblait donc logique que, disposant d'un ensemble intéressant de contours de feux recensés par satellite, nous vérifiions pour des feux réels ce qui a été pensé pour des formes artificielles simulées. La première information qui résulte de ces analyses est que l'invariance d'échelle ne se vérifie pas, ce qui est en effet le cas pour les treize feux étudiés ici.

Effectivement, si tous les contours sont bel et bien fractals, la structure morphologique est toujours covariante d'échelle, mais à des degrés divers (du simple au quadruple). Ces résultats constituent en soi une information nouvelle qui demande à être vérifiée dans d'autres contextes topo-climatiques que celui méditerranéen français. La deuxième piste analytique que nous avons suivie ici a été de segmenter l'empreinte spatiale en de multiples formes locales, et de les étudier à l'aide de la méthodologie de mesure que nous avons mise en œuvre préalablement. Pour ce faire, un maillage spécifique a été proposé et les feux « jumeaux » de Vidauban (Var, juillet 2003) nous ont servi de feux expérimentaux. Le coefficient de courbure (Cc) fait écho à la compacité morphologique de l'empreinte du phénomène. La gamme de courbure obtenue est intéressante à plus d'un titre, car elle nous permet d'imaginer un phénomène tout à fait hétérogène spatialement dans l'intensité des processus qui ont conduit à sa diffusion, sur une vingtaine de kilomètres en longueur, et sur près de huit en largeur. Cependant, cette relation entre forme et processus reste à être démontrée, d'où le besoin d'interdisciplinarité avec les physiciens et les climatologues.

Les passerelles conceptuelles et méthodologiques avec les physiciens sont d'autant plus nombreuses qu'eux aussi envisagent les structures spatiales locales avec intérêts. Il faut citer une nouvelle fois les travaux récents de physiciens français qui envisagent la diffusion du feu selon un réseau local de « petits mondes » qui interagissent ensemble pour donner au feu son empreinte globale (Porterie et *al.*, 2005c). Avec le coefficient de courbure, on aurait éventuellement sous la main un indicateur de l'efficacité de ce réseau de structures spatiales élémentaires interconnectées. L'usage de la simulation pourrait également être le moyen d'explorer plus finement la relation entre la covariance d'échelle de l'empreinte incendiaire et la superficie qu'elle occupe, c'est-à-dire la relation entre forme et processus.

Le feu de forêt est un phénomène physique certes, mais qui émerge des interactions dans l'espace entre les structures anthropiques et celles topo-climatiques. A ce stade de la thèse, on devine l'importance de penser la forme comme un élément d'articulation entre la géographie physique et la géographie humaine. Pour étayer notre raisonnement, nous avons souhaité poser les bases d'une approche morphologique du risque lié aux incendies de forêt. Dans cet objectif, la problématique de l'interpénétration du bâti et de la végétation méditerranéenne a été envisagée par des règles spatiales élémentaires (densité et gradient). L'interface Homme-forêt a donc été cartographiée en région PACA pour espérer, plus tard, faire de sa mesure morphologique un indicateur pertinent de risque.

La sinuosité, les entrelacs et autres méandres formés par l'interpénétration des deux ensembles peuvent en effet indiquer aux décideurs et aux hommes de terrain les lieux les plus exposés au phénomène, c'est-à-dire ceux qui accueillent les plus grandes zones d'interactions effectives et potentielles entre les sociétés humaines et les espaces végétalisés. Avec une abstraction d'un niveau supérieur, l'aléa et la vulnérabilité, c'est-à-dire la cause et la conséquence, ont donc plus de points communs que ce qui envisagé en restant enraciné au terrain et à son illusion d'immédiateté. En effet, la forme émergente du phénomène et celle qui émerge de l'étalement urbain peuvent être mesurées à l'aide des mêmes outils et concepts. Au-delà de l'exercice universitaire, ceci à l'avantage non négligeable d'avoir un raisonnement spatial et morphologique sur la question des risques, faisant ainsi de la forme l'unité de mesure fédératrice qui fait aujourd'hui encore défaut dans la littérature sur le sujet.

Conclusion générale

Le feu de forêt est souvent envisagé comme un « problème » à résoudre pour le bien de la communauté. Ainsi, la plupart des études sur le sujet sont menées avec comme point de mire, l'équation, le modèle ou l'indice susceptible de limiter la surprise qui accompagne le plus souvent le phénomène (localisation, fréquence, intensité). La question de la prévisibilité de l'avenir est souvent dominante et c'est dans l'explication de la réalité que sont recherchés les éléments qui sont susceptibles d'y répondre. Dans cette thèse, la posture envisagée a été de prendre « acte » du fait, en mesurant son irrégularité et son instabilité, pour faire évoluer la conception de ce phénomène. Cette recherche se place ainsi dans la continuité des travaux comme ceux de B. Mandelbrot dans lesquels l'irrégulier est un objet de recherche (en géographie, en économie, en physique, en hydrologie, etc.). Ce dernier évoque d'ailleurs une théorie de la rugosité qui s'oppose à la clôture habituelle des disciplines (Mandelbrot, 2000). La rugosité implique ainsi d'adopter un raisonnement qui dépasse les spécificités disciplinaires pour tendre vers des fonctionnements plus universels qui les transcendent. Aussi, sa mesure nécessite une abstraction soutenue grâce à la notion de dimension fractale.

L'intérêt d'une approche géographique pour la thématique des feux de forêt est d'envisager le phénomène feu de forêt dans une dimension scalaire. Si elle n'est pas spécifique à la géographie, elle trouve d'ailleurs son origine en physique, elle peut y être explorée dans les aspects spatiaux et temporels du phénomène, et conjuguer à la démarche multi-échelles, la mesure du transscalaire. Traditionnellement, l'aléa désigne l'intensité du phénomène et son occurrence. L'apport de cette thèse a été de proposer la dimension scalaire comme un nouvel élément permettant de l'appréhender (multi-échelles) et de le quantifier (approche fractale de la relation tailles / fréquences et des formes émergentes). Surtout, cette approche est fédératrice, puisqu'elle est tout aussi pertinente pour la notion de vulnérabilité (sauf dans ses aspects sociologiques difficilement quantifiables). C'est donc bien par un raisonnement quantitatif, structurel et morphologique que la notion de risque gagnera, à l'avenir, à être étudiée.

Pour la première fois depuis sa conception, la base de données *Prométhée*⁸³ a été exploitée pour en extraire la nature profonde du phénomène, c'est-à-dire comme système dissipatif non linéaire. Notre zone d'étude a été le bassin méditerranéen français. Plus précisément, les régions PACA, Languedoc-Roussillon et Corse de 1973 à 2006 ont servi d'exemples pour la mesure de l'instable et du rugueux dans la nature et ce, grâce à des outils et des principes que nous avons fait largement évoluer. Cette voie de recherche encore peu explorée dans cette thématique, en France surtout, nous a donné les moyens de poser des jalons analytiques et conceptuels pour mieux comprendre la nature imprédictible du phénomène feu de forêt. Ces éléments nous ont permis de faire évoluer la notion de régime de feu par une approche novatrice centrée sur l'analyse de la répartition du phénomène dans les échelles.

La relation étroite entre les tailles et les fréquences des incendies de forêt, relation par ailleurs bien connue des géographes pour les hiérarchies urbaines, a été notre porte d'entrée pour caractériser la variation spatiale et temporelle de ce phénomène complexe. La non-linéarité des interactions entre des variables de nature différente (physique, climatique, anthropique) ainsi que le principe de la sensibilité aux conditions initiales sont les deux clefs explicatives de cette complexité. Elles restent néanmoins à être explorées plus spécifiquement dans le futur. Nous rappelons brièvement les étapes de l'analyse scalaire que nous avons développée au cours de cette thèse.

- ❖ Partant du constat que les séries statistiques relatives à la relation entre les tailles et les fréquences des incendies de forêt n'étaient jamais gaussiennes, nous nous sommes appuyés sur de nombreux travaux à l'étranger permettant de penser que la loi puissance était pertinente dans ce cas précis.
- ❖ Dans la nature, de nombreux phénomènes auxquels les chercheurs se confrontent (physique, biologie, systèmes humains) exhibent cette structuration particulière qui nous indique une invariance d'échelle donc, en théorie pour le sujet étudié ici, des feux sans limites de taille.
- ❖ Cela étant, et comme nous nous sommes attachés à le démontrer, il est possible de rencontrer des distributions qui ne se linéarisent pas dans un graphique bi-logarithmique, mais qui, au contraire, exhibent une courbure que nous avons étudiée. Cette courbure donne à penser que les rapports d'échelles ne sont pas constants (covariance d'échelle).

⁸³ La base *Prométhée* recense les feux depuis 1973 dans le bassin méditerranéen français, disponible sur : www.promethee.com

Cette structuration statistique, représentée par un paramètre C_c dans une relation polynomiale du second degré, dévoile par ailleurs un caractère variable selon les espaces et les périodes. Ceci en fait un indicateur intéressant des régimes de feux de forêt, donc un moyen innovant et reproductible de différenciation spatiale à même de compléter les travaux existants sur le sujet.

- ❖ À ce niveau de compréhension du phénomène, il semblait évident de se pencher sur sa dimension temporelle qui est la plus « perturbante » pour les observateurs. Or, l'activité incendiaire, étudiée dans une perspective chronologique à l'instar des chroniques boursières ou hydrologiques, exhibe là aussi des propriétés spécifiques qui accèdent la prise de recul conceptuelle pour en saisir la nature complexe et imprévisible.
- ❖ Les séries « d'avalanches de feux »⁸⁴ peuvent surprendre l'observateur, même expérimenté, par leur nombre, leur intensité ou par leur absence. La surprise est donc de trouver une signature statistique du phénomène feu qui semble proche de l'activité boursière ou hydrologique. Un outil statistique pertinent, issu de ces domaines, a ainsi été envisagé pour quantifier la probabilité d'émergence d'un cygne noir incendiaire, événement qui bouleversera lors de son émergence la statistique établie préalablement. L'irrégularité dans l'enchaînement chronologique des feux est intrinsèque au phénomène. Sa mesure permet une différenciation novatrice des régimes locaux, départementaux et régionaux de feux de forêt.
- ❖ Après avoir successivement envisagé les propriétés émergentes du système dans leur dimension hiérarchique et temporelle, il restait enfin à engager une première approche sur les formes physiques. Il est généralement admis dans la littérature sur le sujet que les formes physiques qui émergent d'un système dissipatif sont des formes fractales (Bak, 1990 ; Drossel et Schwabl, 1992). Disposant d'un ensemble intéressant de contours de feux recensés par satellite, nous devons bien évidemment vérifier pour des feux réels ce qui a été pensé pour des formes artificielles simulées. Les premiers résultats obtenus nous indiquent la pertinence d'une approche covariante d'échelle pour la dimension physique du phénomène feu de forêt.

⁸⁴ Expression qui fait référence au fonctionnement similaire d'un tas de sable, évoqué par P. Bak, dont les avalanches s'auto-organisent et surprennent en permanence tous les observateurs, même les plus avertis (Bak, 1997).

- ❖ Ce phénomène émerge principalement de l'interaction entre l'homme et son milieu. Dans une volonté d'ouverture, les interfaces entre les objets anthropiques et végétaux ont été modélisées pour montrer combien ces deux systèmes spatiaux sont étroitement liés, et combien des générations d'étalement urbain et de croissance végétale ont créé des formes spatiales complexes qui restent à mesurer. Cette possible mesure de la vulnérabilité ouvre des perspectives majeures pour la question des risques, en proposant un raisonnement spatialisé, morphologique, quantitatif, donc reproductible sur cette question.

La nature complexe du phénomène feu de forêt donne à voir des formes irrégulières, des enchaînements chronologiques non périodiques et une structuration hiérarchique proche de l'auto-similarité. L'apport de cette thèse a été de proposer différentes méthodes reproductibles pour mesurer ces propriétés, dites émergentes.

La démarche multi-scalaire nous a permis de mettre en perspective les résultats obtenus à chaque échelle, et ce, dans une dimension spatiale autant que temporelle. L'intérêt majeur de ce type d'approche et de ce niveau d'abstraction est de s'articuler aux travaux déjà établis sur le feu, principalement en climatologie et en physique. Ces disciplines se focalisent culturellement à très petite ou à très grande échelle ; la géographie peut donc apparaître comme une science fédératrice pour le sujet. On a pu démontrer que les propriétés émergentes peuvent prendre différents visages selon que l'on se situe en marge ou en plein cœur du climat méditerranéen, selon que les espaces sont fortement fragmentés par les infrastructures humaines ou totalement végétalisés, ou bien que l'on observe des espaces littoraux ou des arrière-pays. La fractalité du phénomène feu de forêt est donc un sujet d'analyse spatiale tout à fait pertinent, car il suppose d'aller chercher dans l'organisation et la spécificité des territoires les raisons de cette différenciation spatiale. Néanmoins, la nature du phénomène restant constante quels que soient les lieux, les périodes ou les échelles, le rôle déterminant de l'espace s'en trouve nuancé. À l'avenir, il faudra nécessairement établir plus précisément sa place dans la dynamique globale de ce système complexe. Ceci incarnera les travaux qui vont émaner naturellement de cette recherche doctorale. D'autre part, il semblera judicieux d'élargir encore l'horizon de cette recherche en vérifiant ailleurs la pertinence des résultats obtenus ici. C'est ainsi qu'une coopération européenne sur le sujet serait susceptible de faire évoluer encore nos propos et d'améliorer en conséquence notre conception de ce phénomène. Enfin, il faut évoquer l'importance de l'abstraction qui est une condition essentielle pour comprendre la nature irrégulière et incertaine du feu de forêt.

Si l'abstraction que nous avons mise en œuvre ici pour décrire les états statistiques, chronologiques ou physiques du feu de forêt dépasse celle qui est traditionnellement acquise, elle n'est pourtant pas suffisante, car on ne dispose pas d'une référence théorique globalisante à laquelle se référer pour rendre compte de la structuration du phénomène dans l'ordre des échelles. La *Théorie de la Relativité d'Échelle* (TRE) est une extension, développée par Laurent Nottale depuis une vingtaine d'années, du principe de la relativité d'Einstein (Nottale, 1993, 1996 ; Nottale, Chaline et Grou, 2000). Cette théorie évoque que « *Les lois de la nature doivent être valides dans tout système de coordonnées, quel que soit son état de mouvement et d'échelle* » (Nottale, 1998). Plusieurs tests expérimentaux ont été menés depuis quelques années au sein de la physique des particules, de la cosmologie et des systèmes chaotiques.

Aujourd'hui, ces considérations dépassent de loin les moyens que nous avons su mettre en œuvre dans cette thèse. Néanmoins, pour la géographie, cette approche pourrait participer à l'objectivation des formes (physiques et humaines), alors qu'elles sont traditionnellement perçues comme des sujets (selon la science classique cartésienne). La morphogenèse est une question centrale à laquelle la géographie s'attelle depuis quelques années, car elle transcende tant la géographie physique que la géographie humaine. Il semble que des théories comme celle de la *Relativité d'Échelle* pourraient nous apporter les moyens de rendre compte plus globalement et plus précisément de la répartition dans les échelles des incendies de forêt, donc des variations spatiales (limites et hiérarchies) et temporelles (instabilité) qui en résultent ainsi que les formes qui en émergent. La thématique du feu de forêt est ainsi un champ disciplinaire supplémentaire pour la compréhension de l'espace différencié et l'explication fondamentale de la morphologie et de la morphogenèse.

À l'issue de cette recherche doctorale, une définition du phénomène feu de forêt peut être avancée, définition qui rassemble les différents points abordés dans ce manuscrit. Ainsi, les formes incendiaires observables (statistiques et spatiales) peuvent être envisagées comme émergentes d'un système dissipatif non linéaire dans lequel ordre et chaos alternent et se complètent à travers de vastes gammes d'échelles temporelles et spatiales.

Nécessaire scientifiquement, l'abstraction mise en œuvre ici devait également être au service de la collectivité, c'est d'ailleurs ce qui a motivé notre partenariat avec le Centre d'Essais et de Recherche de l'Entente (CEREN), et le financement par la région PACA de cette thèse. Il est ainsi logique de terminer ce manuscrit en reprenant de manière synthétique les règles de bon sens abordées successivement dans cette thèse.

Il ne faut pas trop accorder de crédit aux raisonnements prédictifs qui ne tiennent pas compte de la non-linéarité du phénomène. Au contraire, la voie la plus raisonnable à long terme est d'accepter de vivre avec un phénomène qui est intrinsèquement imprédictible. Seule sa capacité d'adaptation et de réactivité conditionnera l'aptitude de la société humaine à cohabiter, à moindre mal, avec un phénomène comme le feu de forêt. La lourdeur administrative et la myriade de compétences partagées entre différents services ne sont pas de nature à augmenter ces qualités indispensables. Il est donc peu judicieux de construire une ligne Maginot pour se prémunir d'un phénomène très fluctuant. C'est dans ce contexte qu'il faut envisager sur le long terme le système de prévention et de lutte pour optimiser encore sa souplesse quotidienne. En conséquence, la mobilité des moyens d'un territoire à un autre, que ce soit entre départements, entre régions ou entre pays, est une condition imposée par la nature irrégulière du phénomène. Il est donc indispensable d'étoffer encore les « *nouvelles formes de coopération territoriale, en tant qu'instrument stratégique de constitution d'un ensemble interrégional et transnational cohérent* » (Carrière, 2002). Cette thèse fait donc écho aux stratégies du long terme plus qu'à l'action de lutte engagée sur chaque feu.

Enfin, et pour finir, il est indispensable de prendre conscience du faible intérêt sauf d'un point de vue juridique et politique, d'envisager les grands feux de manière spécifique en subodorant *a posteriori* les raisons de leur caractère surprenant. La nature fondamentale du système nous enseigne qu'à l'état critique, c'est-à-dire lorsque l'énergie s'est suffisamment accumulée, les entrées les plus banales et les plus petites dans le système peuvent causer des événements d'une grandeur colossale durant des périodes d'activités intermittentes. En d'autres termes, une petite cause peut conduire à un très grand effet, et ce, sans que rien la distingue des autres grains de sable. Cette approche explique par exemple pourquoi la prévision de la taille des futurs feux ainsi que l'instant de leur émergence est tout à fait impossible. Bien entendu, ceci ne remet pas en cause la nécessité d'entretenir au sein de la population des règles de bon sens pour une cohabitation homme / forêt la moins problématique possible. Bien au contraire, puisque c'est justement par une prévention plus accrue sur les comportements quotidiens et les actions banales que l'on pourra encore faire baisser la probabilité d'émergence des très grands feux.

La compréhension de la nature profonde du phénomène a donc l'intérêt « pratique » d'amplifier la vigilance de notre société et donc d'argumenter pour l'augmentation de sa souplesse adaptative multi-scalaire face à la variabilité intrinsèque des incendies de forêt.

Bibliographie

(par ordre alphabétique)



1. **ADAMIC L.A.** et **HUBERMAN B. A.** (1999) *The nature of markets in the World Wide Web*. Quarterly Journal of Electricity. Disponible à : <http://ssrn.com/abstract=166108>
2. **AIELLO W.**, **CHUNG F.** et **LU L.** (2000) *A random graph model for massive graphs*. In Proceedings of the 32nd Annual ACM Symposium on Theory of Computing, pp. 171–180, Association of Computing Machinery, New York
3. **AKI K.** (1981) *A probabilistic synthesis of precursory phenomena*, In D. Simpson and P. Richards (eds), *Earthquake Prediction*, Amer. Geophys. Union, Washington, D.C., pp. 566–574.
4. **ALEXANDER M.E.** (1998). *Crown fire thresholds in exotic pine plantations of Australasia*. Australian National University, Canberra, Australian Capital Territory. 228 p.
5. **ALEXANDRIAN D.** et **GOUIRAN M.** (1990) *Les causes d'incendies de forêt, levons le voile*, Revue Forestière Française, Numéro Spécial.
6. **ALEXANDRIAN D.** (1995). *Coastal Forest Reconstruction and Protection Project - Republic of Croatia*. Banque mondiale, Washington. 93 p.
7. **ALEXANDRIAN D.**, **ESNAULT F.** et **CALABRI G.** (1998) *Feux de forêt dans la région méditerranéenne*. Dans *Réunion de la FAO sur les politiques publiques concernant les feux de forêt, tenue à Rome (Italie) du 28 au 30 octobre*. Disponible sur : (<http://www.fao.org/docrep/x1880f/x1880f07.htm>)
8. **AL KALIFEH S.** (2008) *L'apport de la télédétection dans l'observation de l'étalement urbain, L'exemple de l'agglomération d'Avignon-France*, thèse de doctorat, Université d'Avignon et des Pays de Vaucluse.
9. **ALLEN P.** (1997) *Cities and regions as self-organizing systems: models of complexity*. Amsterdam, Gordon and Breach.
10. **AMOURIC H.** (1992) *Le feu à l'épreuve du temps : témoins et arguments*. Narration, Aix-en-Provence, 1992, 256 p.
11. **ANON.** (1995) *Analyse des causes des feux de forêt en Grèce*. In : *Les incendies de forêt en région méditerranéenne*. Options méditerranéennes, n°25, pp. 33-39.
12. **ANNUAIRE DEMOGRAPHIQUE** (1992) Nations-Unis. Cité par Laherrère (1996).
13. **ARLINGHAUS S.L.** (1993) *Central place fractals: theoretical geography in urban setting*. In *Fractals in geography*, New Jersey, pp.213-227.
14. **ARNOULD P.** (2001) *Les forêts : entre nature et société, coordination et introduction*, n° thématique du *Bulletin de l'Association de Géographes Français*, *Géographies*, 2 juin, pp. 107-110.

15. **ARNOULD P.** (2005) *Forêts : incendies et tempêtes, des risques récurrents ?* In : Wackermann G. (dir) *La géographie des risques dans le monde*, (2^{ème} Ed.) Paris, Ellipses Marketing, 504 p., pp.131-159.
16. **AUERBACH F.** (1913) *Das Gesetz der Bevölkerungskonzentration*. Petermanns Geographische Mitteilungen n°59, pp. 74–76.

B

17. **BADARIOTTI D.** (2005) *Des fractales pour l'urbanisme ? Quelques pistes de réflexion à partir de l'exemple de Strasbourg-Kehl*, in Cahiers de Géographie du Québec, 49, 133-156.
18. **BADIA-PERPINYÀ A., PALLARES-BARBERA M.** (2006) *Spatial distribution of ignitions in Mediterranean periurban and rural areas: the case of Catalonia*. International Journal of Wildland Fire 15, 187–196.
19. **BAILLY A.** (dir) (1996) *Risques Naturels, risques de sociétés*, Paris, Economica.
20. **BAK P., TANG C., WIESENFIELDS K.** (1987) *Self-organized criticality: An explanation of the 1/f noise* Phys. Rev. Lett. 59, 381–382.
21. **BAK P., TANG C. et WIESENFELD K.:** (1988) *Self-organized criticality*, Phys. Rev. A 38, 364–374.
22. **BAK P. et TANG C.** (1989) *Self-organized criticality in a stick-slip process* J. Geophys. Res. 94, 15635–15637.
23. **BAK P. et TANG C.** (1989) *Earthquakes as a self-organized critical phenomenon*, J. Geophys. Res. 94, 15,635–15,637.
24. **BAK P., CHEN K. et TANG C.** (1990) *A forest-fire model and some thoughts on turbulence*, Phys.Lett. A 147, 297–300.
25. **BAK P. et SNEPPEN K.** (1993) *Punctuated equilibrium and criticality in a simple model of evolution*. Phys. Rev. Lett. 74, 4083–4086.
26. **BAK P. et PACZUSKI M.** (1995) *Complexity, contingency, and criticality*. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America 92: 15 pp.6689-6696.
27. **BAK P.** (1997) *How Nature Works*, Oxford Univ. Press, Oxford.
28. **BAKER W.L.** (1989) *Effect of scale and spatial heterogeneity on fire-interval distributions*. Canadian Journal of Forestry. 19:700-706.
29. **BARBUT M.** (1993) *Pareto et la statistique. L'homme extrême de Pareto : sa postérité, son universalité*. In *Pareto aujourd'hui* (Dir. Bouvier A.) Presses universitaires de France éditeur, Paris, pp.85-109
30. **BARABÁSI A.L. et ALBERT R.** (1999) *Emergence of scaling in random networks*. Science 286, 509–512.

-
31. **BASSINGTHWAIGHTE J.B., RAYMOND G.M.** (1994) *Evaluating rescaled range analysis for time series*, Ann Biomed Eng.
 32. **BEAUFAL C.** (2000) *Analyse des incertitudes dans une estimation probabiliste de l'aléa sismique, exemple de la France*, Thèse de doctorat, Université Joseph Fournier, Grenoble 1.
 33. **BENAVENT-CORAI J., ROJO C., SUARREZ-TORREZ J., VELASCO-GARCIA L.** (2007) *Scaling properties in forest fire sequences: The human role in order of Nature*. Ecological Modelling, n°205, pp.336-342
 34. **BLOOMFIELD P.** (1992) *Trends in global temperature*, Climate Change, 21, 1-16.
 35. **BOFFETTA G, CARBONE V., GIULIANI P., VELTRI P., VULPIANI A.** (1999) *Power laws in solar flares: self-organized criticality or turbulence?* Phys. Rev. Lett. 83, 4662–4665.
 36. **BONNEFOY J.L.** (1993) *Fréquentation des commerces et services : approches des comportements communaux*, Mappemonde n°4, pp.40-41
 37. **BONNEFOY J.L.** (2002) *Une approche géographique de l'interaction entre le matériel et l'idéal par le complexe et l'artificiel*. Colloque Géopoint : l'idéal et le matériel en géographie. Avignon, 30-31 Mai.
 38. **BONNEFOY J.L., DAUDE E., ELLERKAMP P. et REDJIMI M.** (2005) *Simulations et territoires artificiels : position de recherche*, soumis à *L'Espace Géographique*.
 39. **BONNEFOY J.L.** (2005) *Etude de géographie théorique et expérimentale*. HDR de l'Université de Provence (3 vol.).
 40. **BOUCHAUD J.P.** (1995) *More Lévy distributions in physics*. In M. F. Shlesinger, G. M. Zaslavsky, and U. Frisch (eds.). *Lévy Flights and Related Topics in Physics*, n°450 in Lecture Notes in Physics, Springer, Berlin.
 41. **BOUCHAUD J.P. et MEZARD M.** (2000) *Wealth condensation in a simple model of economy*. Physica A **282**: 3-4 pp.536-545.
 42. **BOUISSET CH.** (1998) *Incendies de forêts méditerranéens : limites, marges, frontières (Des seuils écologiques aux limites politico-administratives, du local à l'européen, un siècle de gestion des incendies en France, Espagne et Italie)*, Thèse de doctorat, Université d'Avignon et des Pays de Vaucluse, 376 p.
 43. **BOURGOIN D.** (2002) *Une stratégie de grandes coupures dans le département des Pyrénées-Orientales (France)*, dans Acte du Forum européen Feux de forêts, Stratégies de prévention des incendies dans les forêts d'Europe du Sud, (Bordeaux, 31 janv.-02 fév. 2002), Bordeaux, Éditions Préventique, pp. 113-121.
 44. **BOUTOT A.** (1993) *L'invention des formes*, Paris, Odile Jacob.
 45. **BOUYSSOU J.** (1997) *Théorie générale du risque*, Paris, Economica.
-

-
46. **BOYRIE J.C.** (1993) *La codification des formations végétales détruites ou parcourues par les feux de forêt*. Dans *Les incendies de forêt en région méditerranéenne - Constitution et utilisation des bases de données*, Montpellier (France), pp 159-163.
47. **BRIDGE S.R.J., MIYANISHI K.** et **JOHNSON E.A.** (2005) *A critical evaluation of fire suppression effects in the boreal forest of Ontario*. *Forest Science*, 51, 41–50.
48. **BROWN J.H., GUPTA V.K., LI B.L., MILNE B.T., RESTREPO C.** et **WEST G.B.** (2002) *The fractal nature of nature: power laws, ecological complexity and biodiversity*. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London, Series B*, 357, 619–626.
49. **BRUYN B., FREISSINET C.** et **VAUCLIN M.** (2001) *Utilisation couplée de l'analyse spatiale et de l'arithmétique floue*, Gestion spatiale des risques, ouvrage collectif sous la direction de G Brugnot, Ed. LAVOISIER, pp. 47-62
50. **BURROUGHS S.M.** et **TEBBENS S.F.** (2001) *Uppertruncated power laws in natural systems*. *Pure and Applied Geophysics*, 158, 741–757.
51. **BURROWS N.D.** (1994) *Experimental development of a fire management model for Jarrah (Eucalyptus marginata Donn ex. Sm) forest*. PhD thesis. Canberra, Australia: Australian National University, Department of Forestry. 293 p.
52. **BURTON I., KATES R.W.** et **WHITE G.F.** (1978) *The environment as hazard*, New York, Oxford University Press, 260 p.
53. **BYRAM G.M.** (1959) *Combustion of forest fuels*, in Davis K.P. 1959, *Forest Fire: Control and use*. Mac Graw-Hill Book Co., New York : 61-89.
- 6
54. **CAJUEIRO D.O.** et **TABAK B.M.** (2004) *The Hurst exponent over time: testing the assertion that emerging markets are becoming more efficient*, *Physica A* 336, 521–537.
55. **CALABRI G.** (1986) *Prévention des incendies de forêt : information et éducation du public*. Séminaire sur les Méthodes et matériels à utiliser pour prévenir les incendies de forêt, Valence, Espagne, 8 p.
56. **CANAKCIOGLU H.** (1986) *Forest fires and fire problems in Turkey*. Séminaire sur les Méthodes et matériels à utiliser pour prévenir les incendies de forêt, Valence, 10 p.
57. **CANTOR G. (1883)** *Über unendliche, lineare Punktmannigfaltigkeiten* (traduction : *Sur les ensembles infinis et linéaires de points*). Série de cinq articles. *Acta Mathematica*. N°2.
58. **CAMIA A., BOVIO G., AGUADO I.** et **STACH N.** (1999) *Meteorological danger indices and remote sensing*. Dans *Remote Sensing of Large Wildfires in the European Mediterranean Basin*, édité par E. Chuvieco (Berlin: Springer-Verlag), pp. 39–59.
59. **CARLSON J.M.** et **DOYLE J.** (1999) *Highly optimized tolerance: a mechanism for power laws in designed systems*. *Physical Review E*, 60, 1412–1427.
-

-
60. **CARLSON J.M.** et **DOYLE J.** (2000) *Highly optimized tolerance: Robustness and design in complex systems*. Phys. Rev. Lett. 84, 2529–2532
 61. **CARLSON J.M.** et **DOYLE J.** (2002) *Complexity and robustness*. Proceedings of the National Academy of Sciences USA, 99, 2538–2545.
 62. **CARREGA P.** et **WYBO J.L.** (1992) *Vers une évaluation intégrée du risque d'incendie de forêt*, Revue d'analyse spatiale quantitative et appliquée, n°32, pp.49-57
 63. **CARREGA P.** (1994) *Risque de feu de forêt et habitat dispersé dans le Sud de la France*. Finisterra, vol. XXVII, n° 53-54, pp. 95-114.
 64. **CARREGA P.** et **NAPOLI A.** (2002) *Climat, Fœhns et incendies de forêts*, Publications de l'Association Internationale de Climatologie, Vol. 14, pp. 35-43.
 65. **CARREGA P.** (2005) *Le risque d'incendie en forêt méditerranéenne semi-urbanisée : le feu de Cagnes-sur-Mer (31 août 2003)*, L'Espace Géographique, 4, pp. 305-314
 66. **CARREGA P.** et **FOX D.** (2006) Wind and fire propagation experiments conducted in the field : examples from the Alpes-Maritimes department, France, EGU Congress, Vienna, Austria, 16-29 april 2005, poster.
 67. **CARREGA P.** et **FOX D.** (2006) Detailed measurements of natural and fire generated winds in the field. First conclusions of experiment conducted in Alpes-Maritimes (France) 2004-2006, in Forest Fire Research & Wildland Fire Safety, Rotterdam, Millpress, Cd-Rom. (Proceedings of the Vth International Forest Fire Conference, Coimbra, Portugal, November 2006)
 68. **CARRERAS B.A.**, **NEWMAN M.E.J.**, **DOBSON I.** et **POOLE A.B.** (2001) *Evidence for self-organized criticality in electric power system blackouts*. In 34th Hawaii International Conference on System Sciences, IEEE Computer Society.
 69. **CARRIERE J.P.** (2002) *L'aménagement du territoire en Europe : vers une approche polycentrique multiscalaire*, XXXVIIIème Colloque de l'ASRDLF - Trois-Rivières.
 70. **CATRY F.**, **DAMASCENO P.**, **SILVA J.S.**, **GALANTE M.** et **MOREIRA F.** (2007) *Spatial Distribution Patterns of Wildfire Ignitions in Portugal*, 4th International Wildland fire Conférence, Séville, 10 p.
 71. **CEE** (1996) *Les feux de forêt dans le sud de l'Union Européenne 1989-1993 – Étude préparatoire à l'installation du système communautaire d'information sur les feux de forêt*.
 72. **CESARI V.**, **PROSPER-LAGET V.** et **ELLERKAMP PH.** (2004) *Modélisation des relations entre la teneur en eau de végétaux marqueurs du risque d'éclosion d'incendie et données satellitales*, Université d'Avignon - Ministère de l'Intérieur, CSSI (Rapport d'activité contrat PAREFEU), 46 p.
 73. **CESARI V.**, **DURIEUX L.**, **PROSPER-LAGET V.** et **ELLERKAMP PH.** (2004) *Cartes de risque d'éclosion de feu : méthodologie et application à la zone Parefeu*, Université d'Avignon, Ministère de l'Intérieur, CSSI Rapport d'activité contrat PAREFEU, 65 p.
-

-
74. **CHANDOUL H.** (1986) *Le problème des feux de forêt en Tunisie*. Séminaire sur les Méthodes et matériels à utiliser pour prévenir les incendies de forêt, Valence, Espagne, 15 p.
 75. **CHALINE C., DUBOIS-MAURY J.** (1994) *La ville et ses dangers. Prévention et gestion des risques naturels, sociaux et technologiques*. Paris, Masson, coll. Pratiques de la géographie, 247 p.
 76. **CHALLOT A.** (2004) *Forêt Méditerranéenne et incendies dans l'histoire*, Revue Forestière Française, Tome XXV, n°4, déc. 2004, pp.249-258.
 77. **CHAM'S (1994)** *Enseigner les risques naturels*, Paris, Anthropos, Reclus.
 78. **CHANG C.M.** (1994) *Différents aspects concernant le grand simulacre de séisme et de tsunami de Lima et Callao*. Colloque international « Croissance urbaine et risques naturels » (Clermont-Ferrand. université Blaise Pascal, 2-3 décembre 1994), recueil des « résumés étendus », université Blaise Pascal et Ceramac.
 79. **CHARDON A.C. et THOURET J.C.** (1994) *Cartographie de la vulnérabilité globale d'une population citadine face aux risques naturels : le cas de Manizales (Andes de Colombie)*, Mappemonde, 4 : 3740. Numéro spécial « Les risques naturels ».
 80. **CHARRE J.** (2004) *Un objet géographique : les territoires à risque. Un indicateur : les probabilités*, In : « Objets et indicateurs géographiques », Éditions Actes Avignon, p. 308-316.
 81. **CHARRE J.** (2000) *L'événement spatial*, L'espace géographique n°3, participation à l'article de EPEES, p. 193-199, participation au débat du Comité de rédaction, p. 200-217.
 82. **CHARRE J.** (2000) *Le pourquoi et le pourquoi pas*, Géopoint 2000 : « L'explication en Géographie », Groupe Dupont et UMR ESPACE 6012 du CNRS éditeurs. p. 287-290.
 83. **CHARRE J.** (2004) *Spaghetti et tagliatelles, méandres et anticyclones*, dans *La forme en Géographie*, Actes du colloque Géopoint, Avignon, juin 2004 (exposé de clôture du colloque), Groupe Dupont et UMR ESPACE 6012 du CNRS éditeurs. p. 483-484.
 84. **CHEN J., THORP J.S. et PARASHAR M.** (2001) *Analysis of electric power disturbance data*. In 34th Hawaii International Conference on System Sciences, IEEE Computer Society.
 85. **CHENEY N.P., GOULD J.S. et CATCHPOLE W.R.** (1993) *The influence of fuel, weather and fire shape variables on fire-spread in grasslands*, International Journal of Wildland Fire, vol. 3, no. 1, pp. 31-44.
 86. **CHEVROU R.B.** (1992) *Modélisation de la progression des feux de forêt, phénomène chaotique*. Revue Forestière Française, 44, pp 435-445.
 87. **CHEVROU R.B.** (1993) *Base de données DFCI pour prévoir et simuler la progression du feu*. Les incendies de forêt en région méditerranéenne - Constitution et utilisation des bases de données, Montpellier (France), pp 137-146.
-

-
88. **CHEVROU R.B., DELABRAZE P., MALAGNOUX M. et VELEZ R.** (1995) *Les incendies de forêt en région méditerranéenne : constitution et utilisation des bases de données.* CIHEAM-IAMM, 191 p. Options Méditerranéennes : Série A. Séminaires Méditerranéens ; n. 25.
 89. **CHEVROU R.B.** (1996) *Les modèles feu de forêt et leur utilisation pour la prévention.* Revue Forestière Française, 48, pp 446-462.
 90. **CHEVROU R.B.** (1998) *Prévention et lutte contre les grands incendies de forêts.* Forêt méditerranéenne, XIX, pp 41-64
 91. **CHEVROU R.B.** (1999) *Analyse des données "incendies de forêts" du socle commun CEE et pays méditerranéens.* Atelier sur l'utilisation des bases de données sur les incendies de forêt en région méditerranéenne, Tétouan (Maroc), 14 p.
 92. **CHEVROU R.B.** (1999) *Base de données incendies de forêt - Utilisation de données supplémentaires. Météorologie – Cartographie.* Atelier sur l'utilisation des bases de données sur les incendies de forêt en région méditerranéenne, Tétouan (Maroc), 4 p.
 93. **CHOU Y.H., MINNICH R.A., SALAZAR L.A., POWER J.D. et DEZZANI R.J.** (1990) *Spatial autocorrelation of wildfire distribution in the Idyllwild quadrangle, San Jacinto mountain, California.* Photogrammetric Engineering & Remote Sensing. Vol. 56(11):1507-1513.
 94. **CHOU Y.H.** (1993) *Spatial autocorrelation and weighting functions in the distribution of wildland fires.* International Journal of Wildland Fire. 2(4):169-176.
 95. **CHRISTENSEN K., FLYVBJERG H. et OLAMI Z.** (1993) *Self-organized critical forest-fire model: Meanfield theory and simulation results in 1 to 6 dimensions,* *Phys. Rev. Lett.* **71**, 2737–2740.
 96. **CHRISTENSEN K., DANON L., SCANLON T. et BAK P.** (2002) *Unified Scaling Law for Earthquakes* Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, Vol. 99, No. 3, Supplement 1: Arthur M. Sackler Colloquium of the National Academy of Sciences. Sackler Colloquium on *Self-Organized Complexity in the Physical, Biological, and Social Sciences*, pp. 2509-2513
 97. **CHUVIECO E. et CONGALTON R.G.** (1989) *Application of remote sensing and geographic information systems to forest fire hazard mapping,* Remote Sensing Environment, 29, pp. 147-159.
 98. **CHUVIECO E. et MARTIN M.P.** (1994) *A simple method for fire growth mapping using AVHRR channel 3 data.* International Journal of Remote Sensing, 15, pp 3141-3146.
 99. **CLAR S., DROSSEL B. et SCHWABL F.** (1994) *Scaling laws and simulation results for the self-organized critical forest-fire model.* Physical Review E, 50, 1009–1018.
 100. **CLAR S., DROSSEL B. et SCHWABL F.** (1996) *Forest fires and other examples of self-organized criticality,* J. Phys. Cond. Mat. 8, 6803–6824.
-

-
101. **CLEMENT V.** et **JAPPIOT M.** (2004) *La loi et la carte : deux outils de gestion du risque d'incendie dans les forêts méditerranéennes*. Bulletin de l'Association des Géographes Français (BAGF).
 102. **CLEMENT V.** (2004) *La France méditerranéenne en feu : retour sur les incendies de forêts de l'été 2003*, Géoconfluence, N°5.
 103. **CLEMENT V.** (2005) *Les feux de forêt en Méditerranée : un faux procès contre la Nature*. L'Espace Géographique, Tome 34, pp. 289-304
 104. **COCHRANE M.A., ALENCAR A., SCHULZE M.D., SOUZA C.M., NEPSTAD D.C., LEFEBVRE P.** et **DAVIDSON E.A.** (1999) *Positive feedbacks in the fire dynamic of closed canopy tropical forests*. Science **284** : pp. 1832-1835.
 105. **COLIN P.Y., JAPPIOT M.** et **MARIEL A.** (2001) *Protection des forêts contre l'incendie*, Rome, FAO/CEMAGREF, Cahier FAO Conservation n°36, 149 p.
 106. **CONSERVATOIRE DE LA FORET MEDITERRANEENNE** (1996) *Opération PROMETHEE - Manuel utilisateur pour la mise à jour de la base de données* (version 2, 1996). 29p.
 107. **COUILLARD M.** et **DAVISON M.** (2005) *A comment on measuring the Hurst exponent of financial time series*, Physica A 348, 404–418.
 108. **COVER T.M.** et **THOMAS J.A.** (1991) *Elements of Information Theory*. John Wiley, New York.
 109. **COX R.A.K., FELTON J.M.** et **CHUNG K.C.** (1995) *The concentration of commercial success in popular music: an analysis of the distribution of gold records*. Journal of Cultural Economics 19, 333–340.
 110. **CROVELLA M.E.** et **BESTAVROS A.** (1996) *Self-similarity in World Wide Web traffic: Evidence and possible causes*. In B. E. Gaither and D. A. Reed (eds.), Proceedings of the 1996 ACM SIGMETRICS Conference on Measurement and Modeling of Computer Systems, pp. 148–159, Association of Computing Machinery, New York.
 111. **CUMMING S.G.** (2001) *A parametric model of fire-size distribution*. Canadian Journal of Forest Research-Revue Canadienne De Recherche Forestiere **31**: pp. 1297-1303.



112. **D'ERCOLE R.** (1994) *La vulnérabilité des sociétés et des espaces urbanisés : concepts, typologie, mode d'analyse*, Grenoble, Revue de géographie Alpine, n°4.
113. **D'ERCOLE R.** et **PIGEON P.** (1999) *L'expertise internationale des risques dits naturels : intérêts géographiques*, Paris, Annales de géographie, n°608.
114. **DA SILVA S., MATSUSHITA R., GLERIA I.** et **FIGUEIREDO A.** (2007) *Hurst exponents, power laws, and efficiency in the Brazilian foreign exchange market*. Economics Bulletin, Vol. 7, No. 1 pp. 1-11.

-
115. **DAGORNE A.** (1988) *Application d'un SIG pour l'évaluation de la vulnérabilité au feu et la prévention : un exemple dans les Alpes-Maritimes*. Bulletin du Comité Français de Cartographie, 126, pp. 316-326.
116. **DAGORNE A.** et **DARS R.** (2005) *Les risques naturels*. Ed. Presses Universitaires Françaises, 128p.
117. **DAHL H.** (1979) *Word Frequencies of Spoken American English*. Verbatim, Essex.
118. **DAUDE E.** (2005) *Systèmes multi-agents pour la simulation en géographie : vers une Géographie Artificielle*, in Y. Guermont (dir.), *Modélisation en Géographie : déterminismes et complexités*, Chap. 13, pp. 355-382, Hermès, Paris.
119. **DAUDE E.** (2004) *Apports de la simulation multi-agents à l'étude des processus de diffusion*, *Cybergeog* : Revue européenne de géographie, n°255, 15 p., <http://www.cybergeog.eu/index3835.html>.
120. **DAUPHINE A.** (1995) *Chaos, fractales et dynamiques en géographie*, Reclus
121. **DAUPHINE A.** et **PROVITOLLO D.** (2002) *Résilience, Risque, SIG*. Disponible à : <http://www.univ-mer.com/docs/doc-pdf/resilience.pdf>
122. **DAUPHINE A.** (2003a) *Risques et Catastrophes : Observer, spatialiser, comprendre, gérer*. Armand Colin.
123. **DAUPHINE A.** (2003b) *Les théories de la complexité chez les géographes*. Anthropos.
124. **DEHEUVEL P.** et **MASON D.M.** (1995) *On the fractal nature of empirical increments - The annals of probability*, vol23, No. 1, pp. 355-387.
125. **DELANNOY J.Y.** et **VIRET J.** (2003) *Sud : la gestion des risques incendie de forêts*, *Pouvoirs Locaux*, n°56, pp. 65-70.
126. **DELATTRE E.** (1993) *Evaluation des actions communautaires : vers une coopération internationale, incendies de forêt en Europe du Sud*. 271 p.
127. **DE PETRILLO P.B.** (1999) *Determining the Hurst exponent of fractal time series and its application to electrocardiographic analysis*. *Comput Biol Med*.
128. **DE SOLA PRICE D.J.** (1965) *Networks of scientific papers*. *Science* 149, pp. 510–515.
129. **DE SOLA PRICE D.J.** (1976) *A general theory of bibliometric and other cumulative advantage processes*. *J. Amer. Soc. In form. Sci.* 27, pp. 292–306.
130. **DÍAZ-DELGADO R., LLORET F.** et **PONS X.** (2004) *Statistical analysis of fire frequency models for Catalonia (NE Spain), 1975–1998) based on fire scar maps from Landsat MSS data*. *International Journal of Wildland Fire* **13**, pp. 89–99.
131. **DOROGOVTSSEV S.N., MENDES J.F.F.** et **SAMUKHIN A.N.** (2000) *Structure of growing networks with preferential linking*. *Phys. Rev. Lett.* 85, pp. 4633–4636.
-

-
132. **DOYLE J.** et **CARLSON J.M.** (2000) *Power laws, highly optimized tolerance, and generalized source coding*. Physical Review Letters, 84, 5656–5659.
133. **DROSSEL B.** et **SCHWABL F.** (1992) *Self-organized critical forest fire model*. Phys. Rev. Lett. 69, pp. 1629–1632.
134. **DROSSEL B.** et **SCHWABL F.** (1993) *Forest-fire model with immune trees*, Physica A 199, pp. 183-197.
135. **DUBOIS J.** et **CHEMINEE J.L.** (1988) *Application d'une analyse fractale à l'étude des cycles éruptifs du Piton de la Fournaise (La Réunion): modèle d'une poussière de Cantor*, Comptes rendus de l'Académie des sciences. Série 2, Mécanique, Physique, Chimie, Sciences de l'univers, Sciences de la Terre, vol. 307, n°15, pp. 1723-1729.
136. **DUBOIS J.** et **CHEMINEE J.L.** (1988) *Application d'une analyse fractale à l'étude des cycles éruptifs du Piton de la Fournaise (La Réunion) : modèle d'une poussière de Cantor*. Comptes rendus de l'Académie des sciences. Série 2, Mécanique, Physique, Chimie, Sciences de l'univers, Sciences de la Terre. Vol. 307, n°15, pp. 1723-1729 (10 réf.).
137. **DUBOIS J.** (1995) *La dynamique non-linéaire en physique du globe*, Paris, Masson.
138. **DUBOIS J.** et **CHALINE J.** (2006) *Le monde des fractales. La géométrie cachée de la nature*. Paris, Ellipses, 312 p.
139. **DUMOLARD P.** (1982) *L'espace différencié*, Paris, Economica.
140. **DUMOUCHEL P.** et **DUPUY J.P.** (1983) *L'auto-organisation, de la physique au politique*, Paris, Seuil, colloque de Cerisy.
- &
141. **EBEL H., MIELSCH L.I.** et **BORNHOLDT S.** (2002) *Scale-free topology of e-mail networks*. Phys. Rev. E 66, 035103.
142. **ELLERKAMP PH.** (2001) *Etude de l'extension urbaine autour d'Avignon et de Montpellier de 1936 à 1999 par la simulation de dynamiques spatiales à l'aide de modèles cellulaires d'interaction locale*. Thèse de géographie. Université d'Avignon
143. **ELLERKAMP PH.** (2002) *Contribution à la construction d'indicateurs de risque d'incendie, rapport d'étude*, CEREN
144. **ELLERKAMP PH.** (2002) *Analyse des relations statistiques liant les teneurs en eau du romarin, les teneurs en eau du chêne kermès et la fréquence des incendies aux données météorologiques et satellitaires*, CEREN - UMR ESPACE (Rapport d'activité), 36 p.
145. **ELTAHIR E. A. B.** (1996) *El Niño and the natural variability in the flow of the Nile River*, Water Resources Research, 32(1) pp. 131-137.
146. **ESTOUP J.B.** (1916) *Gammes Sténographiques*. Institut Sténographique de France, Paris.
-



147. **FALCONER K.** (1990) *Fractal geometry- Mathematical foundations and applications* John Wiley & Sons
148. **FALOUTSOS M., FALOUTSOS P. et FALOUTSOS C.** (1999) *On power-law relationships of the internet topology.* Computer Communication Review **29**: p. 251.
149. **FAO et CIHEAM** (1991) *Atelier sur l'utilisation des bases de données sur les incendies de forêts.* Chania (Grèce), pp. 1-154.
150. **FAO et CIHEAM** (1993) *Les incendies de forêt en région méditerranéenne - Constitution et utilisation des bases de données.* Montpellier (France), pp. 1-195.
151. **FAO et CIHEAM** (1998) *Utilisation des données sur les incendies de forêts pour la gestion de risque.* Atelier régional, Hammamet (Tunisie), pp. 1-116.
152. **FEDER J.** (1988) *Fractals*, Plenum Press: New York.
153. **FEDER J.** (1995) *The evidence for self-organized criticality in sand-pile dynamics,* Fractals 3, pp. 431–443.
154. **FREER-SMITH P., EVANS S., MORGAN G., ILVESNIEMI H., FINER L., MOFFAT A., DEROME J., HUMPHREY J., LAINE J., MICHALAK R. et PAWLACZYK P.** (2004) *Development and review concerning Forest Focus*, Final report for EU Contract.
155. **FRIGG R.** (2003) *Self-organized criticality: what it is and what it isn't.* Studies in the History and Philosophy of Science, 34, pp. 613–632.
156. **FIORUCCI P.** (2006) *Power law distribution of wildland fires and static risk assessment,* Forest Ecology and Management.
157. **FISCHER R. et AKAY M.** (1996) *A comparison of analytical methods for the study of fractional Brownian motion.* Ann Biomed Eng.
158. **FOLLIN S.** (2000) *Evaluation des risques naturels et anthropiques d'éclosion de feux de forêt à l'est des Bouches du Rhône,* Université de Provence, 182 p.
159. **FOLLINSBEE R.E.** (1977) *World's view: from Alph to Zipf* -Geol. Soc. Am. Bul. Vol.88 - July -, pp.897-907
160. **FORRIEZ M. et MARTIN PH.** (2007) *Structures hiérarchiques en géographie : des modèles linéaires aux modèles non linéaires (lois puissances et corrections log-périodiques).* 8^e rencontres de *ThéoQuant*, Laboratoire ThéMA UMR 6049, Université de Besançon, janvier 2007.
161. **FRANKAUSER P.** (1994) *La fractalité des structures urbaines,* Anthropos.
162. **FRANKAUSER P.** (dir.) (2003) *Morphologie des « villes émergentes » en Europe à travers les analyses fractales,* Université de Franche-Comté, UMR 6049 Théma.



163. **GABAIX X.** (1999) *Zipf's law for cities: An explanation*. Quarterly Journal of Economics 114, pp. 739–767.
164. **GALTIE J.F.** (1997) *Approche hiérarchique, modélisation et gestion prévisionnelle du risque incendie en région méditerranéenne – Couplage données de terrain / données de télédétection-video et intégration opérationnelle sous SIG*. Thèse de doctorat. Université de Toulouse-Le Mirail, UMR 5602 GEODE.
165. **GARDNER J. K.** et **KNOPOFF L.** (1974) Bull. Seismol. Soc. Am. 64, pp. 1363–1367.
166. **GELL-MANN M.** (1995) *Le quark et le jaguar* - Albin Michel -, pp. 113-121.
167. **GENTON M.G.**, **BUTRY D.T.**, **GUMPERTZ M.L.** et **PRESTEMON J.P.** (2006) *Spatio-temporal analysis of wildfire ignitions in the St Johns River Water Management District, Florida*. International Journal of Wildland Fire **15**, pp. 87–97.
168. **GOLDAMMER J.G.** (1986) *Legislation and regulation related to forest fire prevention and control*. 13 p.
169. **GOLDAMMER J.G.** (1994) *Les incendies de forêt dans le sud de l'Europe. Survol des mesures prises par la CEE : Coopération internationale en vue*. Dans *Nouvelles internationales sur les incendies de forêt*.
170. **GOLDSTEIN M.L.**, **MORRIS S.A.** et **YEN G.G.** (2004) *Problems with fitting to the power-law distribution*. Eur. Phys. J.B 41, pp. 255–258.
171. **GONZALEZ ALONSO F.** (1996) *Application of the NOAA-AVHRR images to the study of the large forest fires in Spain in the summer of 1994*. International Journal of Remote Sensing, 17, pp. 1089-1091.
172. **GOUIRAN M.** (1992) *Prométhée : une nouvelle connaissance des feux de forêts*. Colloque international "Le feu : avant - après", Nice (France), pp. 27-32.
173. **GOUIRAN M.** (1993) *PROMETEL : l'apport des techniques informatiques dans la connaissance des incendies*. Revue Forestière Française, 45, pp. 49-53.
174. **GOUIRAN M.** (1999) *Bilan des dégâts causés par les incendies de forêts dans les pays riverains de la Méditerranée (1981-1997)* Atelier sur les bases de données incendies de forêt, Tétouan (Maroc), 19 p.
175. **GOVERNEMENT JORDANIEN** (1986) *Forest Fire Control in Jordan*. Ministère de l'agriculture, Département des forêts et de la conservation des sols, Amman. 10 p.
176. **GOVERNEMENT PORTUGAIS** (1998) *Report on the follow-up of the Strasbourg and Helsinki Ministerial Conferences on the Protection of Forests in Europe* (Troisième Conférence ministérielle). Ministère de l'agriculture, du développement rural et des pêches, Lisbonne. 100 p.
177. **GOVERNEMENT ESPAGNOL** (1993) *Los incendios forestales en España durante 1993*. Ministère de l'agriculture, des pêches et de l'alimentation, Madrid. 31 p.

-
178. **GOVERNEMENT DE YOUGOSLAVIE, RFS.** (1986) *National report of Yugoslavia*. Séminaire sur les Méthodes et matériels à utiliser pour prévenir les incendies de forêt, Valence, Espagne, 29 p.
179. **GRASLAND C.** (1996) *The Hypercard project. A smoothing method based on multiscale neighbourhood functions of potential*, <http://www.parisgeo.cnrs.fr/cg/hyperc/wp1.html>.
180. **GRASSBERGER P.** (2002) *Critical behaviour of the drossel-schwabl forest fire model*. *New Journal of Physics* 4, 17.
181. **GRIM S.** (1989) *Les incendies de forêt en Algérie*. 49 p.
182. **GRISSINO-MAYER H.D.** (1999) *Modeling fire interval data from the American southwest with the Weibull distribution*. *International Journal of Wildland Fire* 9, pp. 37–50.
183. **GROU P., NOTTALE L. et CHALINE J.** (2000) *Les arbres de l'évolution*, Hachette, 384 p.
184. **GRUMBACHER S.K., McEWEN K.M., HALVERSON D.A., JACOBS D.T. et LINDNER J.** (1993) *Self-organized criticality: an experiment with sandpiles*, *Am. J. Phys.* 61, pp. 329–335.
185. **GUARNIERI F.** (1995) *Modèles de systèmes et systèmes de modèles dans les systèmes à base de connaissance. Application à la prévention des incendies de forêt*. Thèse de doctorat, Université de Joseph Fournier, Grenoble.
186. **GUERIN-PACE F.** (1993) *Deux siècles de croissance urbaine. La population des villes françaises de 1831 à 1999*. Ed. Anthropos. Paris. 205 p.
187. **GUTENBERG B. et RICHTER C.F.** (1944) *Frequency of earthquakes in California*. *Bulletin of the Seismological Society of America* 34, pp. 185–188.
188. **GUTENBERG B. et RICHTER C.F.** (1954) *Seismicity of the Earth and Associated Phenomenon* (Princeton Univ. Press, Princeton).
189. **GUTENBERG B. et RICHTER C.F.** (1956) *Earthquake magnitude, intensity, energy and acceleration*. *Bull. Seismol. Soc. Am.* 46, pp. 105–145.



190. **HACKETT P.** (1967) *70 Years of Best Sellers, 1895-1965*. R. R. Bowker Company, New York, NY.
191. **HARDY C.** (2005) *Wildland hazard and risk: problems, definitions and context*. Forest ecology and management.
192. **HARDY C. et HARDY C.** (1989) *Space-time modelling with long memory dependence: Assessing Ireland's wind power resource*, *Journal of the Royal Statistical Society, series C - Applied Statistics*, 38, pp. 1-50.
193. **HENLE C.L.** (1993) *Statics of a "self-organized" percolation model*, *Phys. Rev. Lett.* 71, pp. 2741–2744.
-

-
194. **HERGARTEN S.** (2004) *Aspects of risk assessment in power-law distributed natural hazards*. Nat. Hazards Earth Syst. Sci. 4, pp. 309–313.
195. **HETIER J.P.** (1993) *Forêt méditerranéenne : vivre avec le feu ? Élément pour une gestion patrimoniale des écosystèmes forestiers littoraux*, Conservatoire de l'espace littoral et des rivages lacustres, 147 p.
196. **HEYERDAHL E., SWANSON F., BERRY D. et AGEE K.** (1994) *Fire History Database of the Western United States*. Disponible à : Long-Term Ecological Research (LTER) database (www.fsl.orst.edu/lter/datafr.htm).
197. **HOFFA E.A., WARD D.E., HAO W.M., SUSOTT R. A. et WAKIMOTO R.H.** (1999) *Seasonality of carbon emissions from biomass burning in a zambian savanna*. Journal of Geophysical Research-Atmospheres **104: D11** pp. 13841-13853.
198. **HOLMES T.P., PRESTEMON J.P., PYE J.M., BUTRY D.T. et MERCER D.E.** (2004) *Using size-frequency distributions to analyze fire regimes in Florida*. Colloque Tall Timbers Fire Ecology Conference: Fire in Temperate, Boreal, and Montane Ecosystems. Tall Timbers Research Station, Tallahassee, FL.
199. **HUANG J. et TURCOTTE D. L.** (1990) *Are earthquakes an example of deterministic chaos?* Geophys.Res. Lett. **17**, pp. 223–226.
200. **HUANG J., NARKOUNSKAIA G., et TURCOTTE D.L.** (1992) *A cellular-automata, slider-block model for earthquakes: Demonstration of self-organized criticality for a 2-D system*, *Geophys. J. Int.* **111**, pp. 259–269.
201. **HUBERMAN B.A. et ADAMIC L.A.** (2004) *Information dynamics in the networked world*. dans E. Ben-Naim, H. Frauenfelder and Z. Toroczkai (eds.), *Complex Networks*, number 650 in *Lecture Notes in Physics*, pp. 371–398.
202. **HUME D.** (1786) *Enquête sur l'entendement humain*, Londres. Réédition en 2006. Flammarion. Paris.
203. **HURST H.E.** (1951) *Long term storage capacities of reservoirs*, *Trans. ASCE*, 116, pp. 776-808.
204. **HURST H.E.** (1955) *Methods of using long-term storage in reservoirs*, *Proceedings of the Institution of Civil Engineers, Part I*, pp. 519–577.
- J*
205. **ITO K. et MATSUZAKI M.** (1990) *Earthquakes as self-organized critical phenomena*, *J. Geophys. Res.* 95, pp. 6853–6860.
- J*
206. **JAN N., MOSELEY L., RAY T. et STAUFFER D.** (1999) *Is the fossil record indicative of a critical system?* *Adv. Complex Syst.* 2, pp. 137–141.
-

-
207. **JAPPIOT M., BLANCHI R., GUARNIERI F. et ALEXANDRIAN D.** (2002) *Plans de prévention des risques naturels (PPR). Risques d'incendies de forêt. Guide méthodologique*, Paris, La Documentation Française, 86 p.
208. **JAPPIOT M.** (1997) *Evaluation et cartographie du risque d'incendie de forêt dans le massif des Maures*, Rapport Final, Cemagref, 66 p.
209. **JAPPIOT M., ALEXANDRIAN D. et BLANCHI R.** (2000) *Cartographie du risque d'incendie de forêt – Recherche méthodologique pour une mise en adéquation des besoins des méthodes et des données*, Rapport final, Cemagref & MTDA, 58 p.
210. **JENSEN H. J.** (1998) *Self-Organized Criticality*, Cambridge Univ. Press, Cambridge, U.K.
211. **JOHNSON E.A. et GUTSELL S.L.** (1994) *Fire frequency models, methods and interpretations*. *Advances in Ecological Research*, 25, pp. 239–287.
212. **JØRGENSEN S.E., MEJER H. et NIELSEN S.N.** (1998) *Ecosystem as self-organizing critical systems*. *Ecol. Model.* 111, pp. 261–268.



213. **KADANOFF L.P., NAGEL S.R., WU L. et ZHOU S.M.** (1989) *Scaling and universality in avalanches*, *Phys. Rev. A* **39**, pp. 6524–6533.
214. **KAY J.J., REGIER H.A., BOYLE M. et FRANCIS G.** (1999) *An ecosystem approach for sustainability: Addressing the challenge of complexity*. *Futures* **31**: pp.721-742.
215. **KEELEY J. E.** (2006) *Forest Heterogeneity and Prescribed Burning*, Western Ecological Research Center.
216. **KIM B.J. et PARK S.M.** (2004) *Distribution of Korean family names*. arXiv:cond-mat/0407311v1
217. **KOHLI R. et SAH R.** (2003) *Market shares: Some power law results and observations*. Working paper 04.01, Harris School of Public Policy, University of Chicago.
218. **KOUTSOYIANNIS D.** (2003) *Climate change, the Hurst phenomenon, and hydrological statistics*, *Hydrol. Sci. J.*, 48
219. **KRAPIVSKY P.L., REDNER S. et LEYVRAZ F.** (2000) *Connectivity of growing random networks*. *Phys. Rev. Lett.* 85, pp. 4629–4632



220. **LAHAIE F., GRASSO J.R., MARCENAC P. et GIROUX S.** (1996) *Modélisation de la dynamique auto-organisée des éruptions volcaniques : application au comportement du Piton de la Fournaise, Réunion*. *C. R. Acad. Sci.*, Paris, 323 : pp. 569-574.
221. **LAHERRERE J.** (1994) *Nouvelle approche des réserves ultimes - application aux réserves de gaz des Etats-Unis - Pétrole et Technique n°392 -Déc-*, pp. 29-33

-
222. LAHERRÈRE J. (1995) *Undiscovered potential of five main Roumanian petroleum systems* -Petroleum Geoscience -vol 1-, pp. 347-349
223. LAHERRERE J. (1996) *Distributions de type "Fractal Parabolique" dans la nature*. Comptes-rendus de l'Académie des Sciences. t322, série IIa, pp. 535-541.
224. LAMBIN E.F., GOYVAERTS K. et PETIT C. (2003) *Remotely-sensed indicators of burning efficiency of savannah and forest fires*. International Journal of Remote Sensing **24**: **15** pp. 3105-3118.
225. LANGAAS S. (1992) *Temporal and Spatial Distribution of Savanna Fires in Senegal and the Gambia, West Africa, 1989-90, Derived From Multi-Temporal AVHRR Night Images*. International Journal of Wildland Fire **2**, pp. 21–36.
226. LASAPONARA R., SANTULLI A. et TELESCA L. (2005) *Time-clustering analysis of forest-fire sequences in southern Italy*. Chaos Solution Fractals **24** (1), pp. 139–149.
227. LAY T. et WALLACE T.C. (1995) *Modern global seismology*. San Diego: Academic Press.
228. LEE B., PARK P.S. et CHUNG J. (2006) *Temporal and spatial characteristics of forest fires in South Korea between 1970 and 2003*. International Journal of Wildland Fire **15**, pp. 389–396.
229. LE HOUÉROU H.N. (1987) *Vegetation wildfires in the mediterranean basin: evolution and trends*. Ecol, med., XIII (4):12.
230. LEONE F. (1996) *Concept de vulnérabilité appliqué à l'évaluation des risques générés par les phénomènes de mouvements de terrain*, thèse de doctorat nouveau régime, spécialité géographie, Université J. Fourier, Grenoble, publiée dans les Documents du BRGM, N°250, Editions du BRGM, Orléans, 286 p.
231. LEONE F., ASTE J.P. et LEROI E. (1996) *L'évaluation de la vulnérabilité aux mouvements de terrain : pour une meilleure quantification du risque*, Revue de Géographie Alpine, N°1, Tome 84, pp.35-46.
232. LEONE F. (2004) *Une approche quantitative de la cartographie des risques naturels : application expérimentale au patrimoine bâti de la Martinique (Antilles françaises)* Géomorphologie : relief, processus, environnement, N°2, pp. 117-124.
233. LEONE F. (2007) *Caractérisation des vulnérabilités aux catastrophes « naturelles » : contribution à une évaluation géographique multirisque (mouvements de terrain, séismes, tsunamis, éruptions volcaniques, cyclones)*, HDR, Université Paul Valéry - Montpellier III.
234. LEQUEUX J. (1978) *Les tests cosmologiques*. La Recherche n°85. pp. 37-44.
235. LEPRETI F., FANELLO P.C., ZACCARO F. et CARBONE V. (2000) *Persistence of solar activity on small scales : Hurst analysis of time series coming from Ha flares*, Solar Physics Vol 197, Number 1, Springer Netherlands,
-

-
236. **LI W.** (1992) *Random texts exhibit Zipf's-law-like word frequency distribution*. IEEE Transactions on Information Theory 38, pp. 1842–1845.
237. **LIMPERT E.** et **STAHEL W.A.** (2001) *Log-normal distributions across the sciences: Keys and clues*. Bioscience 51, pp. 341–352.
238. **LORENZ M.O.** (1905) *Methods of measuring the concentration of wealth*. Publications of the American Statistical Association 9, pp. 209–219.
239. **LORENZ E.N.** (1963) *Deterministic non-periodic flow*, Journal of the Atmospheric Sciences **20(2)**, pp. 130–141.
240. **LORENZ E.N.** (1993) *Un battement d'aile de papillon au Brésil peut-il déclencher une tornade au Texas ?* Alliage **22**, 42-45. Traduction française du texte de la conférence de 1972, publié (en anglais) dans : *The essence of chaos*, The Jessie and John Danz Lecture Series, University of Washington Press.
241. **LOTKA J.** (1926) *The frequency distribution of scientific production*. J. Wash. Acad. Sci. 16, pp. 317–323.
242. **LU E.T.** et **HAMILTON R.J.** (1991) *Avalanches of the distribution of solar flares*. Astrophysical Journal 380, pp. 89–92.



243. **MABY J.** (dir). (2003) *Objets et indicateurs géographiques*, UMR 6012 ESPACE. Equipe d'Avignon.
244. **MAIN A.** (1987) *Climatic change and its impact on nature conservation in Australia*. In G. Pearlman, éd. *Greenhouse: planning for climate change*. Sydney, Australie, CSIRO
245. **MAINGI J.K.** et **HENRY M.C.** (2007) *Factors influencing wildfire occurrence and distribution in eastern Kentucky, USA*. *International Journal of Wildland Fire* **16**, 23–33.
246. **MALAMUD B.D.**, **MOREIN G.** et **TURCOTTE D.L.** (1998) *Forest fires: an example of self-organized critical behavior*. Science 281, pp. 1840–1842.
247. **MALAMUD B.D.** et **TURCOTTE D.L.** (1999) *Self-organized criticality applied to natural hazards*, Natural Hazards, 2, pp. 93–116.
248. **MALAMUD B.D.**, **MILLINGTON J.D.A.** et **PERRY G.L.W.** (2005) *Characterizing wildfire regimes in the United States*. Proc. Natl. Acad. Sci. U.S.A. 102, pp. 4694–4699.
249. **MALAMUD B.D.** et **TURCOTTE D.L.** (2006) *An inverse cascade explanation for the power-law frequency–area statistics of earthquakes, landslides and wildfires*. In: CELLO, G. & MALAMUD, B. D. (eds) *Fractal Analysis for Natural Hazards*. Geological Society, London, Special Publications, 261, pp. 1–9.
250. **MANDELBROT B.** (1953) *An information theory of the statistical structure of languages*. In W. Jackson (ed.). *Symp. Applied Communications Theory*, pp. 486–502, Butterworth, Woburn, MA.

-
251. **MANDELBROT B.** (1965) *Une classe de processus stochastiques homothétiques en soi : Application a la loi climatologique de H. E. Hurst*, *Compte Rendus Académie Science*, 260, pp. 3284-3277.
252. **MANDELBROT B.** et **WALLIS J.R.** (1968) *Noah, Joseph and operational hydrology*, *Water Resources Research*, 4, pp. 909-918.
253. **MANDELBROT B.** et **WALLIS J.R.** (1969) *Some long run properties of geophysical records*, *Water Resources Research*, 5, 228.
254. **MANDELBROT B.** (1974) *Intermittent turbulence in self-similar cascades: divergence of high moments and dimension of the carrier*, *Journal of Fluid Mechanics*, 62, pp. 331-350.
255. **MANDELBROT B.** (1975 et 1984) *Les objets fractals*, Flammarion.
256. **MANDELBROT B.** (1982) *The fractal geometry of Nature* -Freeman N.Y.-, 460 p.
257. **MANDELBROT B.** (1982) *Penser les mathématiques. Des monstres de Cantor et de Peano à la géométrie fractale de la nature*. Seuil, Paris.
258. **MANDELBROT B.** (1997) *Fractals and Scaling in Finance* Ed. Springer, New York, 456 p.
259. **MANDELBROT B.** (1997) *Fractales, Hasards et Finance*, Collection Champs, Flammarion, 246 p.
260. **MANDELBROT B.** (2000) *L'anneau fractal. De l'art à l'art à travers la géométrie, la finance et les sciences*, conférence du 28 juin 2000 pour l'université de tous les savoirs. Disponible sur : <http://www.canal-u.tv>.
261. **MANGIAVILLANO A.** (2004) *De l'écllosion du phénomène à l'émergence d'incendies : utilisation combinée de l'analyse spatiale et de la physique du feu pour localiser les espaces émetteurs*. Mémoire de DEA. Université d'Avignon et des Pays de Vaucluse.
262. **MANNING M., CARLSON J.M.** et **DOYLE J.** (2005) *Highly optimized tolerance and power laws in dense and sparse resource regimes*. *Phys. Rev. E* **72**, article 016108.
263. **MARCHETTI M.** et **RICOTTA C.** (1994) *L'impiego di dati telerilevati per la creazione di un catasto incendi nell'area mediterranea*. *Monti e Boschi*, 45, pp. 5-10.
264. **MARTÍN I.M.P.** et **CHUVIECO E.** (1995) *Cartografía y evaluación superficial de grandes incendios forestales a partir de imágenes de satélite*. *Ecología*, 9, pp. 9-21.
265. **MARTIN PH.** (2000) *Quelle est la dimension du massif karstique de la Sainte Baume ? Eléments pour une théorie spatiale et fractale du karst*. *Karstologia*. n°35. pp. 13-26.
266. **MARTIN PH.** (2000) *Forme et rugosité des surfaces karstiques. Conséquences pour une théorie spatiale et fractale de l'interface terrestre*. *Karstologia*. n°36. pp. 1-16.
-

-
267. **MARTIN PH.** (2003) *Construire un objet géographique. Recherche d'une méthodologie.* In : *Objets et indicateurs géographiques* (Dir. Maby J.), UMR ESPACE 6012 équipe d'Avignon, pp. 42-88.
268. **MARTIN PH.** (2003) *Objectivation des formes en géographie et calculs d'indicateurs fractals. Exemples karstiques.* In : *Objets et indicateurs géographiques* (Dir. Maby J.), UMR ESPACE équipe d'Avignon, pp. 153-268.
269. **MARTIN PH.** (2004) *Modélisation fractale et structurelle des formes en géographie. Réflexion développée à partir d'exemples karstiques,* Habilitation à diriger les recherches. Université d'Avignon et des Pays du Vaucluse, tome 1, 173 p., tome 2, 314 p., tome 3, 176 p.
270. **MAY R.M.** (1972) *How many species inhabit the Earth - American Scientific.*
271. **MCARTHUR A.G.** (1962) *Controlled Burning in Eucalypt Forests.* Australia Forestry and Timber Bureau Leaflet No. 80.
272. **MCARTHUR A.G.** (1966) *Weather and Grassland Fire Behaviour.* Australia Forestry and Timber Bureau Leaflet No. 100.
273. **MCARTHUR A.G.** (1967) *Fire Behaviour in Eucalypt Forests.* Australia Forestry and Timber Bureau Leaflet No. 107.
274. **MCCARTHY M.A., GILL A.M. et BRADSTOCK R.A.** (2001) *Theoretical fire-interval distributions.* *International Journal of Wildland Fire* **10**, pp. 73–77.
275. **MCNAUGHTON S.J., STRONACH N.R.H. et GEORGIADIS N.J.** (1998) *Combustion in natural fires and global emissions budgets.* *Ecological Applications* **8: 2** pp. 464-468.
276. **METCALFE N., SHANKS T. et FONG R.** (1991) *Ultra-deep INT CCD imaging of the faintest galaxies - RGO Gemini*
277. **MILLINGTON J.D.A.** (2003) *Wildfire frequency-area statistic and their ecological et anthropogenic drivers,* MSc degree in Environmental Monitoring, Modelling and Management at King's College London
278. **MILLINGTON J.D.A., PERRY G.L.W. et MALAMUD B.D.** (2006) *Models, data and mechanisms: quantifying wildfire regimes.* In : Cello G. et Malamud B.D. (2006). *Fractal Analysis for Natural Hazards.* Geological Society, London, Special Publications, 261, pp. 155–167.
279. **MINNICH R.A.** (1983) *Fire mosaics in southern California and northern Baja California.* *Science* 219: pp. 1287-1294.
280. **MINNICH R.A. et CHOU Y.H.** (1997) *Wildland fire patch dynamics in the chaparral of southern California and northern Baja California.* *International Journal of Wildland Fire* 7: 3 pp. 221-248.
281. **MINNICH R.A.** (1998) *Landscapes, land-use and fire policy: Where do large fires come from?* In: Moreno, J. M. (Ed.) *Large forest fires* Leiden: Backhuys, pp. 133-158.
-

-
282. **MINNICH R.A.** (2001) *An integrated model of two fire regimes*. Conservation Biology 15: 6 pp. 1549-1553.
283. **MITCHELL J.K.** (1994) *Natural disasters in the context of megacities*. In: *The Megacities and Disasters Conference*, United Nations University, Tokyo, January 10-11, 1994, 39 p.
284. **MILLER G.A.** (1957) *Some effects of intermittent silence*. American Journal of Psychology 70, pp. 311–314.
285. **MITZENMACHER M.** (2003) *A brief history of generative models for power law and lognormal distributions*. Internet Mathematics Vol. 1, No. 2: pp. 226-251.
286. **MIYAZIMA S., LEE Y., NAGAMINE T. et MIYAJIMA H.** (2000) *Power-law distribution of family names in Japanese societies*. Physica A 278, pp. 282–288.
287. **MONTANARI A., ROSSO R. et TAQQU M.S.** (1997) *Fractionally differenced ARIMA models applied to hydrologic time series*, Water Resour. Res., 33(5), pp. 1035-1044.
288. **MOREL J.P. et VERICEL C.** (1993) *Les feux de forêts. Risque naturel*. 54 p.
289. **MORICONI-EBRARD F.** (1993) *L'urbanisation du monde de 1950 à 1990 d'après une définition harmonisée des agglomérations urbaines - thèse- Paris I*.
290. **MORITZ M.A. et ODION D.C.** (2004) *Prescribed fire and natural disturbance*. Science 306: p. 1680.
291. **MORITZ M.A., MORAIS M.E., SUMMERELL L.A., CARLSON J.M. et DOYLE J.** (2005) *Wildfires, complexity and highly optimized tolerance*. Proceedings of the National Academy of Sciences USA 102: pp. 17912-17917.
292. **MORVAN D. et DUPUY J.L.** (2004) *Modelling the propagation of a wildfire through a Mediterranean Shrub using a multiphase formulation*. Combustion and Flame 138, pp. 199-210.



293. **NAGEL S.R.** (1992) *Instabilities in a sandpile*, Rev. Mod. Phys. **64**, pp. 321–325.
294. **NARKOUNSKAIA G. et TURCOTTE D.L.** (1992) *A cellular-automata, slider block model for earthquakes: Demonstration of chaotic behavior for a low order system*, Geophys. J. Int. **111**, pp. 250–258.
295. **NAVEH Z.** (1994) *The role of fire and its management in the conservation of mediterranean ecosystems and landscapes*. In: Moreno, J. M. and Oechel, W. C. (Ed.) *The role of fire in mediterranean-type ecosystems* New York: Springer-Verlag pp.163-185.
296. **NAVEH Z. et LIBERMAN A.S.** (1994) *Landscape ecology: Theory and application*. New York: Springer-Verlag.

-
297. **NEUKUM G.** et **IVANOV B.A.** (1994) *Crater size distributions and impact probabilities on Earth from lunar, terrestrial planet and asteroid cratering data.* In T. Gehrels (ed.), *Hazards Due to Comets and Asteroids*, pp. 359-416, University of Arizona Press, Tucson.
298. **NEWMAN M.E.J., FORREST S.** et **BALTHROP J.** (2002) *Email networks and the spread of computer viruses.* Phys. Rev. E 66, 035101.
299. **NEWMAN M.E.J.** et **PALMER R.G.** (2003) *Modeling Extinction.* Oxford University Press, Oxford.
300. **NEWMAN M.E.J.** (2006) *Power laws, Pareto distributions and Zipf's law*, disponible sur : <http://www.math.uu.se/~david/web/SCDS/Newman05.pdf>.
301. **NICOLIS G.** et **PRIGOGINE I.** (1977) *Self-organization in nonequilibrium systems.* New York: John Wiley & Sons.
302. **NIKLISSON M.** et **GRANSTROM A.** (2000) *Numbers and sizes of fires: Long-term spatially explicit fire history in a swedish boreal landscape.* Ecology 81: 6 pp. 1484-1499.
303. **NOEVER D.A.** (1993) *Himalayan sandpiles.* Phys. Rev. E 47, pp. 724–725.
304. **NOTTALE L.** (1993) *Fractal Space-Time and Microphysics: toward a theory of scale relativity*, World Scientific, 333 p.
305. **NOTTALE L.** (1996) *Scale relativity and Fractal Space-Time: Application to Quantum Physics, Cosmology and Chaotics systems*, Chaos, Solitons and Fractals, 7, pp. 877-938.
306. **NOTTALE L.** (1998) *La relativité dans tous ses états*, Hachette.
307. **NOTTALE L., CHALINE J.** et **GROU P.** (2000) *Les arbres de l'évolution*, Hachette.
308. **NOVEMBER V.** (2002) *Les territoires du risque : le risque comme objet géographique* Ed. Peter Lang, Berne.
309. **NOVEMBER V.** (2004) *Being close to risk. From proximity to connexity*, Int. J. Sustainable Development, Vol. 7, No. 3.
310. **NOVEMBER V.** (2006) *Le risque comme objet géographique*, Cahiers de géographie du Québec, 2006, vol. 50, no 141, pp. 289-296

O

311. **ODUM H.T.** (1988) *Self-organization, transformity, and information.* Science **242**: 4882 pp. 1132-1139.
312. **OMORI F.** (1895) *On the aftershocks of earthquakes* J. College Sci. Imper. Univ. Tokyo 7, pp. 111–200.
313. **OKUBO P.G.** et **AKI K.** (1987) *Fractal Geometry in the San Andreas Fault System* J.Geophys. Res. 92, pp. 345–355.
-

314. **OLAMI Z., FEDER H.J.S. et CHRISTENSEN K.** (1992) *Self-organized criticality in a continuous, nonconservative cellular automaton modeling earthquakes*. Phys. Rev. Lett. 68, pp. 1244–1247.
315. **ORESQUES N., SHRADER-FRECHETTE K. et BELITZ K.** (1994) *Verification, Validation, and Confirmation of Numerical Models in the Earth Sciences*. Science. Vol. 263. no. 5147, pp. 641 – 646.



316. **PACZUSKI M. et BAK P.** (1999) *Self-organisation of complex systems*. e-print cond-mat/9906077. <http://xxx.lanl.gov/list/cond-mat/9906>.
317. **PACHECO J., SCHOLZ C.H. et SYKES L.R.** (1992) *Changes in frequency-size relationship from small to large earthquakes*, Nature 355, pp. 71–73.
318. **PARETO V.** (1896) *Cours d'Economie Politique*. Droz, Geneva.
319. **PARISIEN M., PETERS V.S., WANG Y., LITTLE J.M., BOSCH E.M. et STOCKS B.J.** (2006) *Spatial patterns of forest fires in Canada, 1980–1999*. International Journal of Wildland Fire 15, pp. 361–374.
320. **PELLETIER J.D., MALAMUD B.D., BLODGETT T.A. et TURCOTTE D.L.** (1997) *Scale-invariance of soil moisture variability and its implications for the frequency-size distribution of landslides*, Eng. Geol. 48, pp. 255–268.
321. **PENG R.D. et SCHOENBERG F.P.** (2002) *Estimation of the Fire Interval Distribution for Los Angeles County, California*. UCLA Statistics Technical Report 337, pp. 1–35.
322. **PERREZ J.Y. et VALETTE J.C.** (1995) *L'éclosion et la propagation initiale du feu dans une lande à molinie en forêt landaise. Mars à août 1995*, INRA Avignon
323. **PERRIEZ F. et al.** (2003) *Rapport relatif à la protection contre les incendies après les feux de l'été 2003*, Tome 1, rapport général, 126 p.
324. **PERRODON A.** (1992) *Petroleum Systems: models and applications* -Journal Petroleum Geology 15 London -, pp. 319-326.
325. **PERRY G.L.W.** (2002) *Landscapes, space and equilibrium: shifting viewpoints*. Progress in Physical Geography 26: pp. 339-359.
326. **PETERSON G.T.** (2002) *Contagious disturbance, ecological memory, and the emergence of landscape pattern*. Ecosystems, 5, pp. 329–338
327. **PIGEON P.** (2005) *Géographie critique des risques, Paris*, Economica - Anthropos.
328. **PIGEON P.** (2005) *Intérêt et limites de la géographie pour l'étude et la gestion des risques*, Séminaire CNRS de recherche du Réseau thématique prioritaire sur les risques. mai 2005, Lyon.
329. **PIGEON P.** (2003) *L'intérêt du risque pour l'enseignement de la géographie*; In MORINIAUX F. (dir.) *Les risques*. Paris, Editions du Temps, pp 3-15.

-
330. **PIGEON P.** (2002) *Réflexions sur les notions et les méthodes en géographie des risques dits naturels*. Annales de Géographie, Vol. 111 (627-628), pp 452-470.
331. **PILLET R.** (1997) *Evidence for a "parabolic fractal" behaviour in a frequency-magnitude relationship of a seismic sample (Gutenberg-Richter law)*, Compte Rendu de l'Académie des Sciences, Paris, t.324, serie II a, pp. 805-810
332. **PODUR J., MARTELL D.L. et CSILLAG F.** (2003) *Spatial patterns of lightning-caused forest fires in ontario, 1976-1998*. Ecological Modelling **164**: 1 pp. 1-20.
333. **POINCARÉ H.** (1912) *Calcul des probabilités*, Gauthier-Villars (Paris - 2^e édition). Réimpression : Editions Jacques Gabay (Paris - 1987).
334. **POLAKOW D.A. et DUNNE T.T.** (1999) *Modelling fire-return interval T: stochasticity and censoring in the two-parameters Weibull model*. Ecol. Model. 121, pp. 79–102.
335. **POPPER K.R.** (1984) *L'Univers irrésolu : plaidoyer pour l'indéterminisme*, Hermann, Paris.
336. **POPPER K.R.** (1999) *Les deux problèmes fondamentaux de la théorie de la connaissance*, Hermann, Paris.
337. **PORTERIE B., ZEKRI N., CLERC J.P. et LORAUD C.** (2005a) *Influence des brandons sur la propagation d'un feu de forêt*, Comptes Rendus Physique, Volume 6, Issue 10, December 2005, pp. 1153-1160.
338. **PORTERIE B., ZEKRI N., CLERC J.P. et LORAUD C.** (2005b) *Propagation in a two-dimensional weighted local small-world network*, Physical review. E, Statistical, nonlinear, and soft matter physics (Phys. rev., E Stat. nonlinear soft matter phys.) ISSN 1539-3755.
339. **PORTERIE B., ZEKRI N., CLERC J.P. et LORAUD C.** (2005c) *Un Réseau de Petit Monde local à sites pondérés pour les feux de forêts*, Comptes Rendus Physique, Volume 6, Issue 1, January-February 2005, pp. 151-157, Self-organization on surfaces.
340. **PORTERIE B., ZEKRI N., CLERC J.P. et LORAUD C.** (2007) *Modeling forest fire spread and spotting process with small world networks*, Combustion and Flame, Volume 149, Issues 1-2, pp. 63-78.
341. **PRIGOGINE I. et STENGERS I.** (1979) *La nouvelle alliance*, Paris, Gallimard.
342. **PRIGOGINE I. et STENGERS I.** (1984) *Order out of chaos*. New York: Bantam.
343. **PRIGOGINE I. et STENGERS I.** (1992) *Entre le temps et l'éternité*, Champs, Flammarion, Paris.
344. **PRIGOGINE I.** (1998) *La fin des certitudes*, Odile Jacob, Paris.
345. **PROSPER-LAGET V., DOUGUEDROIT A., et GUINOT J.P.** (1994) *Mapping the risk of forest fire occurrence in summer in the mediterranean area – 2nd International Conference on Forest Fire Research*, Coimbra, Portugal, 21-24 november 1994, pp. 637-646.
-

-
346. **PROVITOLO D.** (2002) *Risque urbain, catastrophes et villes méditerranéennes*. Thèse de géographie. Université de Nice, Sophia-Antipolis. UMR 6049 ThéMA, 365 p.
347. **PROVITOLO D.** (2003) *Modélisation et simulation de catastrophe urbaine : le couplage de l'aléa et de la vulnérabilité*, SIRNAT-JPRN.
348. **PROVITOLO D.** (2003) *La vulnérabilité dans l'étude des catastrophes urbaines, application à l'inondation*, Théo Quant, Besançon.
349. **PROVITOLO D.** (2005) *Un exemple d'effets de dominos : la panique dans les catastrophes urbaines*. Cybergeog, n° 328, 18 p.
350. **PUECH C., LAVABRE J., et MARTIN C.** (1991) *Les feux de forêt de l'été 1990 dans le massif des Maures*, In Sécheresse n°3, vol 2, pp. 175-181
351. **PUMAIN D., SANDERS L. et SAINT-JULIEN TH.** (1989) *Villes et auto-organisation*, Economica, Paris.
352. **PUMAIN D. et SAINT-JULIEN TH.** (1997) *L'analyse spatiale : localisation dans l'espace*, Armand Colin, Paris.
353. **PUMAIN D. et SAINT-JULIEN TH.** (2001) *Les interactions spatiales*, Armand Colin, Paris.
354. **PYNE S.J.** (1984) *Introduction to Wildland Fire*. Wiley & Sons, New York.

Q

355. **QUEIROS-CONDE D.** (2003) *A diffusion equation to describe scale – dependent dimension of turbulent interface*. Proceeding of Royal Society, London, n°459, pp. 3043-3059.

R

356. **RADZIEJEWSKI M. et KUNDZEWICZ Z.W.** (1997) *Fractal analysis of flow of the river Warta*, J.of Hydrol., 200, pp. 280-294.
357. **REDNER S.** (1998) *How popular is your paper? An empirical study of the citation distribution*. Eur. Phys. J. B 4, pp. 131–134.
358. **REYNOLDS D., CARLSON J.M. et DOYLE J.** (2002) *Design degrees of freedom and mechanisms for complexity*. Phys. Rev. E 66, article 016108.
359. **RHODES C.J. et ANDERSON R.M.** (1996) *Power laws governing epidemics in isolated populations*, Nature, 381: 600.
360. **REED W.J. et HUGHES B.D.** (2002) *From gene families and genera to incomes and internet file sizes: Why power laws are so common in nature*. Phys. Rev. E 66, 067103.
361. **REED W.J. et MCKELVEY K.S.** (2002) *Power-law behaviour and parametric models for the size- distribution of forest fires*. Ecological Modelling 150: 3, pp. 239-254.

-
362. **RICOTTA C., AVENA G.C. et MARCHETTI M.** (1999) *The flaming sandpile: self-organized criticality and wildfires*. *Ecol.Model.* 119, pp. 73–77.
363. **RICOTTA C. et al.** (2001) *Self-organized criticality of wildfires ecologically revisited*. *Ecological Modelling* 141: 1-3, pp. 307-311.
364. **RICOTTA C.** (2003) *Fractal size-distributions of wildfires in hierarchical landscapes: Natura facit saltus?* *Comments on Theoretical Biology* 8: pp. 93-101.
365. **RIGAUT J.P.** (1987) *Fractals, semi-fractals et biométrie* dans “Fractals- Dimensions non entières et applications” sous la direction de G. Cherbit Masson.
366. **RIGAUT J.P.** (1989) *Fractals in biological image analysis and vision* -Centro di ricerca in Fisica e Matematica, vol. 13 -Nov.-, pp. 111-145.
367. **ROBERTS D.C. et TURCOTTE D.L.** (1998) *Fractality and self-organized criticality of wars*. *Fractals* 6, pp. 351–357.
368. **RODRIGUEZ-ITURBE I. et RINALDO A.** (1997) *Fractal river basins*. Cambridge: Cambridge University Press.
369. **ROSENBERG J.** (1986) *Report on forest fires in Israel*. Séminaire sur les Méthodes et matériels à utiliser pour prévenir les incendies de forêt, Valence, Espagne, 19 p.
370. **ROSENDAHL J., VEKIC M. et RUTLEDGE J.E.** (1994) *Persistent self-organization of sandpiles*, *Phys. Rev. Lett.* **73**, pp. 537–540.



371. **SAMRAH A. M.** (Ministère syrien de l'agriculture, Direction des forêts) (1995) *Les feux de forêt : le cas syrien*. *Options Méditerranéennes*, 25 : pp. 61-65.
372. **SANDERS L.** (1992) *Système de villes et synergétique*, Paris, Anthropos.
373. **SAUVAGNARGUES-LESAGE S.,** (2003) *L'apport des Systèmes d'Information Géographique au traitement des problématiques relatives aux risques naturels*. “Systèmes d'information et risques naturels : pratiques, innovations méthodologiques et technologiques”, coordonné par Guarnieri F. Presses de l'École des Mines de Paris.
374. **SCHEEFER L.** (1884) *Zur Theorie der stetigen Functionen einer reellen Veränderlichen* (a), *Acta Math.* 5 (1884), pp. 183–194.
375. **SCHERTZER D. et LOVEJOY S.** (1987) *Physical modeling and Analysis of Rain and Clouds by Anisotropic Scaling of Multiplicative Processes*, *Journal of Geophysical Research* D 8 (8) : pp. 9693-9714.
376. **SCHERTZER D., BERNARDARA P., BIAOU A., TCHIGUIRINSKAIA I., LANG M., SAUQUET E., BENDJOUDI H., HUBERT P., LOVEJOY S. et VEYSSEIRE J.M.** (2006) *Extrêmes et multifractal en hydrologie : résultats, validation et perspectives*, *La Houille Blanche*, n°5, pp.112-119

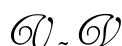
-
377. **SCHOENBERG F.P., PENG R. et WOODS J.** (2003) *On the distribution of wildfire sizes*. *Environmetrics* **14**: 6 pp. 583-592.
378. **SCIPIONI A.** (1993) *Étude de cas : l'utilisation de bases de données informatisées sur les incendies de forêt en Italie*. In : *Les incendies de forêt en région méditerranéenne - Constitution et utilisation des bases de données*, Montpellier (France), pp 41-47.
379. **SCHNEIDER E.D. et KAY J.J.** (1994) *Complexity and thermodynamics*. *Futures* **26**: 6 pp. 626-647.
380. **SEREZ M.** (1995) *Les incendies de forêt et la lutte préventive -Turkey*, n° 12, pp. 21-24.
381. **SHANNON C.E.** (1948) *A mathematical theory of communication I*. *Bell System Technical Journal* 27, pp. 379–423.
382. **SIMARD A. J.** (1991) *Fire Severity, Changing Scales, and How Things Hang Together*. *Int. J. Wildland Fire* *l(1)*: 23-34.
383. **SMALL M. et SINGER J.D.** (1982) *Resort to Arms: International and Civil Wars, 1816-1980*. Sage Publications, Beverley Hills.
384. **SMITH H.J.S.** (1875) *On the integration of discontinuous functions*. *Proceedings of the London Mathematical Society, Series 1*, vol. 6, pp. 140-153.
385. **SNEPPEN K., BAK P., FLYVBJERG H. et JENSEN M.H.** (1995) *Evolution as a self-organized critical phenomenon*. *Proc. Natl. Acad. Sci. USA* 92, pp. 5209–5213.
386. **SNEPPEN K. et NEWMAN M.E.J.** (1997) *Coherent noise, scale invariance and intermittency in large systems*. *Physica D* 110, pp. 209–222.
387. **SOL B.** (1990) *Estimation du risque météorologique d'incendies de forêt dans les régions du Sud-est de la France*, *Revue Forestière Française*, n°spécial « Espaces forestiers et incendies », pp. 263-271.
388. **SONG W.G., FAN W.C., WANG B.H. et ZHOU J.J.** (2001) *Self-organized criticality of forest fire in china*. *Ecological Modelling* 145: 1 pp. 61-68.
389. **SONG W.G., ZHANG H.P., CHEN T. et FAN W.C.** (2003) *Power-law distribution of city fires*. *Fire Safety J.* 38 (5), pp. 453–465.
390. **SORNETTE A. et SORNETTE D.** (1989) *Self-organized criticality and earthquakes*. *Europhys. Lett.* 9, pp. 197–202.
391. **SORNETTE D.** (2003) *Critical Phenomena in Natural Sciences*, chapter 14. Springer, Heidelberg, 2nd edition.
392. **SORNETTE D. et CONT R.** (1997) *Convergent multiplicative processes repelled from zero: Power laws and truncated Power laws, Pareto distributions and Zipf's law power laws*. *Journal de Physique I* 7, pp. 431–444.
393. **SORNETTE D.** (1998) *Multiplicative processes and power laws*. *Phys. Rev. E* 57, pp. 4811–4813.
-

394. **SPITZER F.** (1964) *Principles of the Random Walk*, Princeton University Press. Réédité par Springer-Verlag (1970).
395. **STEPHAN, J.M.** et **CHEVROU R.B.** (1995) *L'organisation des bases de données sur les feux de forêt en France*. Les incendies de forêt en région méditerranéenne - Constitution et utilisation des bases de données, Montpellier (France), pp. 65-70.
396. **STEWART I.** (1998) *Dieu joue-t-il aux dés ?* Champs, Flammarion, Paris.
397. **SWENDSEN R.H.** et **WANG J.S.** (1987) *Nonuniversal critical dynamics in Monte Carlo simulations*. Phys. Rev. Lett. 58, pp. 86–88.



398. **TALANDIER J.** (1992) *Mesure des séismes : une nouvelle approche. Nouvelles méthodes de localisation et de mesure de la magnitude des séismes*. La Recherche, n° 242, pp. 486-488. Avril 1992.
399. **TALEB N.N.** (2005) *Le hasard sauvage. Des marchés boursiers à notre vie : le rôle caché de la chance*, Les Belles Lettres, Paris.
400. **TALEB N.N.** (2007) *The Black Swan : The Impact of the Highly Improbable*, Random House, New York.
401. **TELESCA L., AMATUCCI G., LASAPONARA R., LOVALLO M.** et **SANTULLI A.** (2005) *Identifying spatial clustering properties of the 1997-2003 Liguria (Northern Italy) forest fire sequence*. Chaos, Solitons and Fractals n°32. pp. 1364–1370.
402. **TELESCA L., AMATUCCI G., LASAPONARA R., LOVALLO M.** et **RODRIGUES M.-J.** (2006) *Space-time fractal properties of the forest-fire series in the central Italy*, Nonlinear Science and Numerical Simulation, n°12, pp. 1326-1333.
403. **THOM R.** (1974) *Modèles mathématiques de la morphogénèse*, Collection 1018, Union Générale d'Éditions, Paris.
404. **THOM R.** (1983) *Paraboles et catastrophes*, Flammarion, Paris.
405. **THOM R.** (1994) *Pour une théorie de la morphogénèse*. In : *Les sciences de la forme aujourd'hui*, Seuil, Paris. Chap. 14, pp. 174-188.
406. **THOURET J.C.** et **LEONE F.** (2003) *Aléas, vulnérabilités et gestion des risques naturels*, In : *Questions de Géographie. Les Risques - Editions Du Temps*, Paris, pp. 37-70.
407. **TOUSSAINT O.** et **SCHNEIDER E.D.** (1998) *The thermodynamics and evolution of complexity in biological systems*. Comparative Biochemistry and Physiology a-Molecular and Integrative Physiology **120: 1** pp. 3-9.
408. **TRABAUD L.** (1989) *Les feux de forêts. Mécanismes, comportements et environnement*. France- Sélection (Ed.), 278 p.

409. **TRABAUD L.** (1976) *Inflammabilité et combustibilité des principales espèces des garrigues de la région méditerranéenne*. *Ecologia Plantarum*, tome 11, n° 2, pp. 117-136.
410. **TRABAUD L.** (1992) *Fire in mediterranean ecosystems. Atelier international sur l'action du feu dans les écosystèmes méditerranéens*, Banyuls-sur-Mer (France), 441 p.
411. **TRABAUD, L.** (1985) *Quantités d'énergie et puissance potentielle de feu de quelques communautés végétales du Sud de la France*. *Acta Oecologica*, 6, pp. 387-394.
412. **TURCOTTE D.L.** (1997) *Fractals and Chaos in Geology and Geophysics*, 2nd ed, Cambridge Univ. Press, Cambridge.
413. **TURCOTTE D.L.** (1999a) *Self-organized criticality*, *Rep. Prog. Phys.*, No. 6, pp. 1377–1429.
414. **TURCOTTE D.L.** (1999b) *Seismicity and self-organized criticality*, *Phys. Earth Planet. Int.*, 11, pp. 275–293.
415. **TURCOTTE D.L., MALAMUD B.D., MOREIN G. et NEWMAN W.I.** (1999c) *An inverse-cascade model for self-organized critical behaviour*, *Physica*, A26, pp. 629–643.
416. **TURCOTTE D.L. et MALAMUD B.D.** (2004) *Landslides, forest fires, and earthquakes: examples of self-organized critical behaviour*. *Physica A*, 340, pp. 580–589.



417. **VALETTE J.C.** (1990) *Inflammabilité des espèces forestières méditerranéennes. Conséquences sur la combustibilité des formations forestières*. *Revue Forestière Française*, Numéro spécial Espaces.
418. **VALETTE J.C.** (1999) *État des connaissances sur l'impact des incendies*. Convention INRA-DERF 61.21.14/97:173 p.
419. **VELEZ R.** (1990) *Les incendies de forêt dans la région méditerranéenne : panorama régional*. *Unasylva*, n°41, pp. 3-9.
420. **VON KOCH H.** (1904) *Une méthode géométrique élémentaire pour l'étude de certaines questions de la théorie des courbes planes*, *Acta Math.* 30 (1906), pp. 145–174.



421. **WARD L.M.** (2001) *Dynamical Cognitive Science*. MIT Press.
422. **WEIDLICH W. et HAAG G.** (1988) *Interregional migrations. Dynamic theory and comparative analysis*, Berlin, Springer Verlag.
423. **WEST G.B., BROWN J.H. et ENQUIST B.J.** (1997) *A general model for the origin of allometric scaling laws in biology*. *Science* 276, pp. 122–126.
424. **WHELAN R.J.** (1995) *The ecology of fire*. Cambridge: Cambridge University Press.



-
425. **WHITE G.F.** (1990) *Natural hazards: Local, National. Global.* New York. Oxford University Press, 260 p. World Resources Institute. WRI, “*World Resources*”, 1990-1991. New York, Oxford University Press, 383 p.
426. **WILSON A.** (1981) *Catastrophe theory and bifurcation*, London, Croom Helm.
427. **WOODCOCK J.** (1993) *A Fire Danger Rating System for Israel* - Israel: pp. 12-14. http://www.fire.uni-freiburg.de/iffn/country/il/il_1.htm.
428. **WOODCOCK J.** et **CHEVROU R.B.** (1995) *De l'utilité de l'analyse des données sur les feux de forêt : le cas d'Israël.* Les incendies de forêt en région méditerranéenne - Constitution et utilisation des bases de données, Montpellier (France), pp. 51-54.
- 
429. **YANG C.B.** (2004) *The origin of power-law distributions in self-organized criticality.* Journal of Physics A, 37, L523–L529.
430. **YULE G.U.** (1925) *A mathematical theory of evolution based on the conclusions of Dr. J. C. Willis.* Philos. Trans. R. Soc. London B 213, pp. 21–87.
431. **YEOMANS J. M.** (1992) *Statistical Mechanics of Phase Transitions*, Clarendon, Oxford.
- 
432. **ZAJDENWEBER D.** (1994) *Equité et jeu de Saint-Petersbourg.* Revue économique, Volume 45, Numéro 1, pp. 21-46.
433. **ZAJDENWEBER D.** (2000) *Economie des extrêmes.* Nouvelle bibliothèque scientifique, Flammarion, Paris, 218 p.
434. **ZANETTE D.H.** et **MANRUBIA S.C.** (2001) *Vertical transmission of culture and the distribution of family names.* Physica A 295, pp. 1-8.
435. **ZHANG Y.H., WOOSTER M.J., TUTUBALINA O.** et **PERRY G.L.W.** (2003) *Monthly burned area and forest fire carbon emission estimates for the Russian Federation from SPOT VGT*, Remote sensing of environment, n°87.
436. **ZHOU J.H., MA S.J.** et **HINMAN G.W.** (1996) *Ecological exergy analysis: A new method for ecological energetics research.* Ecological Modelling **84: 1-3**, pp. 291-303.
437. **ZHOU T.** et **CARLSON J.M.** (2001) *Dynamics and changing environments in HOT.* Phys. Rev. E **62**, pp. 3197-3204.
438. **ZHOU T., CARLSON J.M.** et **DOYLE J.** (2002) *Mutation, specialization, and hypersensitivity in HOT.* Proc. Nat. Acad. Sci. **99**, pp. 2049-2054.
439. **ZHOU T., CARLSON J.M.** et **DOYLE J.** (2005) *Evolutionary Dynamics and Highly Optimized Tolerance.* J. Theor. Bio. **236**, pp. 438-447.
440. **ZIPF G.K.** (1949) *Human Behaviour and the Principle of Least Effort.* Addison-Wesley, Reading, MA.
-

Table des illustrations

Chapitre 1

Figure 1. Un exemple de tissu urbain continu dans CORINE Land Cover.....	20
Figure 2. Un exemple de tissu urbain discontinu dans CORINE Land Cover.....	21
Figure 3. L'occupation du sol en PACA en 2000 selon CORINE Land Cover.....	23
Figure 4. Caractéristiques des images satellites pour CORINE Land Cover.....	24
Figure 5. Départements couverts par la base de données Prométhée.....	26
Figure 6. Le maillage DFCI des données Prométhée et du système de lutte.....	28
Figure 7. Exemple de carte opérationnelle avec un quadrillage DFCI sur fond IGN.....	30
Figure 8. Niveau le plus local du maillage DFCI.....	32
Figure 9. Émergence locale (4 km ²) du phénomène incendiaire en Corse et en PACA entre 1973 et 2006.....	35
Figure 10. Émergence des feux de forêt dans l'espace méditerranéen entre 1973 et 2006 : fréquence et intensité.	36
Figure 11. Un processus issu d'interactions non linéaires articulées dans les échelles.....	42
Figure 12. Diagramme des températures anormales des surfaces océaniques [°C] observées en décembre 1997 lors du phénomène El Niño.....	44
Figure 13. Un pourcentage de feux par mois en PACA entre 1973 et 2006 conforme à la définition de climat méditerranéen.....	45
Figure 14 Variations corrélées de la température moyenne et du nombre de grands feux de forêt dans l'Ouest des Etats-Unis.....	48
Figure 15. Causalité et corrélation : un transfert risqué.....	49
Figure 16. Causalités et corrélations dans les échelles géographiques.....	51
Figure 17. Répartition de l'énergie produite par le feu et celle utilisée pour sa propagation.....	54
Figure 18. Influence de la pente sur la vitesse du feu.....	54
Figure 19. La variabilité de la connaissance des causes de feux dans les pays méditerranéens.....	56

Chapitre 2

Figure 20. Le phénomène feu de forêt dans les pays méditerranéens de 1973 à 2006 : les valeurs brutes.....	69
Figure 21. Valeurs relatives des feux de forêt dans les pays méditerranéens de 1973 à 2006.....	69
Figure 22. Valeurs brutes et valeurs relatives des feux de forêt dans le Sud de la France de 1973 à 2006.....	71
Figure 23. Schématisation d'une courbe de Gauss.....	75
Figure 24. Taille moyenne des feux en Europe méditerranéenne entre 1955 et 2005.....	76
Figure 25. Taille moyenne des feux dans le Sud de la France (1973-2006).....	78
Figure 26. Taille moyenne des feux dans certaines communes du Sud de la France (1973-2006).....	78
Figure 27. Mode et médiane des distributions statistiques de feux de forêt (1973-2006).....	80
Figure 28. Histogramme des distributions et comparaison à une distribution théorique gaussienne.....	82
Figure 29. Les distributions de feux dans le Sud-est de la France : diagramme de TUKEY.....	84
Figure 30. Tableau synthétique des paramètres du diagramme de TUKEY appliqué aux séries de feux.....	85
Figure 31. Distribution des feux (> 200 ha) au Canada entre 1959 et 1999 : diagramme de Tukey.....	86
Figure 32. La morphologie des distributions statistiques de feux de forêt : asymétrie et aplatissement.....	89
Figure 33. La droite de Henry pour séries statistiques d'incendies de forêt.....	91
Figure 34. Représentation schématique d'une distribution présentant une longue traîne.....	92

Chapitre 3

Figure 35. Distribution des tremblements de terre au Sud-est des États-Unis entre 1974 et 1983.....	102
Figure 36. L'universalité de la loi puissance ?.....	114
Figure 37. Seuil de mesure de l'exposant α pour différents phénomènes naturels.....	116
Figure 38. Loi puissance et feux de forêt en Chine.....	119
Figure 39. Quelques résultats sur les feux américains en région méditerranéenne et subtropicale.....	120
Figure 40. Les feux de forêt en loi puissance : synthèse des principaux résultats à l'étranger.....	121
Figure 43. Caractéristiques des zones identifiées en Ligurie (Italie) par P. Fiorucci et al. (2006).....	124

Chapitre 4

Figure 44. Prise en compte par des segments de droite de la courbure des distributions hiérarchiques des surfaces brûlées par les feux de forêt.....	136
Figure 45. Distributions de type fractal parabolique dans la nature.....	138
Figure 46. Effets de la discrétisation des données sur la forme des distributions.....	142

Figure 47. Inadéquation de la fractalité rectiligne pour rendre compte de la distribution hiérarchique des feux de forêt	144
Figure 48. Du modèle Fractal Linéaire (FL) au modèle Fractal Parabolique (FP) pour rendre compte de la distribution hiérarchique des Tailles de Surfaces Brûlées (TSB).....	148
Figure 49. Extrapolation des effectifs de feux de forêt à partir des modèles FL et FP.....	150
Figure 50. Le modèle Fractal Parabolique pour les feux de forêt : approche régionale	153
Figure 51. Le Modèle Fractal Parabolique pour les feux de forêt : approche départementale	155
Figure 52. Les feux de forêt dans l'espace méditerranéen français classés selon le paramètre Cc du modèle Fractal Parabolique : des hiérarchies à la morphologie hétérogène	156
Figure 53. Synthèse des paramètres du modèle Fractal Parabolique	157
Figure 54. L'intensité des plus grands feux révélée par le paramètre -b-	159
Figure 55. Typologie des départements du Sud-est de la France selon les paramètres Cc et -b- du modèle Fractal Parabolique.....	160
Figure 56. Schématisation de plusieurs distributions puissances	161
Figure 57. Du modèle Fractal Linéaire au modèle Fractal Parabolique pour décrire les séries statistiques de feux de forêt.....	162
Figure 58. Corrélation à l'échelle des départements entre le nombre de feux et la quantité de surface brûlée. 163	
Figure 59. C : Un paramètre qui définit l'amplitude de la série statistique de feux de forêt	164
Figure 60. Résidus entre le paramètre -b- théorique et réel en fonction des contraintes (Cc).....	167
Figure 61. Cartographie des écarts au modèle pour chaque distribution départementale de feux de forêt en région méditerranéenne	169
Figure 62. Maillage DFCI dans l'espace méditerranéen et zones de mesure d'une loi puissance parabolique sur les séries de feux.....	173
Figure 63. Mailles DFCI et modèle fractal parabolique : différenciation des espaces à méso échelle selon leur histoire incendiaire	174
Figure 64. Une loi puissance parabolique à trois visages : des hiérarchies de feux de forêt contraintes, parétiennes ou à effet-roi transitoire.....	177
Figure 65. Deux régimes de feux, deux formes de loi puissance parabolique : une courbure négative et une courbure positive.....	177
Figure 66. Les effectifs de feux à méso échelle corrélés au paramètre -c- du modèle FP.....	179
Figure 67. La répartition du potentiel incendiaire dans l'espace méditerranéen français - Approche à méso-échelle du paramètre Cc du Modèle Fractal Parabolique.....	181
Figure 68. Ecart entre le paramètre -b- réel et théorique en fonction du paramètre Cc pour chaque maille DFCI de l'espace méditerranéen	182
Figure 69. Modèle FP et mailles DFCI : les résidus du paramètre -b- en fonction de la taille du plus grand feu	184
Figure 70. Cartographie des résidus du paramètre -b- du modèle Fractal Parabolique : le profil des plus grands feux en fonction des contraintes (Cc).....	188
Figure 71. La variabilité des feux dans l'espace méditerranéen français (indice K) : le potentiel incendiaire pondéré par l'homothétie des grands feux	193
Figure 72. La structuration pyramidale et morcelée du système de prévention des incendies de forêt dans le Sud-est de la France.....	201

Chapitre 5

Figure 73. Variation du coefficient de courbure avec ou sans borne inférieure (1973-2006).....	205
Figure 74. Effets de la discrétisation sur la forme des distributions de feux	207
Figure 75. Variation temporelle de la courbure dans les séries hiérarchiques de feux de forêt (1994-2000 et 2001-2006).....	210
Figure 76. Du potentiel climatique à la réalité physique : variabilité annuelle de la forme des distributions statistiques de feux en PACA.....	212
Figure 77. Les feux en PACA selon une loi puissance parabolique : écart de la structure épisodique (annuelle) à la structure globale calculée sur 34 ans	216
Figure 78. Les écarts annuels au Cc global comparés à l'intensité annuelle du phénomène (taille maximale et superficie brûlée cumulée)	217
Figure 79. Tableau synthétique des résultats saisonniers du modèle FP appliqué aux feux de forêt survenus en PACA entre 1973 et 2006.....	220
Figure 80. Corrélation saisonnière entre Cc et -b- des feux de forêt en PACA (1973-2006).....	221
Figure 81. Construction dans le temps de la structure hiérarchique des incendies de forêt (PACA) et effets des épisodes intenses sur la forme du tout.....	225
Figure 82. Une structure robuste depuis 15 ans quelle que soit la précision des données.....	227

Figure 83. Variation du coefficient de courbure des distributions de feux en PACA étudiées en temps cumulé inversé (2006 à 1973).....	228
Figure 84. Un scénario prospectif avec des feux contraints par de nombreuses boucles de rétroactions négatives	231
Figure 85. Un scénario prospectif avec des feux favorisés par de nombreuses boucles de rétroactions positives	232
Figure 86. Un scénario prospectif avec des événements « royaux »	235
Figure 87. Stabilité de la courbure des distributions hiérarchiques de feux de forêt (seuil 0,1ha)	238
Figure 88. Stabilité de la courbure des distributions hiérarchiques de feux de forêt (sans seuil)	239
Figure 89. Corrélogramme sur le paramètre Cc des distributions annuelles des feux de forêt en PACA	242
Figure 90. Représentation du système des feux de forêt en PACA entre 1973 et 2006 : variation annuelle de la courbure de la loi puissance	244
Figure 91. L'attracteur étrange de E. Lorentz	245
Figure 92. Représentation du système des feux de forêt en PACA entre 1973 et 2006 : variation saisonnière du paramètre Cc du modèle Fractal Parabolique	248
Figure 93. Représentation du système des feux de forêt en PACA entre 1973 et 2006 : variation estivale du paramètre Cc du modèle Fractal Parabolique	250
Figure 94. Représentation du système des feux de forêt en PACA entre 1973 et 2006 : variation estivale de l'indice K	252
Figure 95. Représentation du système des feux de forêt en PACA entre 1973 et 2006 : variation annuelle du paramètre Cc pour la période d'automne au printemps	253
Figure 96. Système de pendules à torsion disposés le long d'un axe	264

Chapitre 6

Figure 97. Durée de retour des petits (1 ha) et grands feux (1 000 ha) aux USA à partir des paramètres de l'ajustement rectiligne de la loi puissance	280
Figure 98. Cartographie de la durée de retour théorique d'un feu de forêt $\geq 1\ 000$ ha aux USA	280
Figure 100. Agrégation des événements selon la date de leur occurrence : un exemple en PACA	284
Figure 101. Quelques exemples de chroniques de feux de forêt dans l'espace méditerranéen français (1973-2006)	285
Figure 102. Les chroniques régionales de feux de forêt dans l'espace méditerranéen français (1973-2006)....	287
Figure 103. Les chroniques régionales de feux de forêt selon une loi puissance parabolique (1973-2006)	289
Figure 104. Covariance d'échelle des chroniques départementales de feux de forêt (1973-2006)	291
Figure 105. Chroniques journalière des feux et loi puissance parabolique : tableau de synthèse	293
Figure 106. Corrélation des paramètres Cc et -b- du modèle FP appliqué aux chroniques départementales d'incendies de forêt (1973-2006)	294
Figure 107. Corrélation entre la fractalité de la taille des feux et celle des chroniques	297
Figure 108. Indice K des séries chronologiques et hiérarchiques : calcul des résidus	298
Figure 109. Les modalités de la dissipation énergétique journalière par les feux de forêt :	302
Figure 110. Modulation saisonnière de la structuration statistique des chroniques de feux dans l'espace méditerranéen	304
Figure 111. Modulation saisonnière de la structuration en loi puissance des chroniques régionales des feux de forêt (1973-2006)	306
Figure 112. La poussière de Cantor	308
Figure 113. Différentes modalités de la poussière de Cantor	309
Figure 115. Double rythmicité des séquences éruptives	311
Figure 115. Typologie des grands volcans dans le monde selon la fractalité des intermissions entre les éruptions	312
Figure 116. Intermissions dans les chroniques d'incendies de forêt entre 1973 et 2006	316
Figure 117. Variation à l'échelle du bassin méditerranéen français de la dimension fractale du signal chronologique incendiaire	318
Figure 118. Variation dans l'ordre des échelles d'intensité du phénomène du poids des intermissions dans les activités incendiaires régionales	321
Figure 119. Variation dans les échelles de TSBJ de la dimension fractale des chroniques départementales de feux de forêt	325
Figure 120. Variation relative de D dans les échelles des Tailles des Surfaces Brûlées Journalières (TSBJ) ...	327
Figure 121. Fractalité des chroniques de feux (TSBJ) selon la situation géographique des départements : la Haute-Corse face aux deux départements alpins	328
Figure 122. Croissance dans les échelles d'intensité du phénomène de la lacunarité de la chronique en 04 et 05 par rapport à la Haute-Corse (2b)	329

Figure 123. Changement de la nature du phénomène dans les échelles de temps et d'espace.....	341
--	-----

Chapitre 7

Figure 124. Exemples de séries chronologiques et valeurs de Hurst correspondantes.....	345
Figure 125. Schématisation de R/S dans le calcul de l'exposant de Hurst.....	347
Figure 126. Mesure de l'auto similarité d'une série de données par l'exposant de Hurst.....	349
Figure 127. Évolution au cours du temps de l'instabilité du phénomène feu dans le Sud de la France.....	352
Figure 128. Variation annuelle de l'instabilité dans la chronique d'incendies de forêt en PACA (1973-2006) selon l'exposant de Hurst.....	354
Figure 129. Courbure et instabilité dans les séries statistiques de feux de forêt.....	355
Figure 130. Intensité et instabilité dans les chroniques départementales d'incendies de forêt.....	356
Figure 131. Différenciation des mailles DFCI selon le poids des événements rares dans les séries de feux de forêt (selon l'exposant de Hurst).....	362
Figure 132. L'exposant de Hurst et le coefficient de courbure pour les mailles DFCI.....	366
Figure 133. Écart à l'instabilité chronologique théorique des feux de forêt dans les mailles DFCI.....	369
Figure 134. Les écarts locaux entre la valeur réelle de l'exposant de Hurst et sa valeur théorique.....	371
Figure 135. Ajustement parabolique des valeurs de R/S dans le calcul de l'exposant de Hurst.....	375
Figure 136. Ajustement parabolique des valeurs de R/S dans le calcul de l'exposant de Hurst pour les trois régions méditerranéennes françaises.....	376
Figure 137. Ajustement parabolique des valeurs de R/S pour les départements du Sud-est.....	377
Figure 138. Persistance et anti-persistance de l'activité incendiaire dans le bassin méditerranéen français (1973-2006).....	379
Figure 139. Persistance et anti-persistance de l'activité incendiaire dans le bassin méditerranéen français (lissage à 5 intervalles de temps).....	381
Figure 140. Variabilité des fluctuations persistantes de l'activité incendiaire dans les espaces méditerranéens (selon H-local sur trois intervalles de temps).....	384
Figure 141. Description technique et illustrations de la cartographie des feux dans RISK-EOS.....	399

Chapitre 8

Figure 142. Echantillon des traces d'incendies de forêt (département – année – surface).....	400
Figure 144. Les grandes formes incendiaires : des structures spatiales presque invariantes d'échelle (a).....	404
Figure 145. Les grandes formes incendiaires : des structures spatiales presque invariantes d'échelle (b).....	405
Figure 146. Une morphologie de la surface incendiée variant avec la taille maximale.....	406
Figure 147. Un maillage pour la segmentation spatiale de la forme incendiaire.....	412
Figure 148. Dimension fractale et superficie brûlée locale.....	414
Figure 149. Approximation de l'approche postulant l'invariance scalaire.....	415
Figure 150. Une courbure explicative des approximations de l'approche rectiligne des fractales.....	415
Figure 151. Coefficient de courbure et compacité des surfaces brûlées locales.....	416
Figure 152. Coupes longitudinales de l'empreinte spatiale des feux « jumeaux » de Vidauban (Var, juillet 2003).....	418
Figure 153. Coupes verticales pour l'évolution morphologique du feu dans l'espace et au cours du temps.....	421
Figure 154. Type de maillage expérimental pour l'analyse des bordures du phénomène incendiaire.....	425
Figure 155. Dimension fractale des bordures locales des feux « jumeaux » de Vidauban (juillet 2003).....	426
Figure 156. Relation entre Cc et SD de D pour les bordures.....	427
Figure 157. Corrélation entre les paramètres Cc et -b- pour les bordures segmentées des feux « jumeaux » de Vidauban (juillet 2003).....	428
Figure 158. Le concept dual de lieu : un niveau inférieur causal, matériel, efficient (réductionnisme) et un niveau supérieur causal, structurel (propriété émergente). Source : Martin, 2003.....	432
Figure 159. Rapports de voisinage entre le bâti et la végétation : équilibre et enclavement spatial.....	435
Figure 160. Calcul de la densité de voisinage : approche dyadique avec un facteur 3.....	435
Figure 161. La transition spatiale entre bâti et forêt : des structures régionales au mitage local.....	438

Index

- Analyse spatiale 30, 60, 176, 177, 261, 394, 422, 430, 433, 436, 456, 457, 474, 480
- Anormalité..... 77, 78, 82, 83, 142
- Attracteurs 238, 239, 438
- Autocorrélation 177, 240, 268, 288, 355, 357, 359, 361, 363, 367, 373, 376, 380, 384, 389
- Auto-organisation..... 10, 237, 252, 253, 254, 259, 260, 261, 264, 269, 288, 290, 313, 480
- Avalanche..... 263, 282
- Bak (Per) 95 à 104, 113, 129, 145, 158, 261, 271, 273, 282, 288, 300, 303, 331, 335 à 339, 357, 365, 373, 394, 397, 410, 441, 461
- Bouleversement..... 363, 382, 398
- Cantor (Georg)..... 294, 307, 308, 309, 310, 314, 320, 331, 457, 473
- Chaos..... 35, 211, 221, 222, 266, 290, 336, 444, 445, 447, 451, 452, 480
- Complexité 10, 31, 46, 113, 122, 259, 273, 282, 314, 335, 361, 388 à 398, 401, 411, 413, 428 à 431, 439 à 450, 463
- Cyclicité 244, 335, 342, 380, 393
- Cygne noir..... 9, 332 à 336, 344, 350 à 358, 363 à 365, 379, 382, 389, 392, 398, 450
- Dauphiné (André)..... 113, 184, 254, 335, 431, 445, 447, 448, 449, 450, 451
- Déterministe 10, 141, 221, 244, 252, 253, 266, 277, 290, 339, 389, 429, 449, 451
- DFCI..... 24, 31, 121 à 129, 168, 188, 190, 199, 210, 255, 260, 268, 278, 287, 350, 359, 369, 372, 383, 390, 397, 460
- Ecosystèmes 42, 44, 259, 264
- Effet-roi..... 135, 173, 174, 217, 229, 233, 234, 247, 255, 260, 272, 299, 301, 302
- Energie 51, 98, 143, 239, 259, 283, 293, 296, 300, 314, 329, 335, 352, 368, 385, 387, 391, 394, 397, 413, 423, 450
- Hasard 9, 35, 54, 71, 84, 195, 211, 221, 253, 266, 332 à 339, 342, 380, 389, 394, 428, 444
- HOT..... 113, 267, 268, 330
- Hurst (Harold Edwin)..... 9, 273, 317, 332, 336, 342 à 367, 370 à 392, 457, 462, 463
- Induction 35, 344, 363, 388, 389, 450
- Loi puissance... 8, 9, 89 à 178, 193, 211 à 234, 235, 240 à 256, 264 à 306, 316, 330, 348, 358, 372 à 390, 397, 403
- Modèle Fractal Parabolique 123, 148, 149, 152, 169, 173, 174, 175, 178, 217
- Non linéarité..... 10, 37, 59, 340, 389, 394, 429, 444, 447, 449, 450
- Pareto (Vilfredo) 89, 91, 95, 97, 101, 123, 129, 130, 137, 140 à 160, 173 à 177, 209, 255, 257, 269, 272, 277, 342, 387, 390, 397, 455
- Percolation..... 184, 187, 261, 365, 368, 412, 419, 431
- Persistance..... 22, 42, 43, 205, 232, 345, 346, 351, 356, 364, 374, 378 à 392, 448
- Poincaré (Henri)..... 71, 268
- Popper (Karl)..... 344, 363, 450
- Prédiction 37, 47, 59, 230, 249, 268, 277, 340, 341, 392, 431, 449, 452
- Prigogine (Ilya) 259, 265
- Probabilité... 8, 9, 46, 71, 81, 89, 95, 102, 108, 114, 129, 182, 205, 231, 255, 263, 277 à 296, 304, 332 à 368, 375, 382, 387, 390, 398
- Régime 44, 119, 129, 138, 165 à 169, 191, 203, 222 à 239, 256, 271, 296, 299, 303, 382
- Risque..... 7, 19, 24, 42, 50, 114, 122, 144, 159 à 171, 265 à 279, 312, 334 à 344, 363 à 367, 388, 398, 428 à 448, 456 à 461
- Sierpinski (Wacław)..... 123, 157, 308, 309
- SOC..... 113, 254, 261, 264, 273
- Structure spatiale..... 14, 143, 183, 189, 245, 294, 303, 305, 330, 372, 402, 413, 427 à 440

Système dissipatif.....	238, 263, 397, 398, 441, 445, 450
Ubiquité.....	113, 300, 301, 302, 303, 305
Von Koch (Helge).....	123, 141, 157, 257, 309, 407, 424
Zipf (George Kingsley).....	89, 91, 95, 97, 99, 100, 101, 102, 110

