



**HAL**  
open science

## Modélisation Pluie-débit Durée Fréquence

Thierry Leviandier

► **To cite this version:**

Thierry Leviandier. Modélisation Pluie-débit Durée Fréquence. Hydrologie. Université Pierre et Marie Curie - Paris VI, 2008. tel-00360116v2

**HAL Id: tel-00360116**

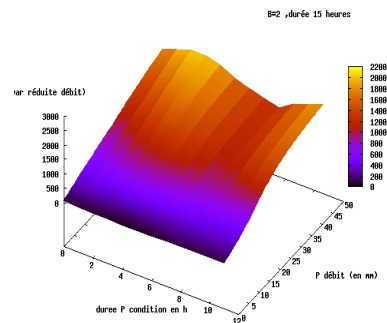
**<https://theses.hal.science/tel-00360116v2>**

Submitted on 11 Feb 2009

**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.

## Modélisation Pluie-débit durée-fréquence



### Mémoire d'Habilitation à Diriger des Recherches

présenté à l'Université Pierre et Marie Curie devant le jury

**Pierre Ribstein, Professeur UPMC, président**

**András Bárdossy, Professeur, Université de Stuttgart, rapporteur**

**Armelle Guillou, Professeur Université de Strasbourg, examinatrice**

**Michel Lang, Chef de l'Unité de Recherche Hydrologie-Hydraulique, Lyon.**

**Cemagref, rapporteur**

**Michel Vaclin, Directeur de Recherche CNRS, LTHE, Grenoble, rapporteur**

le 20 novembre 2008

**Thierry Leviandier**

Centre d'Ecologie Végétale et d'Hydrologie.  
ENGEES-Université Louis Pasteur. Strasbourg.



# Table des matières

<b>1</b>	<b>Introduction</b>	<b>5</b>
<b>2</b>	<b>Variabilités et invariances spatiales</b>	<b>7</b>
2.1	La convergence des écoulements de surface . . . . .	7
2.2	Modélisation minimale respectant la structure d'un réseau hydrographique . . . . .	8
2.3	La traque des invariances . . . . .	9
2.4	Modèles de solutés, et de matières en suspension . . . . .	12
2.5	Facteurs géographiques, régionalisation . . . . .	14
<b>3</b>	<b>Propagation des aléas dans des processus dynamiques</b>	<b>17</b>
3.1	Nécessité de prendre en compte des processus en cascade . . . . .	18
3.2	Un processus de pluie intrinsèquement descendant . . . . .	19
3.3	Probabilités conditionnelles et intégration numérique . . . . .	22
3.4	Étude empirique du comportement asymptotique . . . . .	24
3.5	Probabilités conditionnelles asymptotiques . . . . .	28
3.5.1	Probabilités conditionnelles calculées dans le modèle stochastique . . . . .	28
3.5.2	Modèle conditionnel asymptotique . . . . .	29
3.5.3	Composition des comportements asymptotiques de modèles en cascade . . . . .	30
3.5.4	Modèles modifiant l'indice de valeurs extrêmes . . . . .	33
3.6	Durées caractéristiques pour la modélisation par événements . . . . .	34
3.6.1	Continuité par rapport à la durée dans un modèle débit-durée-fréquence . . . . .	35
3.6.2	Durées caractéristiques issues de la confrontation des périodes de retour des pluies et des débits . . . . .	36
3.7	Paramètres équivalents . . . . .	41
3.8	De l'aléa au dommage . . . . .	44

<b>4</b>	<b>Connaissances, information, décision</b>	<b>47</b>
4.1	La statistique . . . . .	48
4.1.1	La controverse sur la cohérence de la méthode GLUE . . . . .	49
4.1.2	L'information de Kullback-Leibler . . . . .	50
4.2	Estimations des états initiaux . . . . .	51
4.2.1	Utilisation auxiliaire d'un modèle en continu . . . . .	51
4.2.2	Estimation par calage . . . . .	52
4.2.3	Régionalisation des états initiaux . . . . .	52
4.3	Les durées à prendre en compte . . . . .	52
4.4	Inventaire des incertitudes . . . . .	53
4.5	Applications . . . . .	54
4.5.1	Estimation de crues centennales . . . . .	54
4.5.2	Dimensionnement de bassins de rétention . . . . .	54
<b>5</b>	<b>Conclusion et prospective</b>	<b>57</b>
5.1	Prospective . . . . .	61
5.1.1	Exploration de formalisme généralisé de paramètres équivalents . . . . .	61
5.1.2	Sélection d'épisodes simulés et interface interdisciplinaire . . . . .	61
5.1.3	Modèle pluie-débit-durée-fréquence . . . . .	62
5.1.4	Modélisation et stratégie d'échantillonnage . . . . .	63
<b>A</b>	<b>CV bref, Thierry Leviandier</b>	<b>71</b>
<b>B</b>	<b>liste des travaux encadrés</b>	<b>73</b>
<b>C</b>	<b>Publications T Leviandier</b>	<b>75</b>
<b>D</b>	<b>durée caractéristique de transfert non linéaire</b>	<b>81</b>
D.1	établissement de l'inégalité sur B . . . . .	84
D.2	limites du modèle de réservoir à vidange quadratique . . . . .	84
<b>E</b>	<b>logiciels de modélisation hydrologique</b>	<b>87</b>

**résumé**

Le cœur du mémoire concerne l'enchaînement intégré de la modélisation stochastique des pluies et de la modélisation des débits et autres flux associés.

Une première partie traite de l'aspect spatial des transferts, visant à exprimer sous une forme très synthétique la structure arborescente du réseau hydrographique. Elle suffit à transcrire des effets d'échelle et les grands contrastes internes au bassin versant concernant la fonction de production, ce qui assoit une méthode de régionalisation efficace. Une variante plus réaliste dans la représentation de l'hydraulique permet de représenter l'atténuation hydraulique au sein d'un bassin versant.

La modélisation stochastique de la pluie (CECP) procède par désagrégation de la pluie totale d'un épisode en sous épisodes. Cette décomposition *quantité x forme* permet d'utiliser des fonctions monotones à forme donnée, et donc d'inverser le modèle ou de calculer facilement des probabilités conditionnelles, opérations généralement impossibles avec d'autres modèles. Le modèle n'est donc pas restreint à une utilisation en simulation, mais permet un calcul explicite (numérique) des fréquences rares. Les probabilités conditionnelles se révèlent par ailleurs une représentation conjointe des aspects dynamiques et probabilistes que l'on propose d'appeler modèle pluie-débit-durée-fréquence, et qui manifeste l'existence de durées critiques dépendantes de la fréquence. On propose par ailleurs une formulation approchée, sous forme de loi dérivée, c'est à dire une distribution de probabilité dont les paramètres sont les paramètres de la transformation pluie-débit. Pour estimer ce modèle dans des conditions variées de disponibilité de l'information, on propose d'utiliser l'information de Kullback-Leibler, avec une adaptation pour les valeurs extrêmes.

**abstract**

The thesis is built on a stochastic rainfall model used as input of a rainfall-runoff model, possibly coupled with a water quality model. A first part deals with space, trying to encompass the tree structure of the river network in a very simple form. It enables looking at scale effects and is sufficient to represent the main contrasts of the loss function within the basin, with as by-product, an efficient regionalisation method. A variant, more respectful of hydraulics is adapted to flood mitigation. The CECP Rainfall stochastic model principle is to desaggregate the total rainfall of a storm into sub-events. As this decomposition *quantity x shape* generates monotonous functions, for a given shape, it allows inversion of models, and calculation of conditional probability distribution functions, which is generally impossible with other models. As dynamics and statistical properties

are embedded within conditional pdf, they can be termed as a Rainfall-Runoff duration-frequency model. This model exhibits critical duration depending on frequency. Another approached analytical formulation is proposed for extreme values, as a derived distribution, that is a pdf which parameters are parameters of the R-R model, and of the rainfall pdf. In order to estimate the parameters of this model in different cases of data availability, the Kullback-Leibler information seems a relevant framework, provided it is modified for extreme values.

**remerciements**

Je remercie les membres de mon jury, András Bárdossy, Armelle Guillou, Michel Lang, Pierre Ribstein, et Michel Vauclin pour avoir bien voulu juger mon travail et avoir engagé lors de la soutenance orale une discussion stimulante sur la "quête du graal" des valeurs extrêmes, contradiction entre la nécessité de fournir des références, et les incertitudes que révèle l'approche scientifique de cette question.

Mes remerciements vont aussi aux doctorants, encadrés pendant plus d'une décennie sans cette précieuse habilitation, Zhong, Raouda, Gabriela, Ahmed, Reda, Gilles, Nicolas, Anna et Stéphanie dont beaucoup continuent soit dans la recherche soit dans l'opérationnel, à travailler dans le domaine de l'hydrologie et des risques. Ce mémoire joue entre la compilation et la réinterprétation de leurs travaux, mais il est certain que la direction de ces thèses est une composante essentielle de la synthèse d'aujourd'hui. Mes remerciements vont aussi aux co-directeurs, ou directeurs en titre de ces thèses, Jean Fried, Rémi Pochat, Joël Humbert, Jean-Luc Mercier, Caroline Grégoire, et particulièrement au professeur Ghislain de Marsily, pas seulement parce que c'est au titre de deux thèses, mais pour ses encouragements à m'inscrire en HDR, en sautant moi même la case "thèse", et pour m'avoir appris la pluridisciplinarité au sein du PIREN Seine.

Ce travail s'est effectué au sein de deux équipes, que j'appellerai pour simplifier l'évolution de leurs dénominations la division (non, ça fait quand même trop siècle passé), l'Unité de recherche hydrologie du Cemagref d'Antony, et le Centre d'écologie végétale et d'hydrologie UMR entre l'ENGEES et l'Université Louis Pasteur. J'y ai bénéficié d'échanges fructueux qui ont contribué à forger ma philosophie de recherche, des résultats de recherches plus expérimentales que les miennes, et au delà des collaborations scientifiques directement contributrices, d'abord en position de recevoir l'enseignement de Claude Michel au Cemagref, ensuite je l'espère en position de transmettre à Sylvain Payraudeau.

Je n'oublie pas que ma famille a été le témoin patient d'une recherche dont le caractère théorique s'accommode d'un environnement non professionnel (Leviandier Elisabeth, 2008).



finalisation du manuscrit. Leviandier Elisabeth,  
encre sur papier, 2008





# Chapitre 1

## Introduction

Le présent exercice consiste à dérouler le fil conducteur de recherches étalées sur de nombreuses années. Bien entendu, la vision rétrospective diminue la sinuosité de ce fil conducteur. Ma première idée était que cette reconstruction était une figure imposée dans une logique d'exposition primant sur la logique de découverte. Il semble que poussée trop loin, elle brouille la perception de la démonstration attendue d'une contribution originale au sujet traité. Ayant voulu conserver une rédaction impersonnelle dans le corps du texte, j'assume en bloc la paternité des résultats présentés <sup>1</sup> et la propriété des propositions faites, lorsqu'elles se démarquent du corpus consensuel. J'use d'autoréférences pour renvoyer à des informations plus détaillées et n'en abuse pas pour dater ou marquer le territoire. Pour porter témoignage d'une démarche de recherche, j'ai préféré rendre compte de l'exploration de certaines pistes qui ne convergent pas, ou même de voies qui semblent se fermer, obligeant à regarder ailleurs. L'estimation de l'aléa hydrologique en fonction de données du milieu réellement disponibles, n'a pas fait l'objet d'une obsession monomaniaque. Mes premiers pas en hydrologie tendaient plutôt à m'en écarter, comme d'un sujet non scientifique car non sujet à validation. Mais le rapprochement des approches dynamiques pluie-débit, et statistiques durée-fréquence, semble aujourd'hui un fruit mûr, une idée à creuser pour l'approfondissement de l'hydrologie et la communication avec d'autres disciplines. Malgré l'absence de précautions oratoires (vers la.. ou contribution à ...) dans le titre, il s'agit d'un objectif et non d'une tâche achevée.

J'ai choisi d'entrer en matière par la question de la discrétisation spatiale des modèles. Elle constitue un point de tension entre les approches conceptuelles-empiriques et les approches physiques, entre les approches agrégatives et désa-

---

<sup>1</sup>pouvant être partagée, au titre d'un encadrement

gréatives. Placé dans le cadre de la modélisation conceptuelle empirique développé par Claude Michel depuis la fin des années 70, c'est pour des raisons pratiques que j'ai commencé à m'intéresser à des modèles spatiaux, en voulant y faire transiter des pollutions d'origine agricole, diffuses, mais a priori trop hétérogènes dans l'espace pour conserver le mode global. Je ne me poserai cependant pas en chantre de l'hétérogénéité, ni sur le plan théorique ni sur celui de l'efficacité pratique. L'hydrologie manipule les grandes catégories communes à toutes les Sciences, l'espace, le temps, la causalité, le hasard, avec un intérêt assez bien réparti. C'est plutôt sur les trois derniers termes que je me focalise, comme en témoignent le rapport des longueurs des chapitres 2 et 3 (inverse de celui des paragraphes qui leur sont consacrés dans cette introduction), parce qu'ils me semblent poser plus de questions. L'espace est donc ici un préalable à ne pas oublier, pour pouvoir l'incorporer dans la problématique globale, à différents niveaux de simplification. Dans certains cas, il s'agit de se ramener au cas global, dans d'autres de corriger un résultat établi avec un modèle global. Mais, comme aurait dit Einstein, il faut faire le plus simple possible, mais pas plus simple. Or, même sans effet d'hétérogénéité, l'omission de l'aspect spatial peut devenir une abstraction gênante pour la réflexion sur des objets concrets, et pour une perception minimale des problèmes d'échelle.

Le troisième chapitre décrit la démarche d'assemblage de modèles conduisant à l'obtention de lois dérivées. Il s'agit d'une application assez élémentaire du calcul des probabilités, dont on pourrait penser qu'elle n'apporte aucune connaissance nouvelle et ne fait que transformer l'information. En fait, ce sont les efforts de simplification pour rendre le calcul possible (à l'aide d'un logiciel *ad hoc*, cf annexe E) qui dégagent les facteurs explicatifs, non pas de la genèse d'une crue, mais de la distribution des crues. Par ailleurs, la modélisation par événements soulève la question de la définition optimale des événements, particulièrement en ce qui concerne leurs durées.

Le dernier chapitre réintroduit le problème de l'estimation à partir de données observées, en utilisant le modèle du chapitre 3. La définition de paramètres ayant une double signification, de paramètres de distributions statistiques, mais aussi de paramètres de modèles dynamiques conceptuels, donne un éclairage assez particulier à cette question, qu'il semble approprié d'aborder par la théorie de l'information, plutôt que par les statistiques classiques ou bayésiennes.

## Chapitre 2

# Variabilités et invariances spatiales

*couper les chevelus en quatre*

### 2.1 La convergence des écoulements de surface

A quelques exceptions près (deltas, réseaux maillés artificiellement, ou pertes importantes faisant disparaître un cours d'eau), un bassin versant est parcouru par un réseau hydrographique arborescent convergeant vers son exutoire. Les pluies (aréolaires) génèrent des écoulement surfaciques, ou plus souvent sub-surfaciques, rejoignant des biefs (linéaires) convergents vers les exutoires (quasi ponctuels). Alors que la transformation de la pluie en débit peut être vue comme une transformation de signal, une signature de la structure spatiale pouvant se

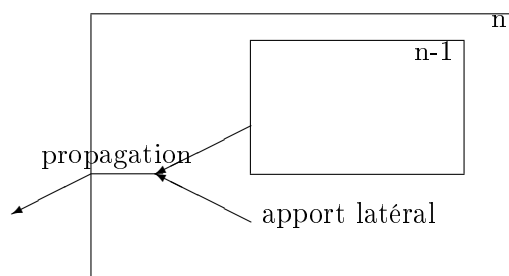


FIG. 2.1 – principe de récursivité dans MHR

substituer à une description spatiale fine, l'étude et la modélisation des flux de solutés et de matières en suspension suscitent une plus grande exigence de réalisme de la représentation géométrique. Ces flux suivent les mêmes chemins, mais les zones de départ sont souvent réparties de façon moins uniforme que la pluie, et ils subissent des processus plus variés d'amont en aval.

## 2.2 Modélisation minimale respectant la structure d'un réseau hydrographique

La forme d'un réseau hydrographique est fascinante, ainsi que l'évolution des idées sur le sujet, marquée par une explication théorique par la théorie des fractales de régularités mises en évidence de façon empirique des décennies plus tôt. La description statistique, statique mais résultant de la morphogénèse, peut être prise en compte pour la modélisation couplée de la genèse du réseau hydrographique et du relief, mais pour simuler des objets virtuels équivalents statistiquement aux objets réels. Elle se révèle lourde et complexe (voir par exemple le développement de la théorie de l'hydrogramme unitaire géomorphologique de Rodriguez Iturbe et al. (1979) pour modéliser des hydrogrammes sur des bassins versants réels. Sa dégradation sous forme d'indices de forme de bassins versants, introduits a posteriori comme facteurs explicatifs de modèles dynamiques, s'avère peu efficace.

La modélisation d'une propagation avec des longueurs et temps de transferts quelconque, asservis à une géométrie réelle, ou à une représentation équivalente fine, conduirait pour assurer une synchronisation aux confluences, à des pas de temps très petits, coûteux en temps de calcul et disproportionnés par rapport à la précision des données.

L'idée fondatrice de MHR (modèle hydrologique récursif) est donc de représenter non pas une arborescence d'arcs géométriques, mais une arborescence d'opérateurs de transfert, identiques, ou du moins pouvant être aisément assemblés. Elle est assez proche de la cascade de réservoirs, mais conserve plus longtemps la notion d'arborescence et donc de récursivité sur les opérateurs. Dans sa conception initiale, l'opérateur devait être assez général et non linéaire pour tester précisément des effets d'échelle. En fait, le modèle peut subir deux dégradations, l'une consistant à restreindre les opérateurs à des opérateurs linéaires, l'autre à les restreindre à des routages par simple translation (non «basés sur la physique» !). Cependant, une version moins simplifiée peut être mise en œuvre, pour une propagation plus respectueuse de l'hydraulique. Elle emprunte la simulation du transfert hydraulique, tenant compte de la pente et de la rugosité, par une succession de réservoirs, selon le modèle de Bentura and Michel (1997). Ces modes dégradés se révélant largement suffisants dans la pratique, les investigations théoriques n'ont pas été effectuées à ce jour.

### 2.3 La traque des invariances

L'aspect spatial consiste à définir les aires de production associées au réseau d'opérateurs, qui dans la conception récursive, sont toujours des apports latéraux. La description de l'arborescence, des opérateurs de transfert, tout comme des descriptions usuelles d'ordre dans les réseaux hydrographiques, présente quelques degrés de liberté exprimant l'intensité du remplissage du bassin par le réseau et le niveau de ramification. L'objectif est d'exploiter une statistique équivalente sur le vrai réseau, ou de tenir compte de cette variabilité de bassin à bassin, mais sans avoir l'information, en les considérant comme paramètres de calage, ou encore de s'en passer en les considérant comme universels.

Pour replacer cette question dans le cadre usuel de la description des réseaux hydrographiques, utilisons les indices  $l \leq n$  pour les ordres selon MHR (nombre d'opérateurs de transfert) et les notations  $\omega \leq \Omega$  pour les ordres de Strahler.

Utilisons aussi les notations  $a_j$  pour désigner l'aire d'un bassin d'ordre  $j$  selon l'une ou l'autre convention, et  $A_j$  pour désigner l'ensemble des bassins d'ordre  $j$ , dans un bassin plus grand d'ordre  $n$  ou  $\Omega$  (en simplifiant donc la notation qui devrait être  $A_{l/n}$  ou  $A_{\omega/\Omega}$ ). Il faut bien distinguer ces deux notions d'aires drainées, dont la première seulement correspond à un exutoire unique. Toutes les équations qui suivent sont supposées décrire des relations entre valeurs moyennes.

L'une des hypothèses de MHR est d'étendre la relation de Gray (1961), en assimilant ordre selon MHR à une longueur, est :

$$\frac{a_l}{a_n} = \left(\frac{l}{n}\right)^\gamma \quad (2.1)$$

la deuxième hypothèse de MHR est :

$$\frac{A_l}{A_n} = \left(\frac{l}{n}\right)^\alpha \quad (2.2)$$

La définition du rapport d'aire de Horton  $R_a$ , assortie d'une hypothèse d'invariance d'échelle permet par ailleurs d'écrire :

$$\frac{A_\omega}{A_\Omega} = (R_a)^{\omega-\Omega} \quad (2.3)$$

tandis qu'il existe une relation (seulement approchée) utilisant le rapport de bifurcation de Horton  $R_b$

$$\frac{a_\omega}{a_\Omega} \simeq (R_b)^{\omega-\Omega} \quad (2.4)$$

Les équations 2.1 et 2.2 donnent

$$\frac{\text{Ln}\left(\frac{A_l}{A_n}\right)}{\text{Ln}\left(\frac{a_l}{a_n}\right)} = \frac{\alpha}{\gamma} \quad (2.5)$$

et les équations 2.3 et 2.4

$$\frac{\text{Ln}\left(\frac{A_\omega}{A_\Omega}\right)}{\text{Ln}\left(\frac{a_\omega}{a_\Omega}\right)} = \frac{\text{Ln}(R_b)}{\text{Ln}(R_a)} \quad (2.6)$$

Il est assez légitime d'assimiler les premiers membres des équations 2.5 et 2.6 qui décrivent la croissance en fonction de l'ordre et ne dépendent pas des valeurs absolues.

Avec cette hypothèse on obtient

$$\frac{\alpha}{\gamma} \simeq \frac{\text{Ln}(R_b)}{\text{Ln}(R_a)} \quad (2.7)$$

Or, Il existe une conjecture, purement géomorphologique, dite conjecture de connectivité (Marani et al., 1991)), qui énonce que  $R_b$  et  $R_a$  tendent à devenir égaux pour des grands bassins.

Tranposée sur le modèle MHR, celà revient à dire que  $\alpha$  et  $\gamma$  tendent à devenir égaux, ou encore qu'un bassin d'ordre  $n$  contient en moyenne un bassin d'ordre  $n-1$ .

Si l'on considère  $\alpha$  et  $\gamma$  comme des paramètres de calage du modèle pluie débits (le reste du modèle étant composé de réservoirs du type GR2), on trouve effectivement des valeurs proches, de l'ordre de 1,75.

De plus,  $\gamma$  peut être identifié à l'exposant de la relation empirique de Gray, dont une valeur théorique établie par Mandelbrott est 1,761 . Finalement, en première approximation, la description spatiale, utilisable dans un modèle pluie-débit, de la structure spatiale, peut se faire sans aucun paramètre supplémentaire. On peut se réserver d'utiliser ou non ce degré de liberté sur la forme du réseau, selon la qualité des informations, et la qualité des autres composantes du modèle. Il faut noter, que même sans prise en compte de la variabilité interbassins, et sans paramètres supplémentaires, on n'est pas revenu exactement au modèle global. C'est cette dernière version qui a été le plus souvent mise en pratique. On pourrait même lancer la conjecture que les opérateurs de transfert équivalent présentent des régularités statistiques plus fortes que les structures de linéaires de cours d'eau.

Il reste cependant toujours un degré de liberté, qui est la vitesse de propagation dans le réseau, équivalent, pour un opérateur de transfert élémentaire fixé, au nombre d'opérateurs en série qu'il faut mettre en œuvre sur le bassin. Si l'on suppose que cette vitesse est la même sur plusieurs bassins, c'est la superficie des sous-bassins amont (déterminant le nombre total d'opérateurs en fonction de la superficie totale), qui devient le paramètre libre le plus commode, que l'on peut chercher à caler simultanément sur plusieurs bassins.

#### **premiers critères d'évaluation**

Après avoir introduit de façon parcimonieuse des concepts spatiaux dont on ressent le besoin pour certains développements, on soit se demander si on a gagné ou perdu par rapport, d'une part une globalisation pure et dure, d'autre part une spatialisation prenant en compte l'hétérogénéité des sous-bassins. Selon les jeux de données et les critères utilisés, il y a en fait peu de différence entre GR4



TAB. 2.1 – critère de Nash en fonction du nombre de stations pluviométriques

<b>nombre de stations</b>	<b>17</b>	<b>15</b>	<b>13</b>	<b>11</b>	<b>9</b>	<b>7</b>
modele global (GR4)	94,9	92,9	90,6	92,4	90,3	90,4
modele conceptuel spatial (MHR)	93,1	89,5	87,4	89,2	87,4	87,1
modele global sur chaque sous-bassin	91,1	90,5	86,7	79,0	63,5	35,7

et MHR utilisé en version homogène et avec paramètres universels. Un point particulier est la résistance à la dégradation de l'information pluviométrique, qui a été étudiée sur quelques sous-bassins emboîtés de la Charente. Sur cet exemple, le modèle MHR est un peu moins bon que GR4, mais le fait le plus notable, est que le modèle construit par agrégation de modèles par sous-bassins, est très sensible à la quantité d'information pluviométrique. Le troisième modèle, pourrait être désigné comme étant semi-distribué.

## 2.4 Modèles de solutés, et de matières en suspension

La modélisation des éléments transportés par l'eau, que ce soit sous forme dissoute ou en solution, entretient un curieux rapport avec la modélisation des flux d'eau, tantôt en attente d'une modélisation parfaite des flux d'eau, tantôt forçant la conception de ceux ci, sans validation, pour y inscrire ses propres processus. Il faudrait sans doute mieux cerner ce qui est semblable et ce qui est différent de la modélisation quantitative. Dans les similarités, on peut relever que l'on a généralement des entrées diffuses, des processus connus (diffusion, convection, sorption) de façon générique, mais difficiles à quantifier localement, et des données de validation, trop peu nombreuses et localisés en quelques points, à l'exutoire de bassins versants, en ce qui concerne les eaux de surface. Comme différences, on a surtout le caractère parfois non conservatif de ces éléments. Toutefois, cet aspect peut être nuancé selon les conditions aux limites que l'on prend. Dans le cas de pollutions diffuses par des éléments chimiques, les réactions chimiques peuvent être déterminantes sur le long terme, mais dominés par les processus hydrologiques pendant les épisodes intenses. On peut donc tenter d'échanger une simplification du modèle pendant les crues contre une indétermination des conditions aux limites temporelles (stocks initiaux en début d'épisode). Pour les matières en suspension, le système global est conservatif, si on englobe le sol, mais faute de connaissances et données suffisantes sur l'entraînement de particules, ce n'est pas

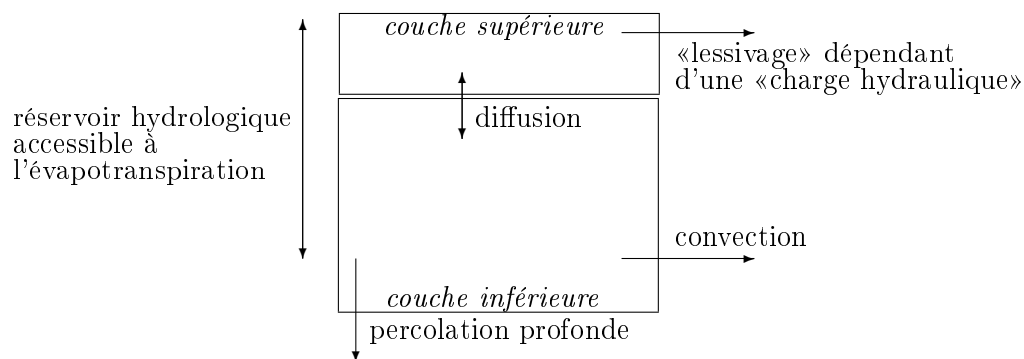


FIG. 2.2 – modèle générique de soluté couplé à un modèle hydrologique

nécessairement un avantage par rapport à la modélisation de la phase aquatique, avec une condition aux limites inconnue, à estimer.

Une autre différence tient aux objectifs assignés à la modélisation vis à vis des risques. En principe, le problème est assez similaire, l'aspect risque relève aussi de la prévention, les concentrations en polluants étant des aléas (donc probabilisables) provoquant de façon déterministe ou aléatoire des dommages sur la santé humaine ou animale, ou sur le milieu. Cependant, si les tolérances peuvent être fixées à des niveaux extrêmement rares de probabilité de dommages, on s'intéresse soit à des occurrences de concentrations fréquentes, soit à des fréquences nulles, ou période de retour infinie, lorsqu'on fixe un seuil à ne jamais dépasser. Ce dernier point résulte de la fixation de normes de concentrations, levier puissant pour l'action, faisant abstraction des processus hydrologiques qui forcent une grande variabilité des concentrations. Plus on fera de mesures, plus on détectera de dépassements de normes qui ne traduisent pas nécessairement une élévation du niveau de risque défini avec une sous-estimation de cette variabilité. Cette remarque n'exclut pas que des pics de concentrations réels aient des effets réels sous-estimés. Les références moins nombreuses et les connaissances moins établies en la matière font que l'objectif de la modélisation est moins d'extrapoler, que de suppléer au manque de mesures, ou d'aider à planifier la collecte de nouvelles mesures.

Ces particularités ne semblent pas interdire une approche similaire à celle de la modélisation quantitative, en autorisant l'introduction de nouveaux paramètres, en rapport avec de nouvelles informations. C'est ce qui a été développé dans les

thèses de Zhong Cai Ma, Gabriela Mantilla-Morales et Ahmed Zermani, sur le modèle de nitrates. Le modèle de nitrate utilisé ressemble à tous les modèles de nitrates, avec une identification assez naturelle, ou osée selon le point de vue, d'une variable hydrologique «conceptuelle» et d'une humidité du sol utilisée comme forçage du sous modèle biogéochimique. Il est à noter que la prise en compte du couplage d'un modèle de nitrate a imposé quelques modifications au modèle hydrologique, tout simplement pour éviter aux concentrations de tendre vers l'infini, qui se révèlent assez pertinentes du seul point de vue quantitatif, dans la vaste évaluation de modèles faite par Perrin et al. (2001). La réflexion se poursuit aujourd'hui, sur la construction de modèles de transfert de solutés, découplés des transformations chimiques.

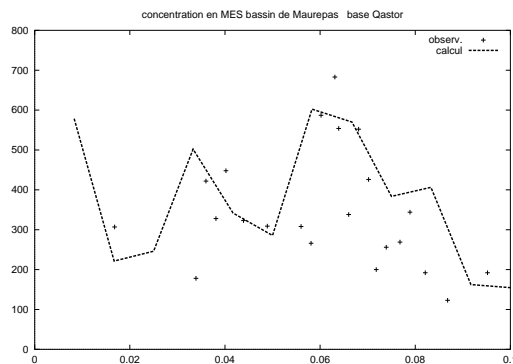


FIG. 2.3 – modélisation de matières en suspension en réseau d'assainissement

ce cas, les valeurs extrêmes ne présentent pas un intérêt direct, du point de vue risque. Le passage d'une distribution relative à un événement à une distribution relative à une période, qui procède par intégration avec un modèle auxiliaire de renouvellement, nécessite cependant de ne pas faire de trop grossière erreur sur les valeurs rares de la première. Les estimations seraient fortement biaisées, si l'on introduisaient dans le processus une distribution à variance infinie. On verra au paragraphe 3.4 les particularités du comportement asymptotique d'un modèle de MES.

## 2.5 Facteurs géographiques, régionalisation

La structure arborescente du réseau tend à éviter des corrections fallacieuses d'effets d'échelles par un transfert supposé non linéaire et global dans la modélisation (qui sans nuire à son efficacité, pourrait masquer des relations avec des facteurs physiques), d'autrepart à faciliter une prise en compte minimale de

Enfin, et cela vaut plus particulièrement pour les matières en suspension, les charges cumulées sur des périodes plus ou moins longues, peuvent être dignes d'intérêt, soit par un effet physique d'accumulation (réseaux d'assainissement), soit par retour sur l'origine du flux dans l'érosion, posant à la fois des problèmes pratiques, et des questionnements scientifiques sur l'incohérence des estimations à différentes échelles (Parsons et al., 2004). Dans

l'hétérogénéité au sein du bassin. Il s'agit en fait de semi-discrétiser un bassin, ou les grands sous-bassins d'un bassin, pour ne pas les discrétiser plus finement. La discrétisation assez grossière est destinée à traiter séparément les fonctions de production, selon une typologie prédéfinie de similitude hydrologique. Ainsi les paramètres du modèle hydrologique sont par construction, supposés dépendre de facteurs physiques, et les relations n'ont pas été déterminées a posteriori. Cependant, si l'on ne connaît pas les caractéristiques physiques qui déterminent la typologie hydrologique, il faut procéder par essais et erreurs selon une combinatoire qui peut demander une exploration assez longue. La production d'un apport «latéral» dans le plus proche opérateur de transfert, est ensuite acheminée par la série d'opérateurs de transfert. Lorsque les opérateurs de transfert sont linéaires, les productions des aires acheminées par un même nombre d'opérateurs peuvent être ajoutées avant d'être soumises au transfert. On rejoint donc la notion d'hydrogramme unitaire.

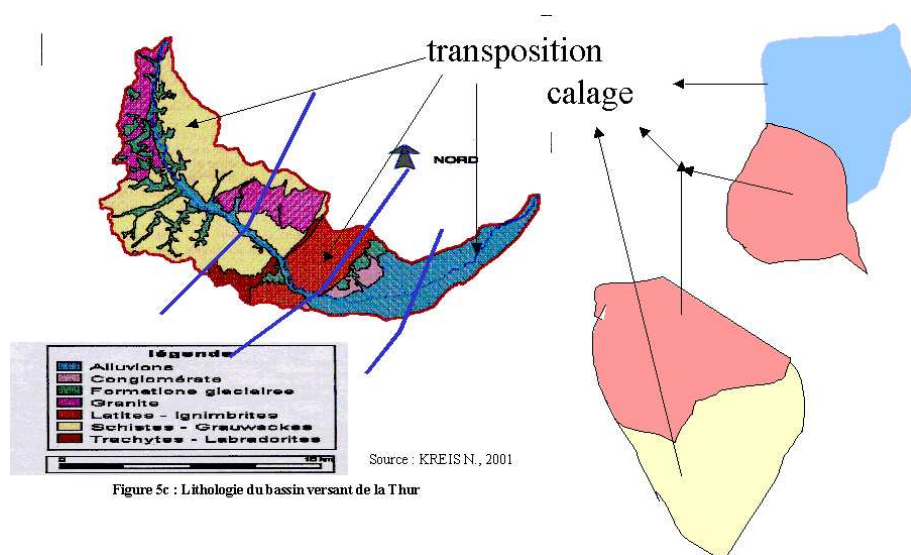


FIG. 2.4 – transposition de paramètres, d'après N.Kreis

Ceci suppose que l'on puisse déterminer, sinon la localisation précise de chaque zone par rapport au réseau, du moins le nombre d'opérateurs de transfert qui le relie à l'exutoire. Si l'on dispose du réseau complet, il faut délimiter sur chaque chemin reliant un point du bassin à l'exutoire, les tronçons correspondant à un opérateur élémentaire. Une procédure plus simple a été mise au point, utili-

sant uniquement le cours d'eau principal, et les relations aire/ordre de la théorie : Le bassin est divisé par en arêtes de poissons de telle sorte que la croissance des aires respecte une loi puissance.

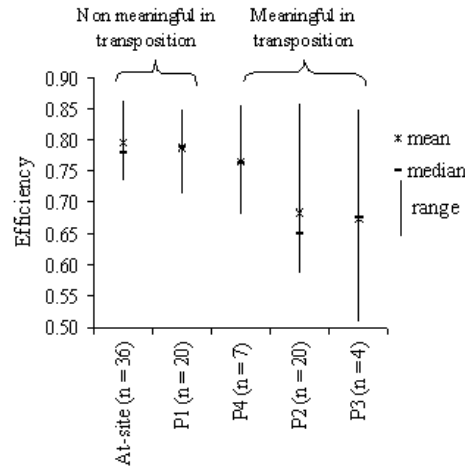


FIG. 2.5 – efficacité de régionalisation. d'après Drogue *et al*

La démarche est donc bien aussi orientée vers la régionalisation. Les méthodes de régionalisation souffrent d'abord de l'incertitude sur les paramètres à régionaliser, et de leur interdépendance non linéaire (Bárdossy, 2007). Drogue et al. (2002) ont comparé l'efficacité de cette régionalisation par rapport à celle plus classique consistant à expliquer de paramètres supposés d'abord globaux (Makhlouf and Michel, 1992). Sur un échantillon de bassins versants de faible effectif (9), la régionalisation classique ( $P_2$ ) réduit assez peu le nombre de paramètres ajustés qui sont les coefficients de régression des paramètres hydrologiques globaux sur les paramètres géomorphologiques, et fait à peine mieux qu'un modèle global régional unique ( $P_3$ ). La régionalisation spatialisée  $P_4$  avec seulement deux modalités des paramètres A et B, en fonction des formations géologiques (marnes/grès), est un peu moins bonne que le modèle local, ou qu'un modèle utilisant des jeux de paramètres par sous-ensembles de bassins ( $P_1$ ), reconnus homogènes après modélisation individuelle. Ces méthodes étant conçues pour l'application à des bassins non jaugés, ne doivent en principe pas utiliser l'information locale, ce qui exclut  $P_1$ . Mais la régionalisation peut aussi parfois améliorer les estimations locales. Ainsi, une estimation mixte, régionale pour les paramètres A et B, mais locale pour les autres, fait parfois mieux en validation que l'estimation purement locale.

## Chapitre 3

# Propagation des aléas dans des processus dynamiques

*les plans qui ne laissent pas de place à l'imprévu  
peuvent mener au désastre <sup>1</sup>*

Ce chapitre décrit la construction d'une méthodologie de modélisation stochastique, fondée sur trois volets, un processus amont de pluie, une intégration numérique de la distribution des débits transformés par un modèle pluie-débit, et l'établissement de formules approchées synthétisant ces calculs numériques, par deux méthodes, dont l'une fondée sur les probabilités conditionnelles. Il expose ensuite comment cet outil permet de revisiter certaines questions théoriques (invariances d'échelles) et pratiques (estimation sur bassins non jaugés) en s'intéressant successivement aux durées et aux états initiaux des événements. Pour

---

<sup>1</sup> d'après Carl von Clausewitz

parcourir cette chaîne dans sa totalité, le choix de la simplicité dans chacune des étapes s'impose plus fortement que lorsque qu'on s'intéresse à un processus pour lui même (ou avec une préoccupation lointaine d'intégration). La tendance à la simplification, contenue par le souci de consistance logique, y est donc vue comme une nécessité contingente, sans entrer dans des aspects épistémologiques qui trouveront leur place au chapitre 4, lorsque l'on y réintroduira la connaissance empirique. En d'autres termes, le présent chapitre manipule des probabilités, appliqués à des aléas, en supposant que les description probabiliste des aléas est pour l'essentiel connue.

### 3.1 Nécessité de prendre en compte des processus en cascade

C'est en général dans un contexte d'aide à la décision (au sens large, sans connotation technocratique) que s'exprime le besoin de modèles embrassant des systèmes complexes, ce qui n'exclut pas un besoin de compréhension de ces systèmes. Lorsque les aléas climatiques sont au cœur de la problématique, le raisonnement probabiliste est approprié, et l'on parle de prévention des risques sans invoquer le principe de précaution qui est de mise pour les risques pour lesquels aucune expérience historique n'offre de fréquences observées à l'analyse des statisticiens.

Au bout du compte, la décision peut être multicritère (crues, étiages, modulation saisonnière en fonction d'exigences écologiques), ou focalisée sur une variable dépendant de l'aléa par une longue chaîne (pluie-débits-inondations-aménagements) déjà en place pour d'autres objectifs. Une approche rigoureuse du problème doit dérouler tous les scénarios possibles, et calculer les probabilités à la fin, pour la simple raison que la période de retour d'une variable, n'est pas la période de l'une de ses variables explicatives.

Par ailleurs, si la problématique «risque» focalise sur les événements extrêmes, la prise en compte des processus écologiques, soumis à des «pulse», tend à considérer des périodes de retour plus courtes, le retour étant plus espéré que redouté, et des effets cumulés sur plusieurs événements.

L'idée d'événement de référence, surtout unique, n'est qu'un pis aller. Dès que l'on abandonne, soit l'aspect fréquentiel, soit la dynamique temporelle, dans l'enchaînement des processus, on perd la rationalité du calcul probabiliste. Or, d'un point de vue pratique, la prise en compte des complexités à tous les niveaux, est coûteuse, voire infaisable, et la propagation des incertitudes est inextricable.

Le problème consiste donc à simplifier chaque maillon, non pas dans l'absolu, mais en fonction des maillons voisins. La méthodologie comporte toujours un modèle

stochastique de pluie, et un modèle pluie-debit qui peut être déterministe. L'objectif peut-être centré sur les valeurs extrêmes, ce qui inclut les travaux pionniers de Guillot and Duband (1967)), et Guillot (1993), leur complément de justification théorique, confidentiel (CTGREF, 1972), et leurs successeurs (Naghetini et al., 1996). Les deux modèles peuvent être utilisés en simulation de Monte Carlo (Blazkova and Beven (1997), Cameron et al. (1999)), mais une présentation plus synthétique peut être recherchée sous forme de lois dérivées (Hebson and Wood (1982), Puente (1996), Loukas (2002)). Le raisonnement par événements oblige à considérer les états initiaux, en particulier l'humidité du sol (Leviandier et al. (2000), De Michele and Salvadori (2002))

### 3.2 Un processus de pluie intrinsèquement descendant

Les deux premiers descripteurs de la pluie pertinents en hydrologie sont la hauteur totale tombée et l'intensité, ou la hauteur totale et la durée. Si l'on veut aller plus loin, on a le choix entre les relations intensité-durée-fréquence (Burlando and Rosso (1996), Koutsoyiannis et al. (1998), Meunier (2001)), et la complexification de la représentation du hyétogramme que l'on probabilise. La première solution, en perdant immédiatement la séquentialité, compromet fortement la possibilité d'en déduire des relations débits-durée-fréquence, ou surface inondée-durée-fréquence.

Les processus stochastiques de pluie découpent donc les hyétogrammes en sous-épisodes caractérisés par des hauteurs, intensités, temps, y compris des intervalles de temps de pluie nulle. Ces éléments descriptifs sont assimilés à des variables aléatoires dont les paramètres sont estimés sur les statistiques des éléments correspondants d'épisodes observés. La combinaison de variables de nature différente et de lois différentes peut toujours être simulée, à défaut d'être étudiée théoriquement. Un inconvénient de ces constructions procédant par agrégation est que la hauteur cumulée de la pluie simulée sur tout l'épisode, qui est importante pour les processus en aval, peut s'écarter fortement des statistiques observées. Arnaud et al. (1999) font plus confiance aux estimations des processus élémentaires, et justifient ainsi des asymptotes de distribution plus relevées que celles ajustées directement sur des hauteurs totales. Une autre méthode est de forcer le respect de ces statistiques longue durée, en jouant sur les autocorrélations temporelles dans le processus. C'est ce qu'on appelle la désagrégation. Ces hypothèses et ces techniques demandent des validations assez précises et difficiles, dépendantes du régime des précipitations. La prise en compte de statistiques à toutes les échelles, est recherchée au moyen des modèles multifractals (Obregon et al., 2002). Le parti pris dans la construction du modèle CECP (Leviandier



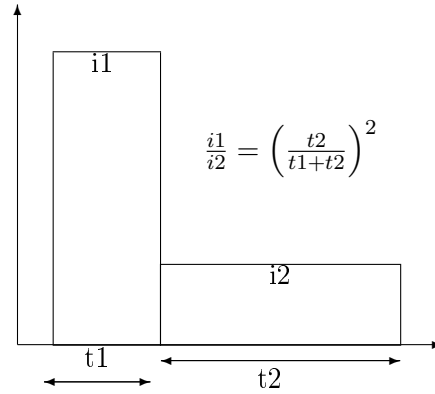


FIG. 3.1 – partage d'un événement dans CECP

et al., 2000) est à l'opposé de considérer que l'information la plus disponible ou la plus fiable est celle de la hauteur totale, ou plutôt d'une hauteur totale sur une durée fixe adaptée à la génération des crues. Le processus est donc intrinsèquement et délibérément désagrégatif. La distribution de la hauteur totale est supposée connue, avec le choix de lois exponentielles ou Pareto Généralisée, ce qui laisse une certaine souplesse, et le découpage se fait ensuite en découplant suivant une «équation de partage», qui fait appel à un seul type de variables aléatoires : les temps de partage, les intensités étant liées de façon déterministe à ces temps (figure 3.1). En répétant cette opération, on génère un hyétogramme qui conserve exactement la pluie totale sur chaque sous-épisode, et reproduit de plus en plus finement la forme du hyétogramme observé (figure 3.2). L'aspect stochastique est pris en compte par la définition de variables aléatoires pour la pluie totale et pour chacune des variables  $i_1/i_2$ , qui peuvent généralement être considérées comme ayant des distributions identiques. On peut noter que sur un ensemble d'épisodes, le temps de partage et la pluie totale, ou la durée et l'intensité, peuvent être considérés comme indépendants, ce qui évite les problèmes de corrélation rencontrés par Goel et al. (2000) dans l'établissement de lois dérivées.

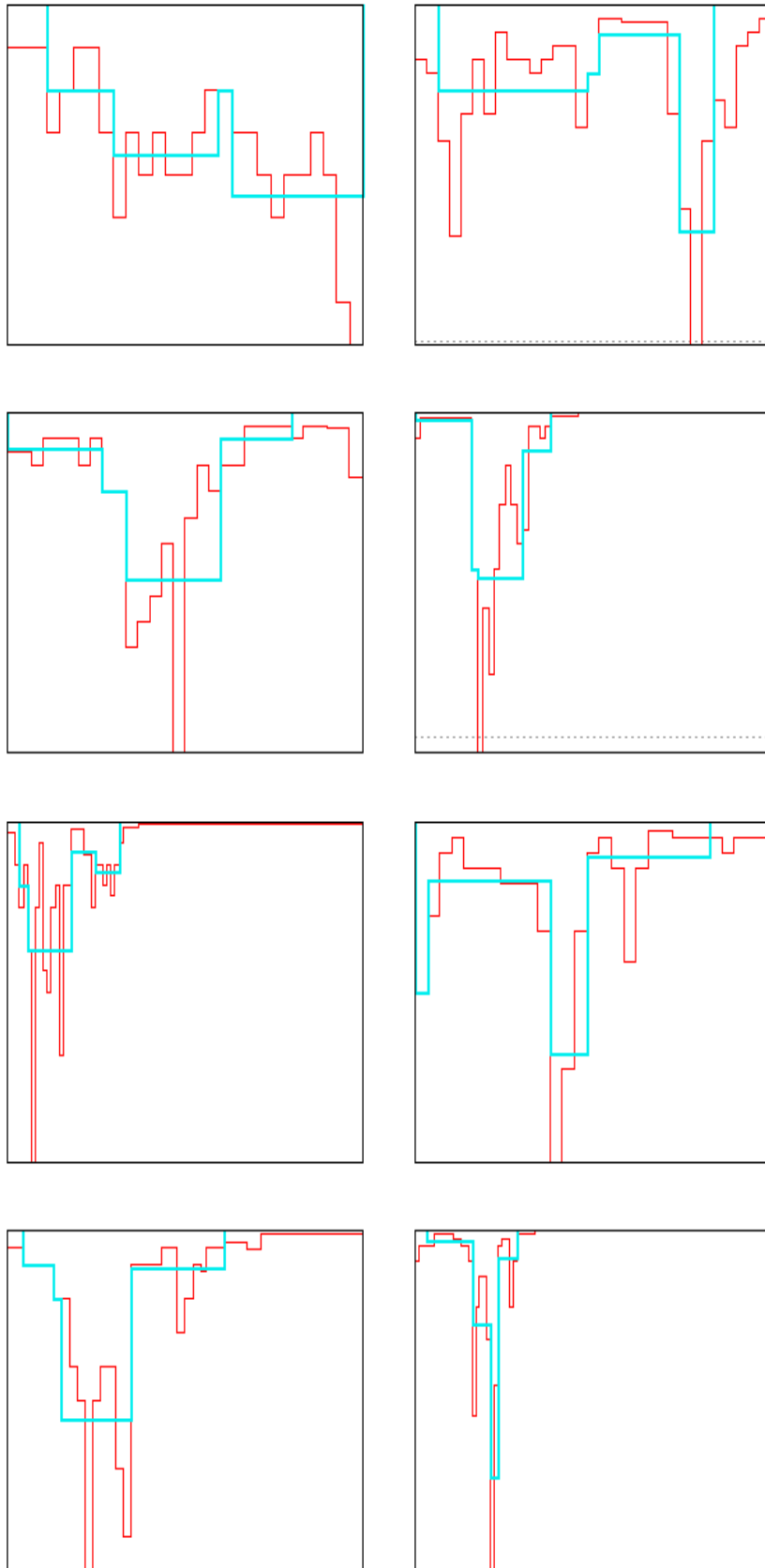


FIG. 3.2 – hyétogrammes réels et simplifiés au même pluviographe (Real Collobrier) et à la même échelle temporelle (durée 6 heures)

### 3.3 Probabilités conditionnelles et intégration numérique

La méthode usuelle d'utilisation d'un processus stochastique de pluie en entrée d'un modèle pluie-débit est la simulation de Monte Carlo. Elle est en effet assez simple à mettre en œuvre, quelque soit la complexité du processus stochastique de pluie, et du modèle pluie-débit. Elle présente cependant l'inconvénient d'être nécessairement suivie d'une phase d'estimation des fréquences des débits sur les échantillons simulés, avec tous les problèmes d'incertitudes d'échantillonnage, atténués par la possibilité de générer des séries aussi longues que l'on veut, mais qui rencontrera toujours des limites en extrapolation aux fréquences rares, qui est l'objectif même de la méthode. Les tentatives alternatives de calcul des probabilités par intégration analytique sont intéressantes sur le plan théorique, mais ne peuvent s'appliquer qu'avec des simplifications telles qu'elles perdent en réalisme et en applicabilité. Une voie médiane est l'intégration numérique, un peu moins contraignante que l'intégration analytique, mais qui, d'un point de vue pratique, reste tributaire <sup>2</sup> de variables qui dépendent de façon monotone de leurs variables explicatives, offrant la possibilité de travailler en probabilité de dépassement et non en densité de probabilité. C'est bien ce qui se produit en général avec le débit qui croît avec la pluie totale, pour une forme donnée de hyétogramme. Le modèle CECF possède par construction cette propriété.

La méthode d'intégration consiste donc à décomposer le problème, à pluie totale donnée, et à forme donnée. Pour une forme donnée de hyétogramme, on inverse le modèle pluie-débit, et on se reporte à la probabilité de dépassement de la pluie, supposée connue. On effectue cette opération, dans un échantillon fini de l'espace probabilisé des formes, tel par exemple que tous les points soient équiprobables. La figure 3.3 représente schématiquement le modèle stochastique de pluie ainsi que la distribution de la pluie totale, et dans la partie droite, les hydrogrammes générés. La figure 3.4 y ajoute la sélection des épisodes pluvieux permettant le dépassement d'un débit, puis le pointage des probabilités correspondantes. Enfin, la figure 3.5, montre le résultat du calcul de la moyenne de ces probabilités, qui s'identifie, les événements représentés étant équiprobables, à la probabilité de non dépassement du débit, simplement reportée dans la partie droite dans un autre système d'axes pour un tracé point par point de la distribution. L'équation traduisant la même opération s'écrit sous la forme générale :

$$F(X) = \sum \sum f(X|p, \theta) f_p(p) f_\theta(\theta) dp d\theta \quad (3.1)$$

---

<sup>2</sup>s'en affranchir complique seulement l'exploration du domaine d'intégration, et donc la programmation logicielle

3.3. PROBABILITÉS CONDITIONNELLES ET INTÉGRATION NUMÉRIQUE 23

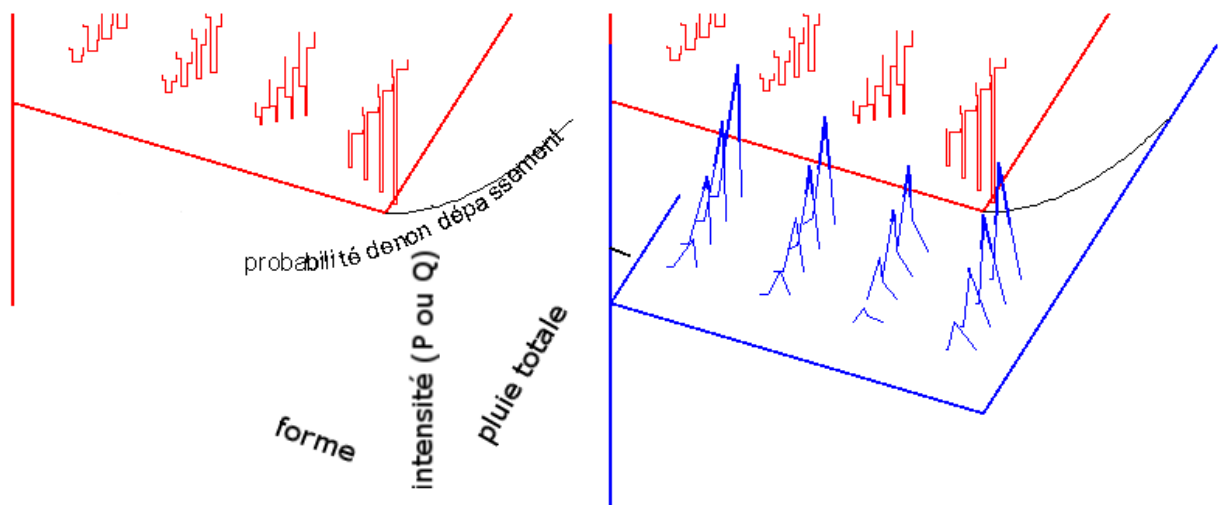


FIG. 3.3 – schéma du processus stochastique de pluies, et hydrogrammes générés

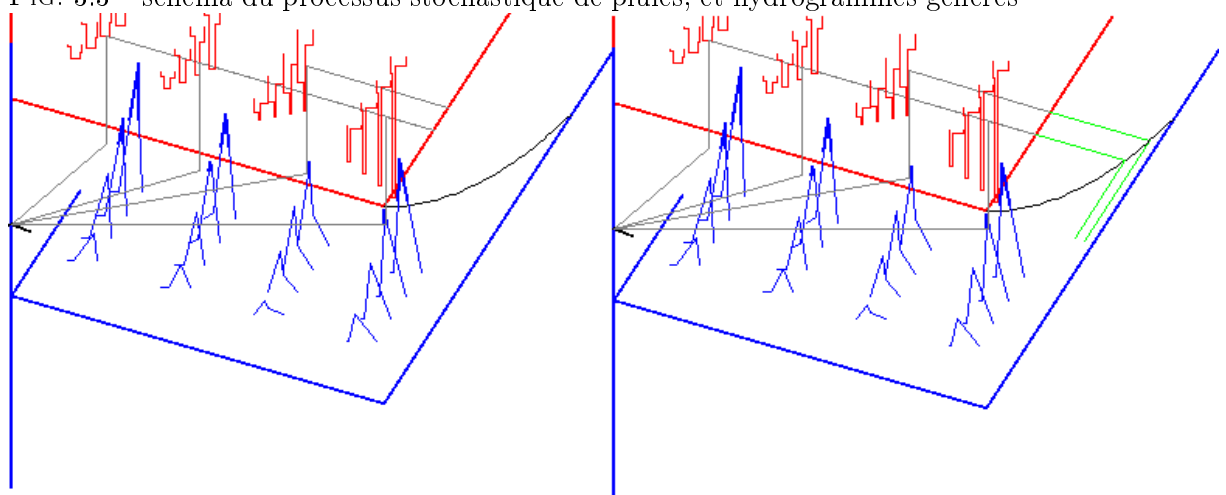


FIG. 3.4 – seuil sur les débits, inversion locale du modèle et probabilités conditionnelles

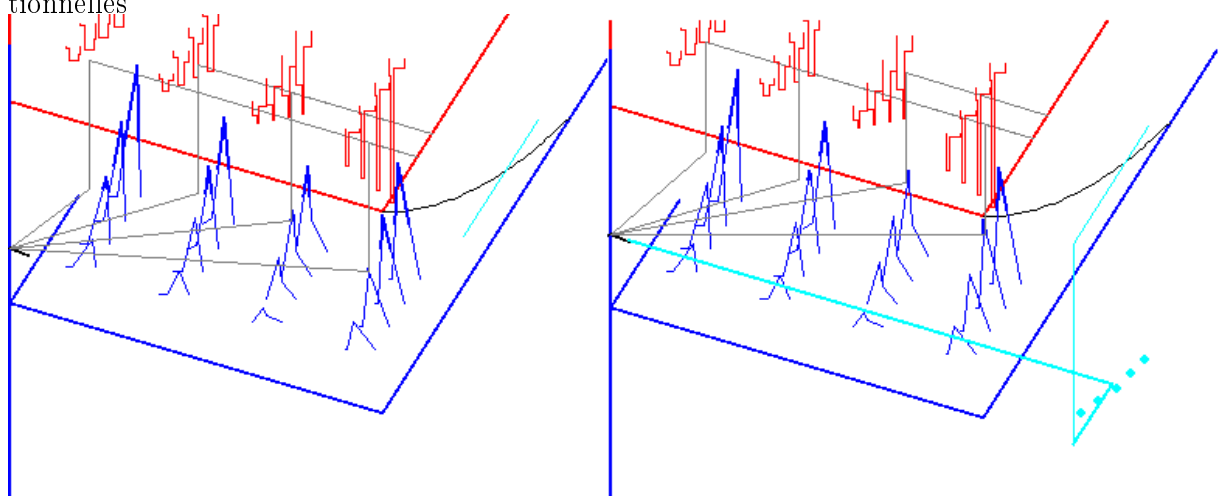


FIG. 3.5 – somme des probabilités et tracé d'un point de la distribution des débits

dans laquelle

$X$  représente la variable dont on veut calculer la distribution de fréquence, qui est souvent mais pas exclusivement un débit.

les  $f$  sont des densités de probabilité

$p$  représente la pluie totale sur l'épisode

$\theta$  (de dimension  $>1$ ) représente la forme du hyétogramme

### 3.4 Étude empirique du comportement asymptotique

L'intégration par une méthode numérique résout le problème, mais oblige à le résoudre à chaque application, et surtout, ne donne pas une vision globale de l'influence de chaque paramètre, et est assez difficile à utiliser, ne serait ce qu'en test de sensibilité. Elle n'explicite pas les comportements asymptotiques, autrement que par tracé de graphiques, sur un nombre limité de jeux de paramètres. C'est pourquoi, à défaut de solutions analytiques, la démarche a été prolongée par la recherche de formules analytiques approchées.

le modèle pluie-débit de paramètres  $A$  et  $b$  et de variables d'état  $s$ ,  $r$ , étant donné, avec les variables d'entrée  $i_1$  et  $i$  ( $i_1$  étant une intensité pluviométrique et  $i$  étant calculé en sortie du sous-modèle correspondant à la première équation) par les équations

$$\frac{\partial s}{\partial t} = i_1 \left( 1 - \left( \frac{s}{A} \right)^2 \right) \quad (3.2)$$

$$\frac{\partial br}{\partial t} = bi - \frac{(bt)^m}{\Delta t} \quad (3.3)$$

avec les variables auxiliaires adimensionnelles

$$\alpha = \frac{A}{ug} \quad \beta = \frac{1}{bug} \quad \delta = \frac{Peff(u)}{P(u)} \quad (3.4)$$

ou  $g$  est le gradex des pluies, de même dimension que la paramètre  $A$ , et  $p_0$  un paramètre de position de la distribution des pluies, la distribution de fréquences de la pluie efficace et du débit sont approchées par les expressions

$$Ln(\delta) = x_1 \left( 1 - x_2 \frac{p_0}{A} + x_3 \frac{g}{A} \right) (1 - s_0)^{x_4} u^{-x_5} Ln\left(\frac{g}{A}\right) \quad (3.5)$$

$$Ln\left(\frac{q - r_0}{ug}\right) = \left( y_1 + \frac{y_2}{n} \right) \beta Ln(\beta \delta) + h\left(y_3, p_0, g, \frac{r_0}{b}\right) \quad (3.6)$$

avec  $s_0$  et  $r_0$  caractérisant la distribution des états initiaux, et une fonction  $h$ , non détaillée ici, dont une formulation a été proposée (Leviandier et al., 2000) avant l'introduction de la variable  $n$ , nombre de bief de propagation du modèle MHR.  $\delta$  qui est le rapport d'un quantile de pluie efficace sur le même quantile de la pluie brute (et non le quantile du rendement défini par épisodes), doit tendre vers 1, pour un modèle hydrologique assurant cette propriété. Ceci est traduit dans l'équation 3.5, qui contient assez naturellement la capacité de rétention, et l'état initial de saturation  $s_0$ , ainsi que des paramètres de la pluie. On peut remarquer que  $\delta$  intervient aussi dans la deuxième équation, mais qu'il n'est pas certain qu'il suffise à exprimer l'influence des propriétés de production, si  $\alpha$  intervient aussi dans la fonction  $h$ . On verra plus loin qu'il existe une autre approche plus satisfaisante, qui sépare mieux les deux niveaux du modèle. Du point de vue probabiliste, la deuxième équation exprime un comportement asymptotique parallèle à celui des pluies, atteint avec une courbure ( $\delta$ ) dépendant de la courbure de la distribution de la pluie efficace, mais transformée par la fonction de transfert.

Les  $x_i$  et  $y_i$  sont des coefficients obtenus par calage, donc valides sur un domaine de variation des paramètres. Pour une application à un domaine de très grande diversité climatique et hydrologique, il serait probablement nécessaire d'ajuster plusieurs jeux de coefficients.

Les distributions de pluies (totale) sont supposées connues dans cette problématique, et satisfont aux lois retenues par la théorie des valeurs extrêmes. Toutefois la plupart des développements ont été faits dans le cadre restreint des lois exponentielles. La théorie des valeurs extrêmes a connu des développements dans les années récentes, avec des applications aux risques financiers, technologiques ou naturels (Embrechts et al., 1999) dont une partie non négligeable sur les risques hydrologiques (Beirlant et al. (2004), Guillou and Willems (2006)). Les fondements de cette théorie sont cependant connus depuis longtemps : par l'intermédiaire de l'invariance de la distribution sous l'effet d'échantillonnage de valeur maximale, on établit des relations fonctionnelles sur les distributions, qui les contraignent à prendre la forme de la loi généralisée des extrêmes. Les développements récents concernent plutôt l'étude de valeurs extrêmes modulées par des facteurs externes, ce qui confirme l'aspect pionnier de la méthode du gradex. Par ailleurs, les échantillons de faible effectif rencontrés en hydrologie continuent de nécessiter un perfectionnement des méthodes d'estimation (Willems et al., 2007).

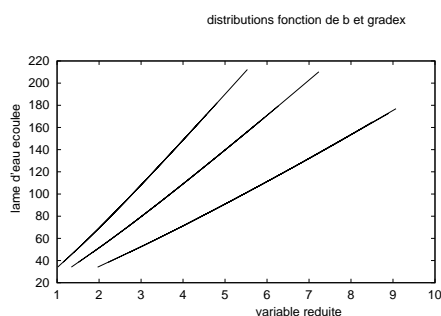


FIG. 3.6 – lame d'eau pour plusieurs gradex des pluies

L'application de la méthode CECP, avec un modèle qui satisfait l'hypothèse de rendement des pluies tendant vers 1 par saturation du bassin, retrouve les relations asymptotiques de la méthode du gradex (et de plus, positionne l'asymptote, figure 3.6).

Mais la méthode CECP n'est pas restreinte aux lois exponentielles. Par souci de simplicité, elle n'a été employée que sur la loi de Pareto Généralisée, supposant que les processus amont météorologiques régulent déjà le champ possible des entrées dans le système hydrologique. On peut vérifier graphiquement la persistance du parallélisme sous cette hypothèse.

En revanche, on a pu repérer des cas où le relâchement des hypothèses renvoie le parallélisme à des fréquences si rares, qu'il est inutilisable d'un point de vue opérationnel.

- le premier cas est celui d'une propagation hydraulique avec atténuation (donc stockage temporaire), qui tend à atténuer sensiblement les pointes, et qui sans remettre en cause les méthodes d'extrapolation de volumes, attire l'attention sur l'utilisation de coefficients de pointe.

- le deuxième cas n'est plus relatif au modèle pluie-débit mais à un modèle de matières en suspension couplé, possédant lui-même un stock de matières disponibles. Le modèle gère un stock de matières dont l'accroissement et la diminution (celle-ci identifiée au flux sortant) sont influencés par l'hydrologie. Lorsque le phénomène hydrologique d'accroissement est prédominant, on observe un parallélisme avec le débit et la pluie, alors que s'il est nul, l'épuisement du stock de matières donne une asymptote horizontale. Lorsque l'accroissement est supposé croissant avec le débit mais avec un taux faible, la courbe semble d'abord tendre vers cet asymptote horizontale puis se redresse à des fréquences qui peuvent être très rares vers l'asymptote commandée par les pluies (figure 3.7).

Si la courbe reprend sa croissance à une fréquence d'une rareté dépassant toutes les applications envisageables, cela peut être interprété comme une inadéquation du modèle dynamique en extrapolation, sans signification pour l'estimation de risques. En revanche, si le phénomène est réel à des fréquences d'intérêt pratique, l'utilisation d'une portion trop courte de cette courbe ainsi que l'ajustement de valeurs observées sur une autre loi qui omettrait cette asymptote peuvent causer des erreurs importantes.

Or, à la différence d'un modèle pluie, il n'y a pas de contraintes physiques dans

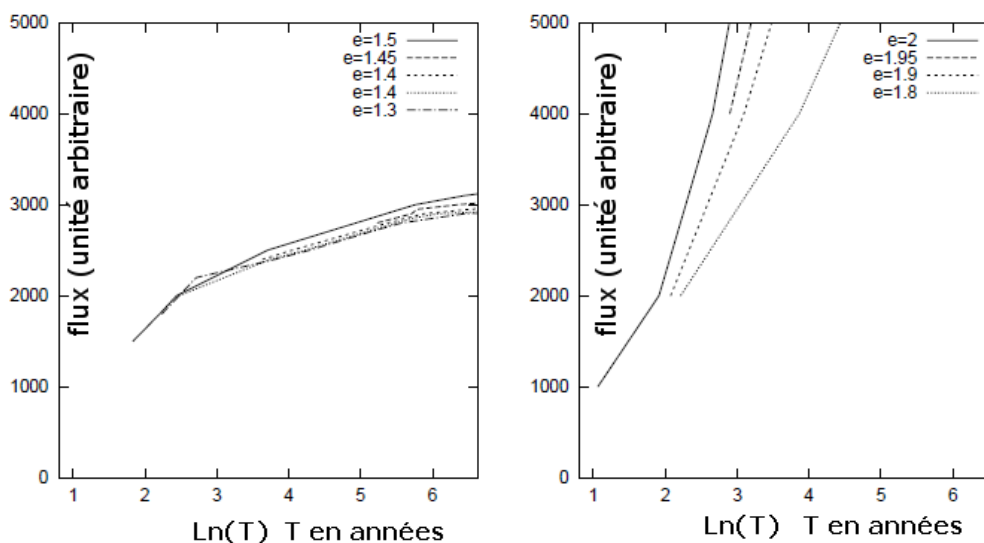
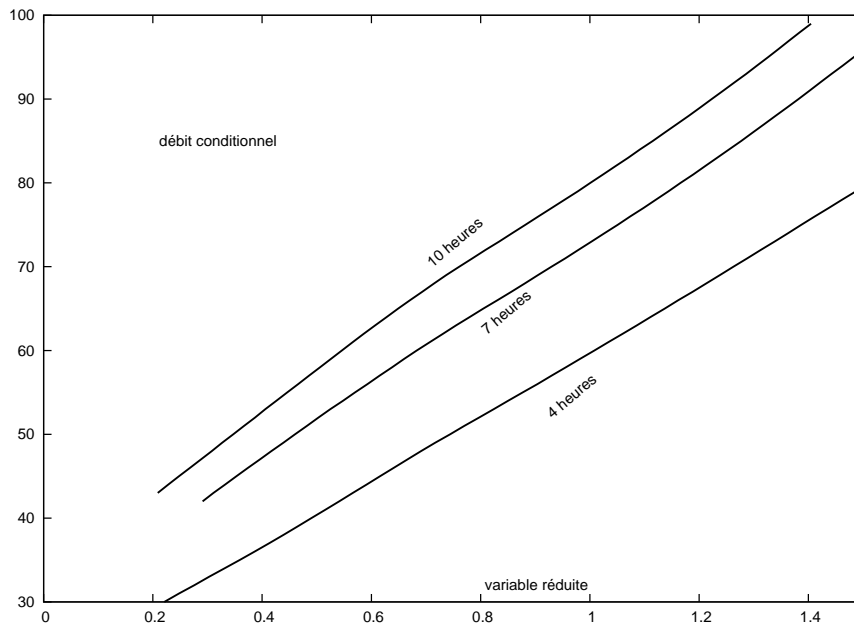


FIG. 3.7 – distribution des flux avec faible et forte augmentation de stock

les variations de stock pour contraindre les comportements asymptotiques. Dans le modèle greffé sur un modèle pluie-débit de type GR ou MHR, il n'y a pas de sous-modèle explicite de dépôt, mais une fonction d'érosion et une fonction d'évacuation. Le dépôt n'intervient que par différence, avec une grande incertitude, qui n'est pas fortuite, puisqu'on se place généralement dans des conditions où seul le flux évacué à l'exutoire est connu pour valider ou caler le modèle. Le modèle contient une fonction d'érosion (ou d'apport) et une fonction de transport, qui donne directement le flux global exporté. Elles sont toutes les deux fonctions du débit, et seule la deuxième dépend de la variable d'état qu'est le niveau du stock. Le comportement asymptotique est précisément gouverné par la différence des exposants de ces deux fonctions, qui ne peut être établie de façon fiable ni par la théorie ni par le calage sur données observées. Il convient donc d'être prudent sur toute estimation utilisant implicitement ou explicitement des extrapolations. Cette difficulté de transposition d'un modèle, en l'occurrence très empirique, est plus souvent avancée par rapport à l'espace ou au temps, qu'explicitement par rapport à la fréquence. Il se trouve que la transposition dans l'espace est peut-être moins problématique, si l'on en juge par l'utilisation avec succès d'un jeu de paramètres non modifié sur un autre réseau d'assainissement que celui qui a servi à son calage (thèse d'Anna Otfinowska).



FIG. 3.8 – débit conditionnel si pluie décennale,  $A=20$   $s_0=0,9$ 

### 3.5 Probabilités conditionnelles asymptotiques

La méthode empirique de recherche de formules rendant compte du comportement asymptotique des distributions atteint ses limites lorsque l'on augmente le nombre de facteurs explicatifs. En particulier, la tentative de généraliser en fonction de la durée, au moyen d'un terme multiplicatif, s'est avérée peu concluante.

#### 3.5.1 Probabilités conditionnelles calculées dans le modèle stochastique

Considérons la probabilité conditionnelle du débit, sous condition que la pluie ait une période de retour au moins égale à une valeur fixée. Cette distribution de fréquence conditionnelle (figure 3.8) peut être calculée facilement dans le cadre du modèle CECP, en raison de sa propriété que la position du maximum d'intensité de l'épisode est indépendante de la pluie totale, du fait que le modèle sépare la pluie totale et la forme du hétérogramme.

On peut en effet utiliser 3.1 avec  $X$  représentant la pluie maximale sur la durée étudiée, proportionnelle à  $p$ , pluie totale sur la durée totale de l'épisode, au travers d'un coefficient *coef*, ne dépendant que de la forme.

La probabilité conditionnelle, en omettant les variables représentant la forme du hétéogramme, s'écrit alors, avec  $M$  représentant le modèle pluie-débit local (à forme donnée), et  $M^{-1}$  son inverse :

$$\begin{aligned} f(Q > q \mid P > x) &= f(P > M^{-1}(q) \mid P > x) \\ &= \frac{1-F(M^{-1}(q))}{1-F\left(\frac{x}{coef}\right)} \end{aligned} \quad (3.7)$$

le dernier terme de 3.7 doit être remplacé par 1 si  $M^{-1}(q) < \frac{x}{coef}$ . L'équation 3.7 peut être appliquée au modèle pluie-débit complet, ou seulement au modèle de production. La même méthode peut être appliquée au deuxième sous-modèle seulement, c'est à dire au débit conditionnel, sous condition de période de retour de la pluie efficace, avec une équation légèrement modifiée :

$$\begin{aligned} f(Q(dur_q) > q \mid Peff(dur_p) > x) &= f(P > M^{-1}(q) \mid Peff > x) \\ &= \frac{1-F(M^{-1}(q))}{1-F(M^{-1}(peff))} \end{aligned} \quad (3.8)$$

### 3.5.2 Modèle conditionnel asymptotique

L'observation des probabilités conditionnelles résultant du modèle stochastique pluie-débit conduit (Leviandier, ????)<sup>3</sup> à proposer de les modéliser par une relation linéaire entre la variable dépendante, ou son logarithme, et la variable réduite indépendante. L'étude des probabilités conditionnelles, évoquée ci dessus, met en effet en évidence des fonctions quasi linéaires, tant par rapport aux variables réduites des variables «amont», que par rapport à la durée et aux paramètres des modèles pluie-débit (ou des paramètres transformés de façon simple). On peut définir une variable réduite conditionnelle, ou plus exactement utiliser la variable transformée de la fréquence, qui donne la variable réduite ordinaire dans le cas d'une distribution ordinaire (exponentielle, Pareto, Gev). Cette variable fonctionne effectivement comme une variable réduite si elle est reliée de façon simple à la variable brute. C'est bien ce que l'on observe, la variable brute (mais conditionnelle), ou son logarithme, sont bien approximativement linéaires par rapport à cette fréquence transformée. Par ailleurs elle est aussi approximativement linéaire par rapport à la variable réduite correspondant à la variable indépendante «conditionnante» (celle qui fixe la condition). Ceci suggère la reconstruction par intégration de ces probabilités conditionnelles, de modèles pluie-débit-durée-fréquence, et cette intégration est analytiquement

---

<sup>3</sup>en révision

soluble. On obtient par exemple, avec une variable réduite conditionnante exponentielle :

– dans le cas de deux relations linéaires

$$Prob(Q > q) = \frac{l2^{-1}e^{-l(q-q_0)} - m2^{-\frac{m}{l}}e^{-m(q-q_0)}}{l - m} \quad (3.9)$$

– dans le cas où le logarithme de la variable brute est linéaire

$$Prob(Y > y) = e^{-u_y} = \frac{h}{2} (my)^{-h} e^{my_0} (\Gamma(h, t_y^0) - \Gamma(h, t_y^1)) + e^{my_0 - t_y^1} \quad (3.10)$$

avec  $l$ ,  $m$ ,  $h$  paramètres des relations linéaires sur les variables réduites. Par extension de la notion de gradex, on peut appeler la quantité  $\frac{1}{l}$  gradex conditionnel, et  $\frac{1}{m}$  «cogradex».

Il faut tout de même apporter une correction pour raccorder ce nouveau modèle au modèle d'origine et compenser le fait que la linéarité des probabilités conditionnelles n'est pas valable sur toute la plage de fréquence. Ceci est obtenu par une transformation de type

$$u = \alpha \tilde{u} + \beta \quad (3.11)$$

avec  $u$  variable réduite correspondant à l'intégration numérique et  $\tilde{u}$  calculé par le modèle conditionnel, c'est à dire équivalent à  $F$  de l'équation 3.9. Cette dernière relation, quoiqu'à ce jour sans justification théorique, est empiriquement très bien satisfaite, avec des coefficients  $R^2$  dépassant 0,999 et même 0,9999.

Le modèle conditionnel asymptotique, avec sa correction, n'est pas strictement identique au modèle initial, mais il peut être considéré comme un **métamodèle** visant des objectifs différents, utilisant éventuellement une procédure différente d'estimation.

### 3.5.3 Composition des comportements asymptotiques de modèles en cascade

Comme nous l'avons vu au § 3.5.1, le calcul numérique des probabilités conditionnelles peut être fait séparément sur chaque sous-modèle d'une chaîne. Il est donc intéressant d'examiner ce qu'il en est du modèle asymptotique. Le modèle linéaire par rapport aux deux variables réduites (équation 3.9, et en fait une famille plus large, mais qui ne contient pas le cas de l'équation 3.10, jouit d'une propriété intéressante : si l'on considère les probabilités conditionnelles  $f(y|x)$ ,  $f(z|y)$  et  $f(z|x)$ , le comportement asymptotique de la loi de  $z$  lorsque  $z \rightarrow \infty$  est donné par la loi  $f(z|y)$  tandis que son comportement asymptotique

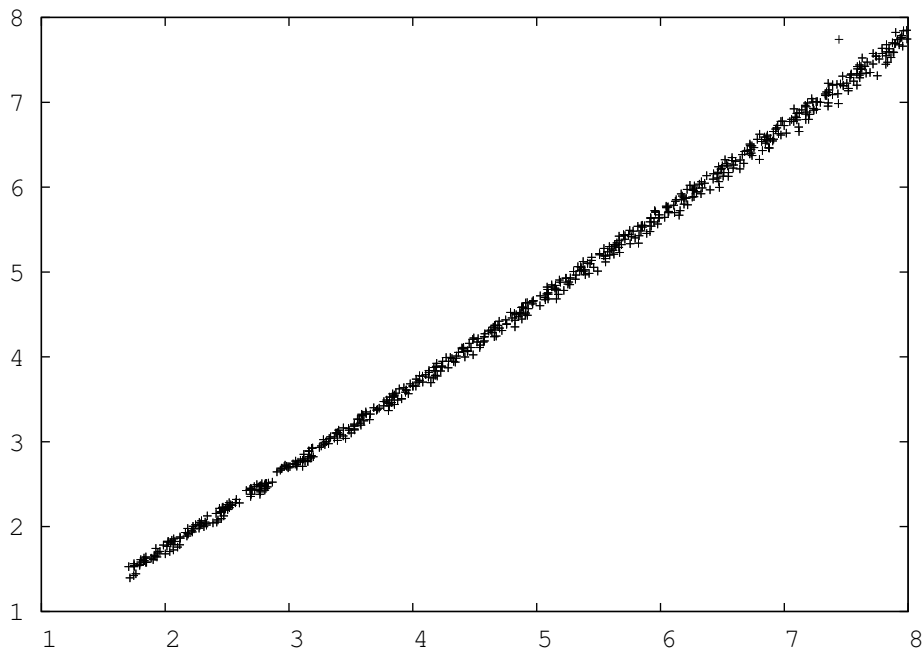


FIG. 3.9 – variable réduite calculée par le modèle approché, en fonction de la variable réduite par intégration numérique, (modèle de production)

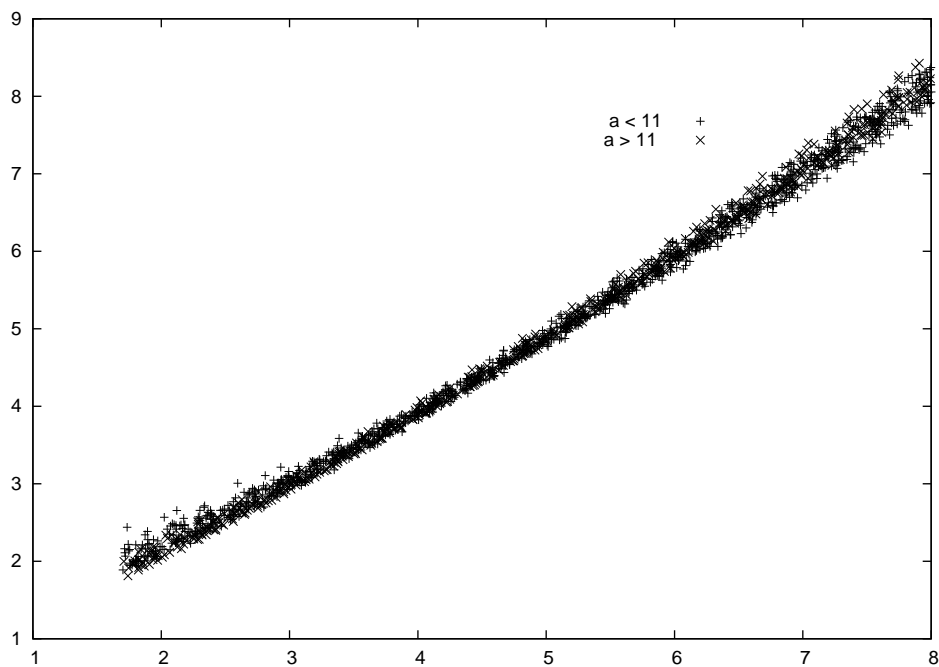


FIG. 3.10 – variable réduite calculée par le modèle approché, en fonction de la variable réduite par intégration numérique, (production+transfert)

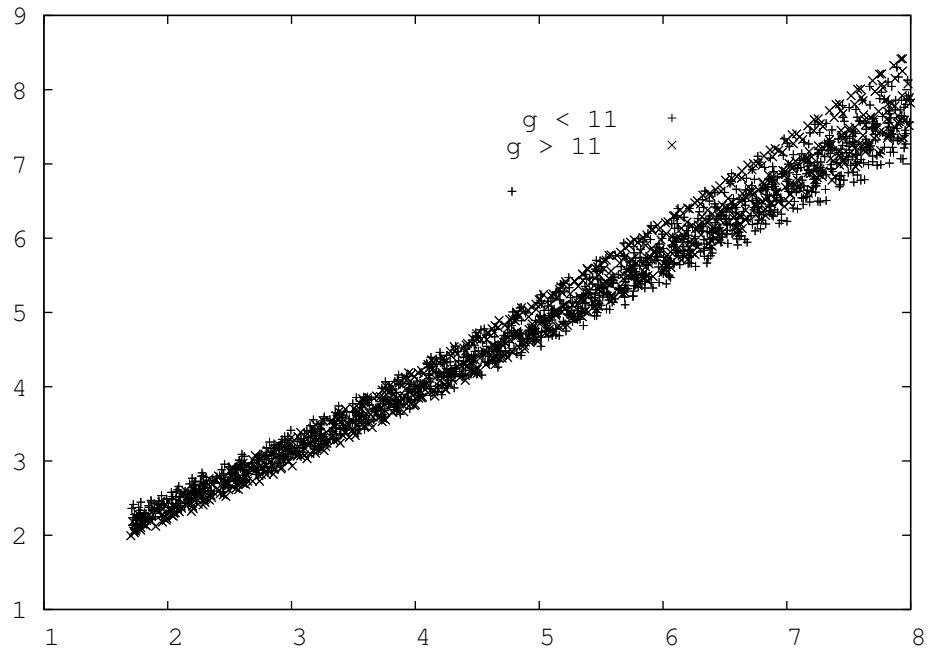


FIG. 3.11 – variable réduite calculée par le modèle approché, en fonction de la variable réduite par intégration numérique, (production+transfert, plusieurs durées, symbole graphique selon in seuil sur  $g$ , gradex des pluies)

quand  $x \rightarrow \infty$  est donné par la loi  $f(y|x)$ .

Il s'ensuit que les paramètres d'une distribution marginale résultante, qui sont ceux des lois conditionnelles, peuvent être séparés en paramètres dépendant du premier maillon de la chaîne et paramètres dépendant du dernier maillon. Cette propriété n'est plus strictement vraie dans les modèles tenant compte des corrections pour se rapprocher du modèle stochastique+déterministe complet, ou si le modèle contient l'équation 3.10, mais peut être utilisée comme une heuristique pour établir la dépendance des paramètres du modèle asymptotique par rapport aux paramètres des modèles parents (pluie et pluie-débit). On peut écrire symboliquement :

$$[l] = [C_1] \begin{bmatrix} A \\ g \end{bmatrix} \quad [L] = [C_2] \begin{bmatrix} B \\ g \\ l \end{bmatrix}$$

$$\begin{aligned}\tilde{u} &= -Ln(\Phi(L)) \\ u &= \alpha \tilde{u} + \beta \\ Prob(Q > q) &= e^{-u}\end{aligned}$$

avec  $\Phi(L)$  représentant symboliquement le terme de droite de l'équation 3.9, les paramètres de correction également reliés aux paramètres des modèles parents par

$$\begin{bmatrix} \alpha \\ \beta \end{bmatrix} = [C_3] \begin{bmatrix} A \\ B \\ g \end{bmatrix}$$

dans lesquelles  $A$  représente les paramètres du modèle de production,  $l$  ceux du modèle asymptotique conditionnel de production,  $B$  ceux du modèle de transfert,  $L$  ceux du modèle asymptotique de transfert,  $g$  les paramètres de la pluie totale ;  $C_1, C_2, C_3$  sont des matrices constantes.

Cette formulation peut être répétée pour différentes durées, ou mieux, généralisée en ajoutant simplement la durée comme dimension supplémentaire dans les matrices et vecteurs. Toutefois, les approximations consenties sont optimales pour une certaine durée dépendant des autres paramètres et une théorie plus complète doit en tenir compte. La comparaison des valeurs réduites exactes (c'est à dire obtenues par intégration numérique) et approchées est donnée dans les figures 3.9 et 3.10, respectivement pour un modèle de production, et pour un modèle de production et transfert, et pour un modèle complet (figure 3.11, incluant la variabilité de la durée, introduite simplement comme variable supplémentaire dans les équations linéaires.

#### 3.5.4 Modèles modifiant l'indice de valeurs extrêmes

Le parallélisme des distributions de pluie et de débit, établi sous les hypothèses de la méthode du gradex, semble pouvoir être étendu sous des hypothèses moins restrictives comme le montrent des études par simulation dans lesquelles on garde un rendement de pluies tendant vers 1, mais avec des lois non exponentielles (Gev ou GPD). Il ne faut cependant pas croire que le parallélisme est absolument général, et l'on peut trouver, dans le cadre des modèles de probabilités conditionnelles, un contre-exemple de transformation de l'indice de valeurs extrêmes (figure 3.12, Leviandier (2008)).

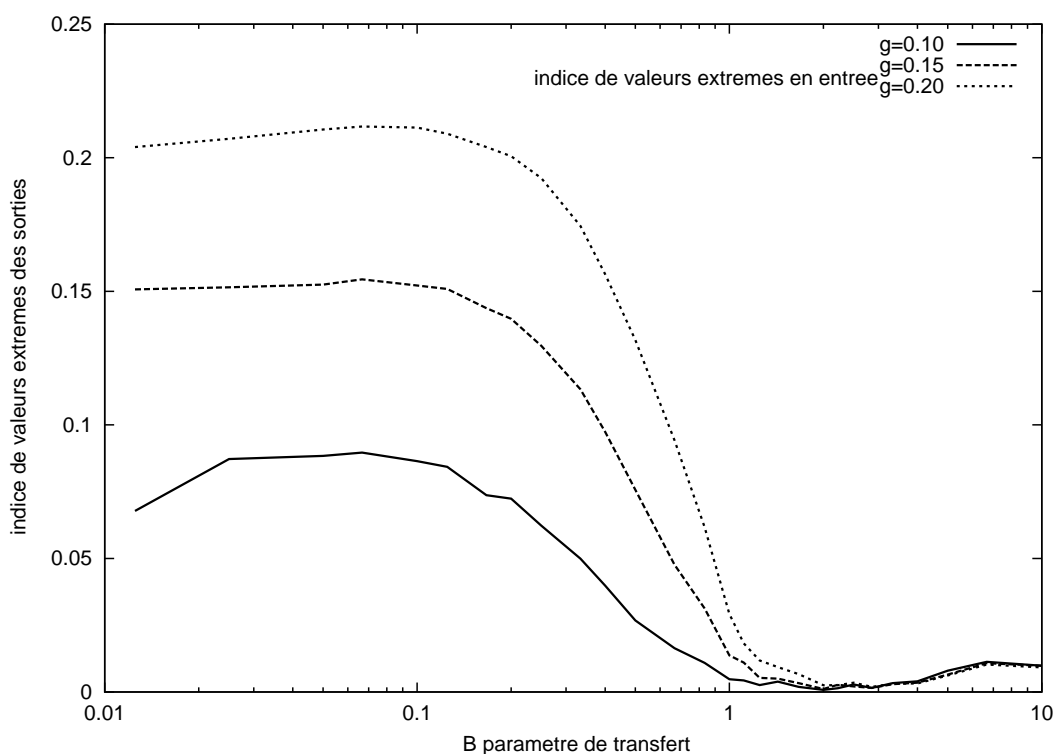


FIG. 3.12 – transformation d'un indice de valeurs extrêmes par un modèle conditionnel simple

### 3.6 Durées caractéristiques pour la modélisation par événements

L'une des difficultés du modèle par événement est que la durée des crues est variable d'un événement à l'autre sur le même bassin, et d'un bassin à l'autre. Or il est difficile de définir des statistiques sur des pluies de durées variables liées au débit, ce qui nécessiterait une connaissance fine de ce que l'on cherche précisément à estimer.

Il existe plusieurs tentatives de définition de durées caractéristiques de bassin. La notion apparaît dès lors que l'on s'intéresse à la modélisation des débits pour des vulnérabilités liées à la durée, dans les modèles débit-durée-fréquence QDF (Javelle et al. (2002), Renard and Lang (2007)) mais nous cherchons ici une définition qui fasse le lien avec la transformation pluie-débit. Retenons celle du temps de concentration, et surtout l'argumentation qui en fait une variable utile.

Le temps de concentration est supposé le plus dangereux <sup>4</sup>, parce que les durées inférieures sont physiquement inaptes à mobiliser tout le bassin et les durées supérieures statistiquement associées à des intensités plus faibles pour une même fréquence. Ce raisonnement, à vrai dire assez approximatif et adapté à des bassins imperméables, a fait l'objet de généralisations avec un modèle à base physique opérant à une échelle très locale (Schmid, 1997), et mérite d'être repris avec des modèles utilisables en conditions opérationnelles.

Un modèle non linéaire de transfert ne contient généralement pas de paramètre pouvant être identifié à un temps propre. C'est en s'intéressant à des périodes de retour élevées que l'on ressent le besoin d'appréhender la durée des événements à prendre en compte. On doit se garder de chercher une durée pour laquelle il existerait une égalité vérifiée pour tous les événements entre la période de retour des débits et celle des pluies, propriété qui ne peut être vraie même en se restreignant à une fréquence donnée, sauf peut-être aux fréquences très rares. On peut au mieux espérer que la différence des périodes de retour est minimale pour une certaine durée, et que la distribution des pluies est plus informative sur celle des débits pour une certaine durée. Le problème semble ardu dans toute sa généralité. La mise en évidence de l'existence d'une telle durée avec un modèle particulier réduit à une fonction de transfert (non linéaire), est donnée en annexe D. Par ailleurs, elle peut être constatée en faisant varier la durée dans l'exploitation des probabilités conditionnelles d'un modèle complet (processus stochastique + modèle pluie-débit) tel que celui présenté au paragraphe 3.5.2. Auparavant, nous explorerons une propriété de la durée de sélection des épisodes, lorsqu'elle *n'est pas* durée caractéristique.

### 3.6.1 Continuité par rapport à la durée dans un modèle débit-durée-fréquence

Qu'il y ait ou non une durée caractéristique, la durée maximale de prise en compte des épisodes pluvieux, si elle est choisie arbitrairement, n'est a priori pas caractéristique. Le fait qu'elle ne joue pas de rôle particulier peut être exploité pour imposer une contrainte à la distribution de probabilité du débit. Le calcul du débit de fréquence  $F$  sur une durée  $t$  doit utiliser des pluies de durées  $d$  supérieure à  $t$ , mais le modèle stochastique étant peu sensible à l'échelle temporelle, du fait de la désagrégation en sous-épisodes, le résultat doit être indépendant de  $d$ . Si l'on admet que l'équation empirique 3.6 se généralise, en introduisant de plus une séparation de la variable  $\frac{t}{d}$  qui n'est pas restrictive dans le raisonnement, hypothèse un peu plus forte que les hypothèses assez naturelles que les fonctions

---

<sup>4</sup>parfois dit critique, sans qu'il y ait de changement qualitatif de comportement justifiant ce terme



$g$  (gradex des pluies) et  $s_0$  (taux de saturation initial) ne dépendent que de la durée  $d$  :

$$q(t) - r(d) = ug(d) \phi\left(\frac{t}{d}\right) f(u, s_0(d)) \quad (3.12)$$

Si l'on reste de plus dans un gamme de durées telle que l'influence de  $r$  soit négligeable (c'est à dire pour des durées longues), le terme de droite doit être indépendant de  $d$ , ce qui implique que les 3 fonctions  $g, f, \phi$ , dont la première représente un forçage externe du modèle, sont dépendantes.

On peut faire quelques remarques sur cette équation :

- l'hypothèse d'un modèle pluie-débit invariant sur une certaine plage de durées, hypothèse qui n'est pas plus forte que la définition intrinsèque d'un modèle de façon instantanée, permet d'importer des paramètres d'intensité durée fréquence des pluies,  $g(d)$  dans le modèle débit-durée-fréquence ;
- Les invariances d'échelles sur les pluies ne sont toutefois pas conservées "telles quelles" dans le modèle des débits, à cause de la dépendance par rapport à l'état initial ;
- L'équation ne se réduit pas à une forme (loi puissance, fonction homographique) aussi simple que celle que l'on propose lorsqu'on ne vise pas une cohérence avec un modèle pluie-débit.

Les remarques précédentes ne contredisent pas les théories mettant en avant des invariances d'échelles simples sur les débits (Gupta and Waymire (1990), Gupta et al. (1994), Smith (1992), Pandey et al. (1998)), mais les interpelle sur la construction de modèles pluie-débits compatibles. Par ailleurs, les simplifications faites ne permettent pas d'infirmer les lois usuelles dans le domaine des durées courtes permettant l'extrapolation aux débits de pointe instantanés. Remarquons qu'un coefficient de pointe peut difficilement être bien estimé s'il n'est pas bien défini, la définition incluant celle de la durée de base.

Notons que nous n'avons pas pris position dans ce paragraphe sur l'existence d'une durée caractéristique présentant un caractère critique ou extremal. Enfin, L'hypothèse d'invariance du modèle par rapport à la durée peut être remise en cause, en particulier si l'on ne se restreint pas à des lois exponentielles pour le cumul des pluies.

### 3.6.2 Durées caractéristiques issues de la confrontation des périodes de retour des pluies et des débits

Les probabilités conditionnelles des pluies, sous condition de débits, ne sont pas d'une perception intuitive immédiate, mais correspondent bien au fait que

3.6. DURÉES CARACTÉRISTIQUES POUR LA MODÉLISATION PAR ÉVÉNEMENTS 37

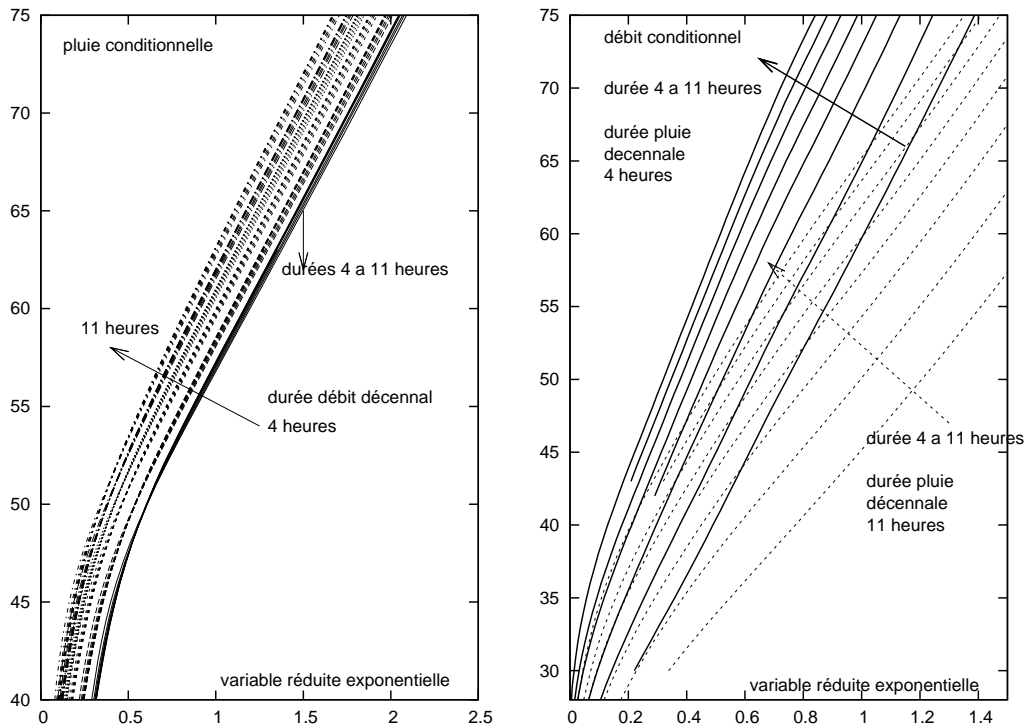


FIG. 3.13 – pluie conditionnelle / débit décennal et débit conditionnel / pluie décennale en fonction de fréquence

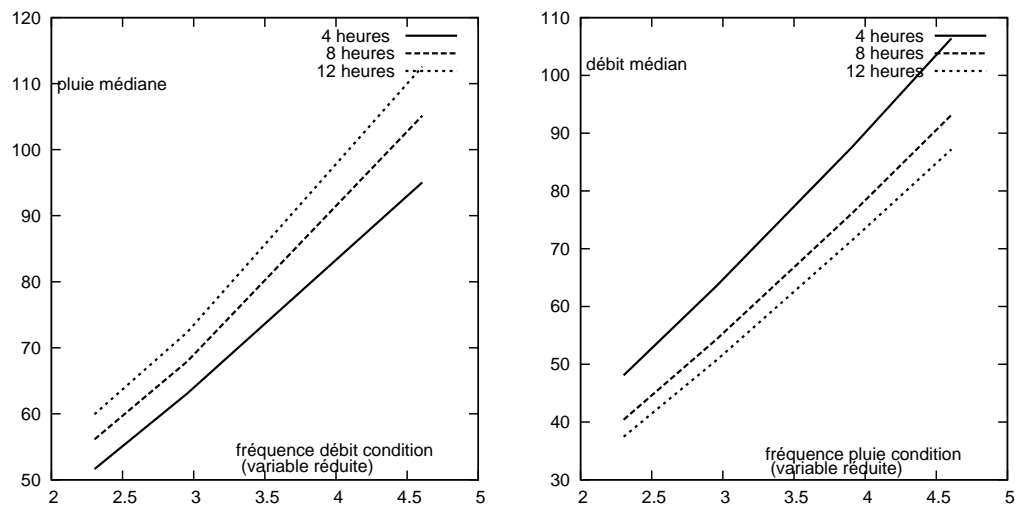


FIG. 3.14 – quantile conditionnel médian en fonction de la variable forcée

l'objectif de fréquence porte sur les débits. Elles ne traduisent évidemment pas l'influence des débits sur les pluies, mais la dispersion des pluies pouvant occasionner des débits de période de retour donnée. La représentation graphique par un réseau de courbes indexées par la durée dans le plan (Pluie-Fréquence), figure 3.13, fait apparaître le même type de distributions pour les pluies et pour les débits conditionnels, proches de lois exponentielles dès la fréquence 0.5, mais qui présentent de notables différences dans leur dépendance par rapport aux durées. Alors que les débits conditionnels dépendent peu de la durée de la pluie prise comme condition, les pluies conditionnelles dépendent fortement de la durée du débit.

Les quantiles conditionnels médians présentent une variation quasi-linéaire par rapport à la variable réduite indépendante, qu'il s'agisse de pluies ou de débits (figure 3.14). Les variations opposées avec la durée viennent seulement du fait que les pluies sont des cumuls (et non des intensités) alors que les débits sont des cumuls divisés par des durées. La variation de la pluie médiane conditionnelle par rapport à un débit décennal est en revanche non monotone par rapport au paramètre de transfert  $B$ , contrairement à celle de la médiane du débit conditionnel par rapport à une pluie décennale (figure 3.15). Ceci met en évidence une valeur  $B$  caractéristique du régime intensité durée fréquence des pluies, et traduisant leur contribution au risque sous l'effet d'un transfert non linéaire. Cette valeur, relative à la fréquence, dépend assez faiblement de la durée des débits pris en compte. Une autre représentation graphique (figure 3.16 met en évidence l'inversion du sens de variation de la médiane conditionnelle avec la durée du débit décennal pris comme condition (que nous pouvons désigner comme "co-durée"). Ce phénomène n'apparaît pas sur les débits médians sous condition de pluie pour certains domaines de variation des variables (figure 3.17). Elle existe cependant : dans une représentation 3D (figure 3.18), la présence d'un col révèle bien une durée caractéristique. En reproduisant la démarche de l'annexe D, on remarquera que pour un bassin donné, ce n'est pas  $B$  que l'on peut faire varier, mais la durée des épisodes pluvieux considérés, et donc les propriétés stochastiques des pluies, ce qui déterminera une durée caractéristique, pour laquelle se produit le changement de signe de la variation de la variable conditionnelle avec la durée. Cette durée dépend du bassin et des propriétés statistiques des pluies. Elle pourrait, au moins théoriquement, être estimée à partir de (longues séries de) données de pluies et de débits, sans utiliser de modèle. Lorsque un modèle est disponible sur le bassin, elle dépend de ses paramètres.

3.6. DURÉES CARACTÉRISTIQUES POUR LA MODÉLISATION PAR ÉVÉNEMENTS 39

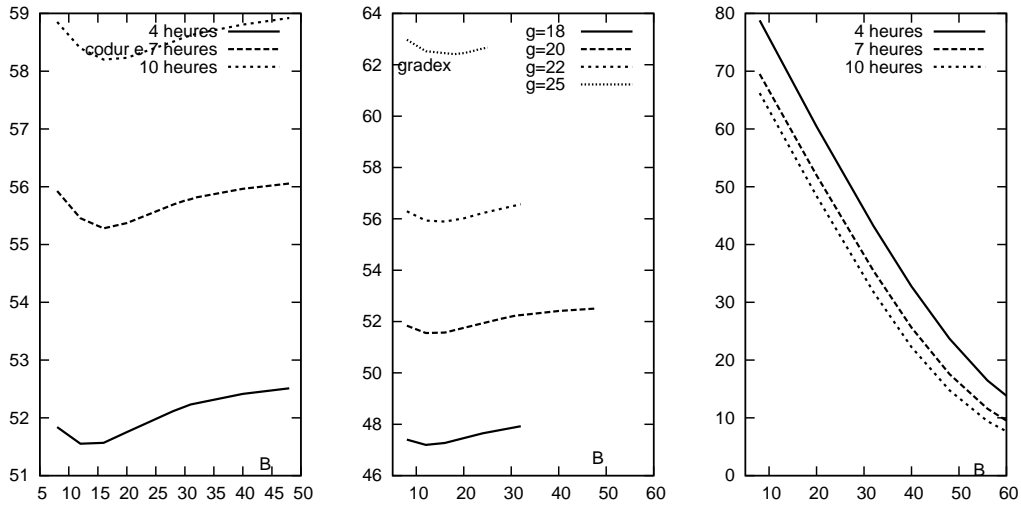


FIG. 3.15 – pluie conditionnelle (à gauche et au centre) et débit conditionnel (à droite) en fonction de B. A gauche pour différentes "codurées" (durées du débit), au centre pour différents gradex.

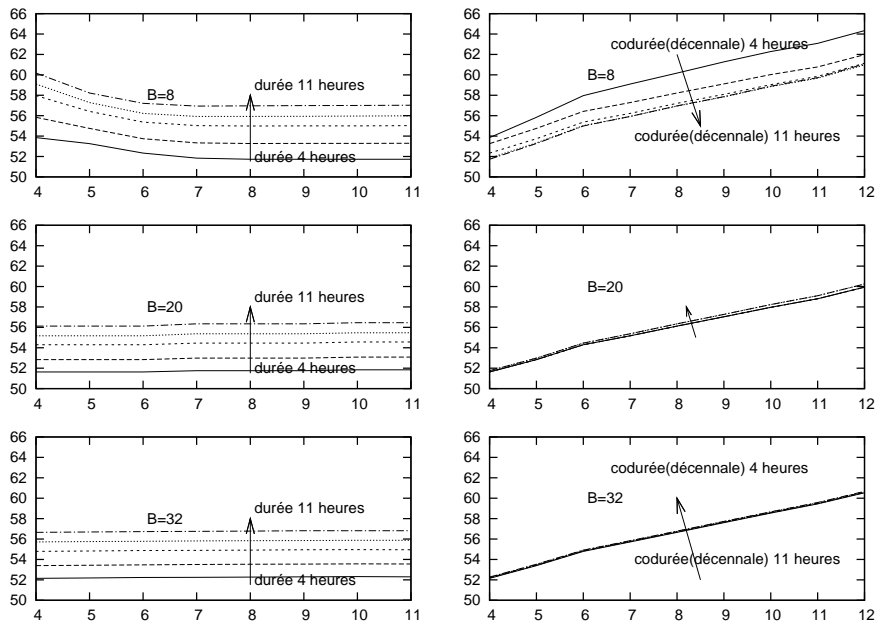


FIG. 3.16 – pluie médiane conditionnelle / débit décennal en fonction de la durée du débit et de la pluie

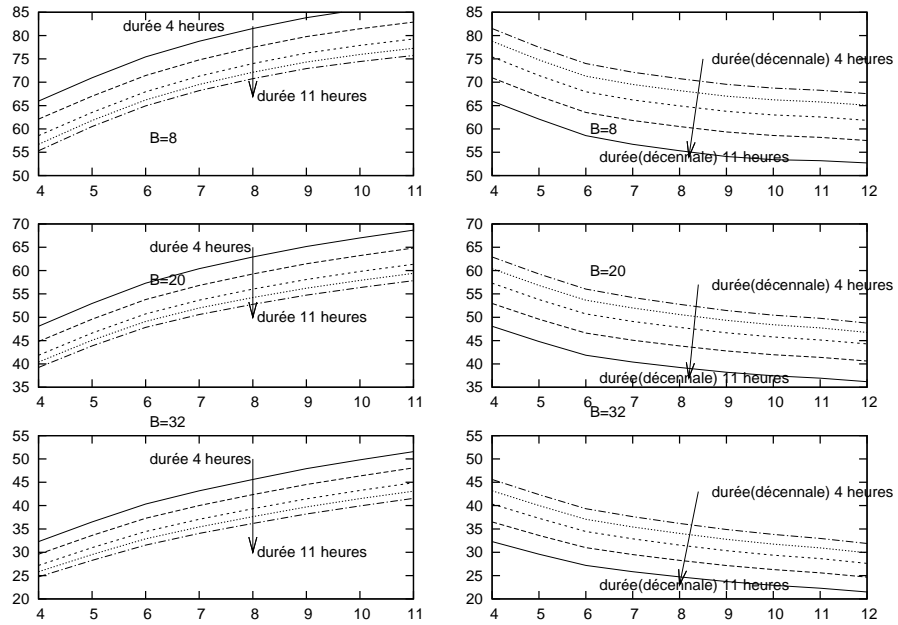


FIG. 3.17 – débit médian conditionnel / pluie décennale en fonction de la durée du débit et de la pluie

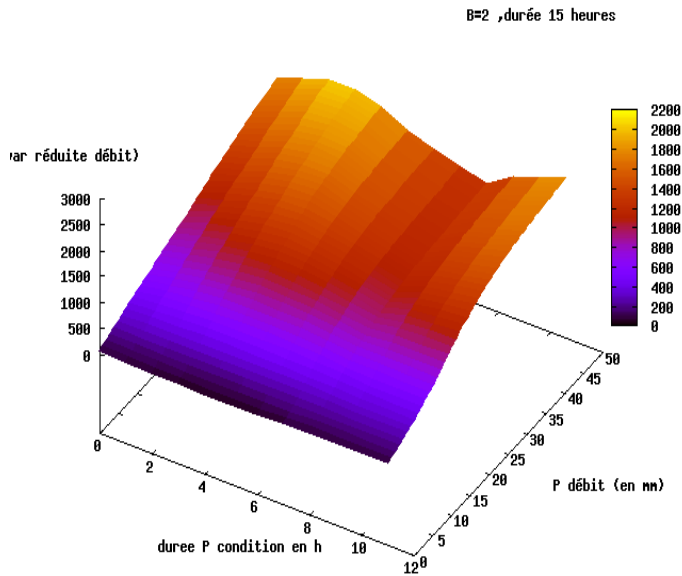


FIG. 3.18 – probabilité conditionnelle du débit (sous condition de pluie) en fonction de la durée de la pluie

### 3.7 Paramètres équivalents

Il arrive assez fréquemment que l'on veuille appliquer à un milieu hétérogène une théorie mise au point dans le cas d'un milieu homogène. On utilise alors des paramètres moyens, ou mieux, des paramètres équivalents, calculés en fonction de la distribution des paramètres réels. La recherche de paramètres équivalents peut être faite de façon purement théorique, ou par simulation numérique, par inversion de modèle sur des résultats obtenus dans le cas hétérogène. On peut aussi considérer que par calage de modèle globaux ou semi-distribués, sur des bassins réels composites, on obtient des paramètres équivalents, par rapport à l'usage des mêmes techniques sur des bassins supposés homogènes, mais ce qui est important est de savoir déterminer ces paramètres équivalents a priori, en particulier pour l'appliquer à des bassins non jaugés. Cette démarche a néanmoins des limites. Un système hétérogène ne se comporte pas nécessairement comme un système homogène. Par exemple, si un système homogène peut être caractérisé par un temps de réponse, alors qu'un système à deux composantes différenciées reste souvent caractérisé par deux temps de réponses et non par un temps de réponse moyen ou équivalent. Par ailleurs, quand dans une théorie un milieu est caractérisé par une fonction plutôt que par un paramètre (par exemple la conductivité généralement notée  $K(\theta)$  en hydrodynamique) il faudrait plutôt définir des fonctions équivalentes que des paramètres équivalents, ou si l'on paramétrise la fonction par un modèle approché, un jeu de paramètres équivalents.

L'attrait de paramètres équivalents, n'implique cependant pas de globalisation extrême. On peut reconnaître des contrastes majeurs, et adopter une démarche semi-distribuée avec des sous-unités pour lesquelles la problématique reste pertinente. La résolution spatiale qu'il faut consentir pour n'avoir que des éléments homogènes pose de nombreux autres problèmes.

Il est admis que la même distribution de probabilité peut généralement rendre compte de toutes les stations d'une région, avec un nombre de degrés de liberté faible, de l'ordre de 3 pour une durée fixe, de 4 ou 5 si on considère des distributions à différentes durées (ou représentations multifractales équivalentes). La distribution construite au paragraphe 3.3 ou sa forme approchée calculée au paragraphe 3.4, qui s'adapte à des bassins de paramètres différents, s'adapte vraisemblablement à des bassins composés de sous-bassins de paramètres différents, ce qui définirait des jeux de paramètres équivalents, au sens de ces modèles statistiques. Le fait que ces paramètres aient aussi un sens dans un modèle pluie-débit rend l'entreprise attrayante, et il est tout à fait plausible que les conditions d'existence de tels paramètres soient en fait moins restrictives que dans des modèles de simulation temporelle. Ce cadre théorique permet aussi de prendre en compte les pluies sur plusieurs échelles de temps, que l'on s'intéresse à un seul bassin (qui

TAB. 3.1 – correction sur  $a$  et  $u$  pour différents cas d'hétérogénéité

facteur multiplicatif	proportion superficie	sur $b$		sur var. réduite	
		facteur	erreur	facteur	erreur
2	0,3	1,12	0,0017	0,982	0,0017

malgré la notion de temps de concentration, donne des réponses en fonction de tout un historique de pluies) et plus encore si on s'intéresse à plusieurs bassins de superficies variables, cadre naturel d'une problématique de bassins non jaugés.

Il est possible de faire des expériences numériques consistant à simuler des bassins hétérogènes du point de vue de la transformation pluie débit, et/ou de la pluie, puis de calculer les paramètres équivalents. En répétant cette expérience sur un grand nombre de cas (le temps de calcul étant multiplié par un facteur croissant exponentiellement avec le nombre de degrés de liberté), on peut caler les fonctions donnant les paramètres équivalents. Si l'on a une méthode d'estimation des paramètres relatifs à des zones homogènes, soit sur les modèles temporels, soit sur les modèles fréquentiels, on peut transférer ces résultats sur un bassin non jaugé. Le recours aux formules approchées réduit très sensiblement le volume de calcul : au lieu d'une méthode itérative sur le bassin équivalent hypothétique, on inverse simplement la formule par rapport à un paramètre, pour satisfaire les quantiles du bassin hétérogène simulé. Par ailleurs, on se limite à des bassins composés de deux sous-bassins, en faisant varier à la fois le rapport des superficies et le contraste des paramètres.

Pour étudier l'influence de l'hétérogénéité, supposons d'abord le bassin composé de deux sous-bassins, le plus grand (ou au moins la moitié) ayant un paramètre  $A$ , le second occupant une fraction  $cs$  de la superficie totale et ayant un paramètre  $A_2$ . Définissons le facteur d'hétérogénéité  $h = 1 - cs + cs a_2$ . La distribution de probabilité des crues du bassin composite simulé est ensuite recalée avec un paramètre équivalent  $\hat{A}$ . Pour le paramètre  $A$  du réservoir de production, la relation suivante a été trouvée (DEA de Rhia Bariz) :

$$\text{Ln}(\hat{A}) = 0.953\text{Ln}(Ah) + 0.214 \quad (3.13)$$

avec un coefficient de corrélation de 0.996

Il est toujours possible de passer d'une formulation portant sur  $u$  en une formulation portant sur  $A$ , mais avec le modèle de l'équation 3.5, il n'existe pas de relation simple autre que de résoudre numériquement  $\delta(u_h, A) = \delta(u, A_h)$ .

TAB. 3.2 – correction sur b ou u assimilant un bassin hétérogène à un bassin homogène

paramètres		bassins homogènes pour b	b multiplié par 3 sur la moitié du bassin			
$y_1$		1,225	1,604	1,225		
$y_2$		0,248	0,325	0,248		
$y_3$		-3,191	-0,3349	-3,191		
facteur multiplicatif	sur b	1	1	1	0,723	1
	sur u	1	1	1	1	0,871
fonction critère		0,0013	0,0011	0,0035	0,0082	0,0015

La même démarche peut être faite pour une hétérogénéité des paramètres de la fonction de transfert.

donnons l'exemple suivant

Sur le jeu de paramètre  $A = [ 50, 300 ]$ ,  $s_0 = .5$ ,  $p_0 = 20.$ ,  $g = [ 10, 35 ]$ ,  $b = [ 0,02, 0,1 ]$

avec des variables réduites inférieures à 10 et des valeurs de q entre 25 et 200 la fonction de q donnée par l'équation 3.6 est calée sur un bassin homogène et sur un bassin hétérogène (colonnes 2 et 3 du tableau 3.2). Les paramètres sont tous les trois sensiblement différents, ce qui rend laborieuse l'étude de leur variation. Corrélativement, l'utilisation des paramètres des bassins homogènes sur les bassins hétérogènes donne une erreur beaucoup plus grande (colonne 4), mais un facteur multiplicatif de la variable réduite dans l'équation 3.6, permet de conserver les paramètres du cas homogène, avec une erreur voisine du cas homogène.

La transformation en paramètre équivalent paraît encore plus aisée puisque la variable réduite u intervient associée au paramètre b. Cependant, elle intervient aussi dans le facteur multiplicatif  $u g$  non associé à b. Il ne s'agit donc pas *stricto sensu* d'un paramètre équivalent, mais d'un facteur qui doit être appliqué à la fois sur le paramètre et sur la variable. Sans pouvoir dire qu'il n'existe pas de paramètre équivalent, car ces paramètres sont définis comme permettant des approximations, il est beaucoup plus efficace d'adopter ce changement de variables. Le formalisme est analogue à celui rencontré en changement d'échelle, qui intègre d'habitude un effet d'hétérogénéité et un effet de taille, alors qu'on n'a ici qu'un effet d'hétérogénéité.



TAB. 3.3 – correction sur  $u$  pour différents cas d'hétérogénéité

facteur multiplicatif	proportion superficie	sur $b$		sur var. réduite	
		facteur	erreur	facteur	erreur
3	0,5	0,722	0,0088	0,687	0,0062
2	0,5	1,266	0,0172	1,309	0,0165
1,5	0,5	1,222	0,0202	1,257	0,0196
0,5	0,333	0,768	0,0029	0,740	0,0015
0,75	0,333	1,209	0,0123	1,241	0,0118
3	0,2	0,885	0,0017	0,871	0,0015

La même opération peut être effectuée pour plusieurs modalités d'hétérogénéité (tableau 3.3)

La présence éventuelle du paramètre de production dans la distribution de probabilité du débit, ayant subi production et transfert, en plus du rapport  $\delta$  introduit une difficulté : le paramètre  $A$  équivalent pour la seule fonction de production, n'est pas nécessairement optimal pour la distribution des débits. Il semble cependant préférable d'en adopter une définition indépendante du transfert, et de faire dépendre éventuellement le paramètre de transfert équivalent de la distribution des paramètres de transfert, mais aussi des paramètres de production.

On peut remarquer que les paramètres équivalents adoptés dépendent non seulement de la distribution des paramètres bruts, mais de la distribution des variables de forçage du système, ce qui est ne doit pas étonner si l'on réfléchit bien aux critères utilisés. Il en est ainsi des paramètres définis de façon mixte, déterministe et stochastique. Un exemple plus simple est la capacité de rétention (ou mieux, le déficit d'écoulement) défini comme la différence d'ordonnée des asymptotes pluie et lame d'eau de la méthode du gradex, qui contrairement à ce que l'on pourrait croire, n'est pas une propriété du bassin, mais dépend aussi de la distribution des pluies qu'il reçoit.

### 3.8 De l'aléa au dommage

Les paragraphes précédents ont exposé la problématique générale de processus en cascade et l'ont illustré par la distribution des débits en un point. La chaîne est en fait beaucoup plus longue, et l'on parle plus souvent de risque d'inondation,

que de risque de crue. C'est en effet au niveau de l'inondation que se produit la confrontation aléa/vulnérabilité caractérisant le risque. Cela implique une prise en compte beaucoup plus fine de l'hydraulique, puisque l'on a besoin non seulement de débits mais aussi de hauteurs. Cependant, cette présentation comme un maillon supplémentaire d'hydraulique complétant de l'hydrologie est réductrice, voire fautive, si la zone concernée est assez vaste, ce qui devrait être le cas pour la gestion des inondations, a fortiori lorsque des aménagements hydrauliques sont utilisés. La vision traditionnelle de l'hydrologie fournissant un débit de pointe, transformé en ligne d'eau par un modèle hydraulique en régime permanent, ou un hydrogramme «routé» par un modèle transitoire, devient souvent insuffisante pour plusieurs raisons : la zone de l'étude hydraulique est trop longue pour ignorer les apports intermédiaires, la cartographie d'un niveau d'alea en tout point du bassin ne correspond pas nécessairement à un événement unique développé sur tous le bassin, et enfin un aménagement dimensionné pour absorber un événement hydrologique critique peut se trouver en défaut pour un autre événement qui aurait été moins grave avant aménagement. Cependant, la prise en compte de cette variabilité ne dispense pas de traiter par le modèle hydraulique des événements spatio-temporels, et les moyens de calcul n'autorisent pas la simulation de millions d'événements. Il faut donc bien se résoudre à représenter cette variabilité par un petit nombre d'événements.

Nicolas Kreis a conduit une réflexion sur les deux premiers points, son étude de cas sur la Thur (haut-Rhin) s'avérant peu propice à prendre en compte le troisième.

Quelques conclusions en ressortent :

- l'injection d'hydrogrammes calculés par un modèle hydrologique en différents points du cours d'eau traité par le modèle hydraulique s'effectue sans incohérence sur les lignes d'eau et la propagation des crues.
- la modélisation en régime transitoire est nécessaire même avec des capacités de rétention modestes, pour apprécier l'effet d'aménagements.
- l'effet sur l'aval des rétentions amont est plus complexe et parfois à l'opposé de conclusions de raisonnements intuitifs. La solution retenue est de choisir des événements pluvieux qui génèrent des crues de même période de retour en différents bassins emboîtés. Cette méthode (qui n'a pas nécessairement de solution) ne génère pas sur tout le bassin l'enveloppe des zones inondées de période de retour nominale, mais donne avec un minimum de simulations (l'opération étant faite pour plusieurs périodes de retour) un jeu de lignes d'eau et de surfaces inondées cohérentes et représentatives des risques en différents points du bassin.

La sélection d'événements ou de scénarios est bien un problème crucial de l'utilisation de modèles pour l'estimation des risques dans un contexte où la qualité

graphique des résultats de simulation tend à émousser le sens critique. Cette sélection nécessite l'utilisation d'un modèle simplifié, d'où la nécessité d'assurer la cohérence entre modèles de bassin («hydrologiques») et modèles de propagation («hydrauliques»). Pour une extension à des bassins ayant des volumes de stockage plus importants, il faudrait conférer au modèle de bassin plus de fidélité aux capacités hydrauliques. Notons que si le cas de la Thur relève bien de la méthodologie générale proposée ici, y compris dans ses perspectives de prise en compte du changement climatique, le point spécifique de la sélection d'épisodes n'a pas été faite dans le cadre du modèle stochastique CECP. De même qu'il n'y a pas de différence fondamentale entre intégration par tirage aléatoire et intégration par exploration complète d'un espace discrétisé, la sélection d'événements répondant à plusieurs critères peut être faite également dans le cadre de l'intégration numérique, qui offre l'avantage de détecter et de prouver les cas d'impossibilités.

Le calcul des zones inondables, puis des dommages, en fonction de la période de retour, permet de caractériser la distribution de probabilité des dommages, et donc de fournir aux économistes et gestionnaires une information plus fine que le coût affecté à un élément de référence, ou l'espérance de coût dont l'application à des événements extrêmes pose problème.

## Chapitre 4

# Connaissances, information, décision

*de source généralement bien informée*<sup>1</sup>

Ce chapitre aborde des problèmes d'estimation spécifiques du modèle proposé au chapitre 3, et un prolongement concernant un système artificiel, pour lequel la décision fondée sur les statistiques prend un aspect très concret de dimensionnement. Rappelons que la question d'estimation régionale de paramètres de modèles pluie-débit a déjà été vue au chapitre 2. Il concerne donc l'estimation des paramètres de la distribution dérivée, y compris les paramètres hydrologiques du modèle pluie-débit, lorsque l'on ne peut pas ou ne souhaite pas s'en tenir à une estimation d'ajustement de chronique ou de transposition régionale, et l'estimation des états initiaux. Cette séparation, qui espérons le, aide à la clarté

---

<sup>1</sup> un hydrologue doit protéger ses sources!

de l'exposé, est en partie une reconstruction a posteriori. Le développement de modèles sans méthode d'estimation, et donc de validation, ne concourt ni à l'accroissement des connaissances, ni à la satisfaction des besoins opérationnels. Ces modèles du troisième type ont une légitimité autre, qui est d'expérimenter des idées nouvelles (Marsily (de), 1994). Le modèle utilisé pour mettre en évidence des durées caractéristiques de bassin et de régime pluviométrique (annexe D), relève de ce 3ème type. Il n'a pas fait l'objet de validation, mais a permis les investigations sur le modèle plus complexe du § 3.6.2. Il est cependant clair que le travail de sélection ou d'adaptation de méthodes d'estimation au nouveau modèle proposé n'a pas été mené à son terme, et est en retrait sur les connaissances des performances relatives des différentes méthodes sur la loi généralisée des extrêmes (Willems (1999), Katz et al. (2002), Coles et al. (2003)).

## 4.1 La statistique

Il existe une vision partagée de la Science comme concordance entre théorie et expérimentation : Une théorie, reliée à une théorie plus générale, mais spécifiée par les particularités des objets que l'on étudie, prédit des faits et des valeurs numériques, que l'expérience confirme. Depuis Boltzmann, des théories produisent des énoncés scientifiques sous forme de lois de probabilité. Celles ci perdent beaucoup de leur aura lorsque les paramètres n'ont pas de fondement théorique et dépendent des objets étudiés. Enfin, de simples relations entre grandeurs observées, sans explication ni de la forme mathématique prise, ni des valeurs numériques trouvées, sont considérées comme beaucoup moins intéressantes.

Ce point de vue peut être nuancé si l'on prend en compte l'aspect historique ou sociologique (la science en train de se faire).

- connaissance empirique peut précéder la compréhension théorique ;
- la compréhension théorique ne pourrait être validée sur un objet particulier qu'à un prix exorbitant en mesures ;

Les théories des systèmes non-linéaires et du changement d'échelle relativisent la nécessité de connaissances exhaustives à toutes les échelles, et réhabilitent l'usage de modèles simples (y compris empiriques) aux échelles élémentaires.

La question scientifique se déporte alors du côté de la validation et de la méthodologie à mettre en œuvre, avec le soutien de la statistique. Cependant, Il est difficile d'utiliser la statistique, sans basculer complètement du côté empirique.

On peut distinguer trois points de vue :

- la statistique classique cherche à révéler ce qui est significatif. Mais elle construit elle même le «sens» de ce qui est significatif, qui peut être éloigné du besoin réel

de la discipline thématique, et que l'utilisateur prend comme un simple indice de performance.

– la statistique bayésienne (Vicens et al., 1975, pour son application en hydrologie) incorpore une connaissance a priori, est séduisante pour traduire cet affinement progressif de la connaissance par l'expérience, mais elle est obligée d'exprimer cette information première sous forme probabiliste, avec un certain arbitraire, dont le résultat final peut rester influencé.

– la théorie de l'information se positionne par rapport aux deux approches précédentes comme un meilleur outil d'arbitrage fondé sur l'expérience entre modèles plausibles du point de vue de la thématique scientifique (Burnham and Anderson, 2003).

La question est bien de ne pas tomber dans le piège du modèle indiscutablement meilleur que le pire des modèles.

Toute théorie statistique conduit à plaider pour la parcimonie des modèles, mais la théorie de l'information en fait un point central.

#### 4.1.1 La controverse sur la cohérence de la méthode GLUE

La méthode GLUE (Beven and Binley (1992), Beven and Freer (2001)) se réclame de la statistique bayésienne et du libre choix de critères d'efficacité de modèles, mais ne se réfère pas à la théorie de l'information. Alors que cette méthode a connu un grand succès, Mantovan et al. (2006) ont mis en doute la compatibilité de ces deux points de vue, en particulier sous l'angle du critère statistique de cohérence. Beven et al. (2007) ont répondu que l'application pratique de méthodes d'estimation en hydrologie ne permettait pas de satisfaire les hypothèses du formalisme statistique. Il serait téméraire de trancher ce débat qui pose le problème de l'applicabilité de théories qui n'ont d'autre objectif que l'application. Au delà du sens technique de la cohérence statistique, la démarche GLUE possède au sens banal une cohérence dans la mesure où elle valide empiriquement *a posteriori* les critères de sélection des jeux de paramètres supposés représenter toutes les incertitudes. Quoique ce type de méthode nous ait posé le même type de question sur les véritables propriétés de la fonction de vraisemblance, et malgré la nécessité de réserver des données de validation, alors que l'on en a peu, l'utilisation de la méthode de Monte Carlo associée se révèle assez commode pour des analyses générales de sensibilité, et pour un prolongement à l'évaluation de stratégies d'échantillonnage (thèse de Stéphanie Madier).

### 4.1.2 L'information de Kullback-Leibler

Parmi les variantes de définition de l'information, celle de Kullback-Leibler fournit un cadre théorique intéressant car elle mesure l'écart entre deux distributions qui ont un rôle disymétrique, l'une étant généralement vraie, mais généralement inconnue, l'autre approchée et calculable.

$$I = \int f(x) \ln \left( \frac{f(x)}{g(x|\alpha, A)} \right) dx \quad (4.1)$$

Nous distinguons (pour notre propos) les paramètres  $\alpha$ , «universels» et les paramètres  $A$ , «hydrologiques» définis par rapport à un modèle pluie-débit.

$f(x)$  est la densité de probabilité du modèle exact.

$g(x|\alpha, A)$  est la densité de probabilité selon le modèle analytique approché.  $f(x)$  qui représente la densité selon le modèle utilisé pour la simulation, doit être calculé numériquement (comme un incrément).

Dans le cas particulier rencontré au chapitre 3, on a à la fois  $f$  connu et  $A$  connu, (par définition, puisqu'on l'utilise pour procéder à la simulation). La minimisation de l'information de K-L permet d'optimiser des paramètres sur un jeu de paramètres et de valeurs simulées  $x$ . Dans le cas particulier rappelé ci dessus, l'optimisation porte sur  $\alpha$  et remplace le calcul d'une formule exacte.

Cependant, l'information de K-L a l'inconvénient de donner un poids évanescent aux valeurs extrêmes, qui précisément nous intéressent. Pour généraliser, il est donc plus intéressant de pondérer le logarithme de l'équation 4.1.2 par la densité conditionnelle par rapport à la pluie, ou de diviser  $f(x)$  par  $f_p(x)$ ,  $f_p$  représentant la densité de probabilité de la pluie.

L'estimation des paramètres  $\alpha$  en utilisant l'information de K-L sur un échantillon fini de quantiles imposés (remplaçant l'intégration de l'équation 4.1, donne des résultats voisins de ceux d'une estimation par les moindres carrés entre  $q$ (numérique) et  $q$ (approché). L'intérêt du premier critère est de se généraliser très facilement à des estimations utilisant à la fois des valeurs observées et une connaissance préalable des paramètres pluie-débit. Pour une application, plusieurs cas peuvent se présenter : Si l'on est sur un bassin non jaugé, on suppose que l'on connaît  $A_0$ , par une étude de régionalisation (qu'elle ait été faite sur des modèles pluie-débit ou sur des distributions de fréquence). Si l'on dispose de quelques années de données de débit, on peut souhaiter combiner l'information locale donnée par un ajustement de distribution de fréquence, et l'information donnée par  $A$ , qui peut elle même résulter d'un calage local, ou d'une estimation régionale. Avec nécessairement un facteur de pondération  $w$ , on minimisera alors

$$I = \sum f(x_i) \left( w \ln \left( \frac{f(x_i)}{g(x_i|\alpha, A)} \right) + (1 - w) \ln \left( \frac{g(x_i|\alpha, A_0)}{g(x_i|\alpha, A)} \right) \right) dx \quad (4.2)$$

par rapport cette fois ci à  $A$ . Lorsque le modèle  $g$  n'est utilisable que pour des fréquences (moyennement) rares, ce qui est le cas avec les formules 3.5 et 3.6, il ne faut pas sommer sur tous les points (par exemple maxima annuels), mais seulement sur quelques points «extrêmes observés». On utilise en fait une procédure analogue à la méthode du gradex «en extrapolation», mais contrairement à cette dernière, on peut avoir plusieurs paramètres à recaler. Si l'échantillon est assez important pour que plusieurs points soient disponibles, on peut procéder par remplacement successif de chacun de ces points, pour estimer  $w$ . A défaut, on optimise sur plusieurs stations.

La méthode sert donc à valider empiriquement le modèle. Le modèle n'est pas nécessairement empirique de la façon où on l'entend habituellement comme surgissant des données. Il peut très bien être issu de concepts scientifiques.

## 4.2 Estimations des états initiaux

Il existe plusieurs façons d'estimer les états initiaux. Dans notre problématique, rappelons qu'il s'agit d'estimer *la distribution* des états initiaux. On peut d'abord noter que l'assimilation de mesures physiques dans des modèles pose un problème en soi. En dehors des mesures, il existe deux façons d'extraire des états initiaux cohérents avec un modèle, soit en utilisant le modèle (ou un modèle auxiliaire apparenté) en continu, et en collectant les états en début des événements modélisés par le modèle événementiel, soit en calant ses états comme des paramètres supplémentaires avec le seul modèle événementiel. Dans les deux cas on peut calculer des statistiques sur ces états et tenter d'en établir des corrélations avec des descripteurs permanents des bassins, afin de pouvoir les estimer sur des bassins non jaugés, comme on le fait pour les paramètres des modèles.

### 4.2.1 Utilisation auxiliaire d'un modèle en continu

Lorsque l'on utilise une méthodologie événementielle, avec un modèle par ailleurs apte à fonctionner en continu et que l'on a les données d'entrée en continu, il est évidemment intéressant de repérer les états initiaux simulés avant chaque événement retenu. Les états initiaux obtenus avec un modèle apparenté, mais non strictement identique peuvent aussi donner une information relative, sinon absolue, sur le type de distribution. En particulier on sait que le taux de remplissage des réservoirs est utilisé dans la fonction de production, et les taux de remplissage avec des modèles différents doivent être proches, même si les capacités des réservoirs sont différentes. Les différences principales entre un modèle continu et un modèle par événement, souvent utilisés à des pas de temps différents, portent sur une plus grande attention au respect du bilan dans un modèle



continu (donc à l'évapotranspiration et, s'il y a lieu, aux échanges souterrains) et une prise en compte plus détaillée de processus rapides, comme le ruissellement dans les modèles par événement. C'est pour cette raison que nous avons utilisé les états initiaux simulés par Perrin et al. (2001) avec GR4 dans une vaste étude de comparaison de modèles.

Dans le cas où les séries de données observées sont courtes, elles peuvent être étendues au moyen d'un processus stochastique de pluie, qui peut lui aussi être différent du processus utilisé pendant les événements.

#### 4.2.2 Estimation par calage

La deuxième méthode consiste à considérer les états initiaux comme des paramètres de calage. Le calage événement par événement des paramètres et des états initiaux serait très instable, mais l'optimisation emboîtée, ou hiérarchique d'états initiaux définis pour chaque événement et de paramètres définis pour tous les événements (en cherchant à en prendre moins que dans un modèle continu), donne de bons résultats, dont les critères ne doivent toutefois pas être comparés à leurs analogues en modélisation continue.

#### 4.2.3 Régionalisation des états initiaux

Les états initiaux du réservoir de production, obtenus par la méthode décrite au paragraphe 4.2.1 ont été régionalisés, sur différentes zones géographiques (mémoire de DEA de AitMouhoub). On donne ici le meilleur et le moins bon des résultats sur les territoires des agences de l'eau. Les variables explicatives ont été cherchées parmi les variables hydrologiques annuelles, les états initiaux étant supposés influencés par le bilan du bassin. Assez curieusement, le terme d'ETP agit parfois positivement et parfois négativement.

$$s_0 = -0,12 + 0,000781 E_a + 0,00031 P_a \quad R^2 = 0,88 \quad (\text{Rhin-Meuse})$$

$$s_0 = 0,61 - 0,0006 E_a + 0,00035 P_a \quad R^2 = 0,77 \quad (\text{Seine-Normandie})$$

régression dans lesquelles  $E_a$  et  $P_a$  représentent l'ETP moyenne interannuelle et la pluie moyenne interannuelle.

### 4.3 Les durées à prendre en compte

La durée intervient à deux titres, d'une part comme paramètre de sélection des épisodes à prendre en compte, d'autre part comme durée caractéristique, variable dépendante, fonction de la pluie et du bassin. A terme, il est souhaitable

de prendre la première valeur égale ou proportionnelle à la deuxième. Cependant, celle-ci est elle même soumise à la nécessité d'une estimation. Si l'estimation de tous les autres paramètres est faite sans utiliser de débits de crue observés localement, on prendra la valeur obtenu par lecture de graphique issu du traitement décrit au § 3.6.2. A terme, il faudrait y substituer des formules approchées d'utilisation plus rapide. Si les valeurs de débits de crues sont utilisés pour l'estimation, la méthode devrait être utilisée de façon itérative. La deuxième fonction de la durée caractéristique, définie en 3.6.2, est d'entrer dans le formalisme des lois dérivées, et donc ce substituer à la fonction  $f$  dans 3.6. Ce formalisme n'ayant pas été développé, il n'est pas possible d'en tenir compte actuellement dans l'estimation, de telle sorte que le modèle approché, susceptible d'être calé, perd cette propriété intéressante du modèle complet. Cette restriction est cependant à relativiser car elle concerne des cas de disponibilité de données de crues, associée à une inexistence ou insuffisance de données permettant la modélisation pluie-débit.

#### 4.4 Inventaire des incertitudes

Toutes les étapes de la méthodologie sont sujettes à incertitudes, dans lesquelles il est tentant de distinguer (en plus du cas très particulier de l'approximation numérique d'un modèle par un autre) deux classes principales :

- Même si elles sont le plus souvent omises ou citées pour mémoire, les sources principales d'incertitude résident dans l'approximation de la réalité par des modèles, approximatifs non seulement dans les valeurs numériques de leurs paramètres, mais dans leurs hypothèses et leur structure.
- Les incertitudes d'échantillonnage dues aux inférences statistiques effectuées à partir de données supposées obéir à un modèle exact, concernent l'utilisation de données pour l'estimation de fréquences (pluies, ainsi éventuellement que les débits observés que l'on injecte dans les lois dérivées), et les paramètres des modèles pluie-débit.

Dans la pratique, le modélisateur peut être conscient que l'estimation des paramètres n'est pas une pure inférence statistique mais corrige en partie les erreurs de choix de modèle. Cependant, les méthodes statistiques classiques ne sont pas bien adaptées si l'on renonce à la fiction d'observations issues d'un modèle vrai. Les intervalles de confiance décrivent la dispersion des résultats issus d'une hypothétique répétition des observations. Dans les cas les plus favorables, ces intervalles ne dépendent pas des valeurs vraies inconnues des paramètres, mais dans la pratique ils utilisent des modèles probabilistes ayant une grande part

d'arbitraire, qu'ignorent ou veulent ignorer les utilisateurs attachés à mesurer la confiance (ou crédibilité dans le cadre bayésien) en probabilité. Pour les tenants de la théorie de l'information, des intervalles peuvent être définis, mais l'objectif est plutôt de mesurer de façon relative le degré de confirmation par les observations de plusieurs modèles en compétition.

Si l'on pondère les différentes informations (comme dans l'équation 4.2), la pondération elle-même est soumise à incertitude, mais la difficulté principale est le mélange d'incertitudes ressortissant des deux grandes classes définies plus haut, et incorporées dans des résultats partiels dont seuls les résultats agrégés sont parfois disponibles. Si la forme additive de l'information (de K-L, ou autre) favorise techniquement la prise en compte de différentes sources d'information, la cohérence théorique n'en est pas parfaitement assurée. Les distributions de fréquence sont généralement estimées par le maximum de vraisemblance, ou une méthode de moments, tandis que les modèles pluie-débit sont généralement ajustés par les moindres carrés, et ces estimations ne sont pas toutes faites sur le même jeu de données. Dans cette approche mixte vers laquelle nous tendons, il semble difficile de quantifier explicitement l'incertitude résultante, et préférable de s'en tenir à une estimation des incertitudes dominantes, de choisir des bornes pour les facteurs incriminés, et de proposer plusieurs estimations en fonction de ces bornes. On remarquera que l'information de K-L présentée ici n'a pas été utilisée pour son atout principal qui est de traiter plusieurs modèles en compétition ou en association, et donc l'incertitude relative au choix du modèle.

## 4.5 Applications

### 4.5.1 Estimation de crues centennales

L'application donnée ici est une estimation régionale de crues, donc concernant des bassins non jaugés, mais limitée à une zone assez restreinte, sur laquelle l'hétérogénéité des bassins versants joue un moins grand rôle que l'hétérogénéité de la pluviométrie. Elle nécessite donc une étude préalable, non rapportée ici des gradients pluviométriques. L'étude constitue une validation du métamodèle, c'est à dire de l'aptitude du métamodèle à reproduire les résultats déduits de simulation par le modèle GR4 (Payraudeau and Leviandier, 2007).

### 4.5.2 Dimensionnement de bassins de rétention

La formulation explicite de distribution de fréquence en sortie d'un système facilite le calcul inverse de dimensionnement du système (Leviandier and Payrau-

deau, 2007). Celà s'applique à des systèmes artificiels comme les réseaux d'assainissement et les bassins de rétention. Rappelons l'équation 4.3 (identique à 3.11), qui traduit la correction sur les variables réduites nécessaire pour utiliser le métamodèle

$$u = \alpha \tilde{u} + \beta \quad (4.3)$$

dont les coefficients sont donnés par des régressions linéaires sur les paramètres du système.

L'utilisateur est supposé connaître les caractéristiques de la pluie. Le problème est alors de choisir une paire (capacité de stockage, capacité d'évacuation), avec souvent une contrainte forte sur l'un de ces termes (par exemple débit de fuite), associée à une fréquence de débordement. Par exemple, dans le cas d'une vidange linéaire, on veut que le débit de sortie n'excède pas une valeur  $q$ , avec une probabilité  $F$ . Ecrivons  $f(\lambda, \mu, q_0, q)$  la partie droite de l'équation 3.9 : Il faut éliminer entre  $(\lambda - \mu)e^{-\tilde{u}} = f(\lambda, \mu, q_0, q)$  et  $-Ln(F) = u = \alpha \tilde{u} + \beta$  ce qui est équivalent à trouver la racine de  $Ln(F) + \beta - \alpha(Ln(f) - Ln(\lambda - \mu)) = 0$  pour la seule variable qui est le paramètre de vidange du bassin,  $b$  qui figure dans l'équation de régression, les valeurs numériques de ces équations de régression étant calculées au préalable, indépendamment de l'application.

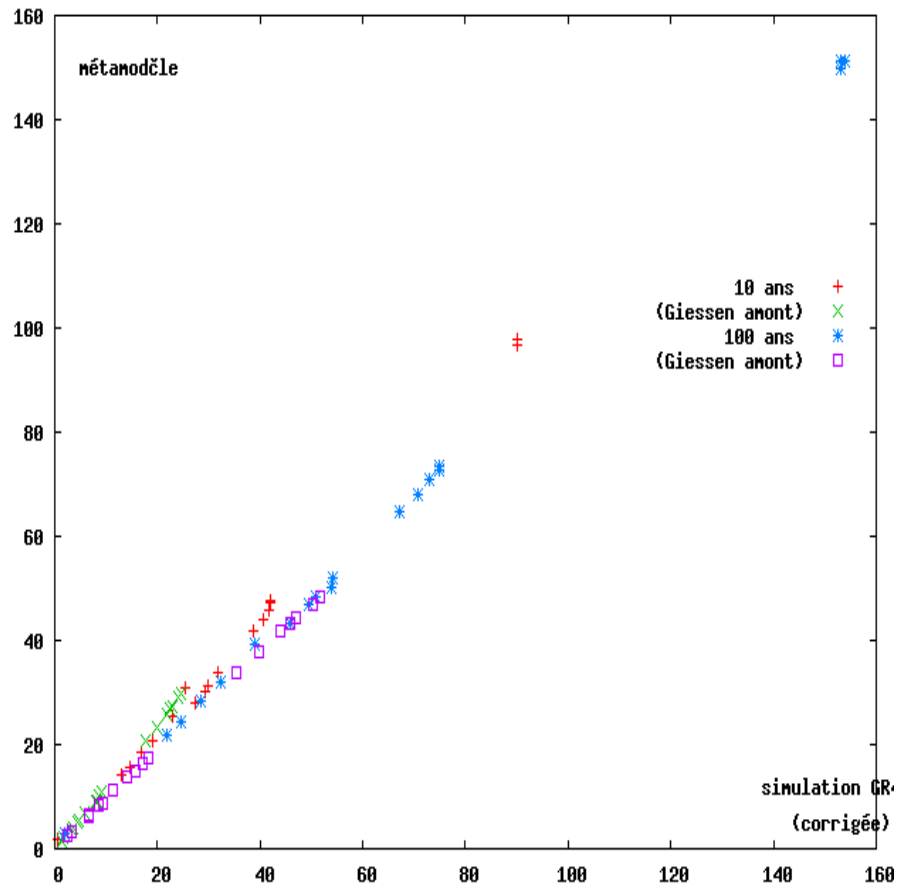


FIG. 4.1 – débit décennal (ajustement de fréquence) et débit centennal par simulation et par le méta-modèle (Payraudeau and Leviandier, 2007)

## Chapitre 5

# Conclusion et prospective

*Quand contremont verras retourner Loyre  
Et ses poyssons en l'air prendre pasture*<sup>1</sup>

Une grande partie des travaux rapportés ici vise l'élaboration de processus stochastiques orientés «valeurs extrêmes» assez simples pour être mis en œuvre conjointement avec des dynamiques spatio-temporelles, avec comme aboutissement la réalisation de modèles unifiés rassemblant tous ces aspects. Cette formalisation semble appropriée au problème pratique de l'estimation des risques, trop peu employée avec les outils disponibles, peut-être par ce qu'ils semblent trop complexes, ou trop complexes à assembler, ce à quoi pourrait remédier un effort d'intégration. Sur le plan scientifique, ces méthodes apportent un éclairage particulier et partiel, mais la perception du fonctionnement de certains systèmes gagnerait à être prolongée par une étude de la façon dont ils transforment des

---

<sup>1</sup> Contremont, 31ème livre de la facture et composition de Maître Clement Jennequin, Paris. Attaignant, 1549

processus stochastiques, plutôt que de se limiter à l'étude détaillée d'événements. La prise en compte de processus dynamiques dans un cadre stochastique a ainsi permis d'aborder sous un angle inhabituel la question des paramètres équivalents et de montrer qu'au sens de leur influence sur les valeurs extrêmes, il pouvait être préférable de renoncer à un paramètre équivalent, au sens strict, au profit d'un changement de variables prenant en compte l'effet de l'hétérogénéité. Cette approche pourrait être tentée en dehors des valeurs extrêmes.

Deux approches différentes tendant à élucider la genèse du comportement asymptotique, ont conduit à aborder les effets «préasymptotiques», c'est à dire prendre en compte un deuxième degré de liberté. En dehors de cette similitude forte, les approches et équations sont très différentes. L'approche utilisant les probabilités conditionnelles fournit une véritable distribution, la méthode empirique ne s'applique qu'aux valeurs rares. La première ne s'écarte pas sensiblement des lois usuelles, et utilise plusieurs fois les mêmes variables de forçage, la seconde contient un terme en  $\frac{1}{u^{\frac{1}{u}}}$ ,  $u$  étant une variable réduite, ce qui correspond donc à une limite de type  $0^0$ ; les variables n'y figurent généralement qu'une seule fois, et c'est la variable réduite qui intervient plusieurs fois. Corrélativement, la première utilise un bien plus grand nombre de constantes, ce qui peut être un inconvénient tant que ces constantes ne peuvent être obtenus que comme des paramètres de calage. Mais le fait que des modèles dynamiques en cascade (typiquement production+transfert), génèrent une composition multiplicative des paramètres des modèles conditionnels correspondants, semble plus décisif en faveur de l'approche par les probabilités conditionnelles.

L'étude du comportement asymptotique des sorties d'un modèle devrait être systématique dès que ce modèle peut être utilisé sur des événements rares. En dehors du cas des hypothèses du gradex, qui imposent un comportement asymptotique, on ne sait en effet pas très bien quelle crédibilité accorder aux extrapolations de modèles, qui peuvent être des artefacts auxquels on ne prête pas attention en fonctionnement normal. Même dans le cas des hypothèses du gradex, il ne tombe pas sous le sens que le comportement de tendance au gradex n'est pas affecté par un routage pur, ni par un stockage dynamique local. Ceci étant admis, on ne s'attendrait pas à ce que l'atténuation hydraulique, simulée par combinaison de routage pur et de stockage, ait un effet aussi sensible sur les valeurs extrêmes, pouvant repousser la «tendance au gradex» à des périodes de retour rendant inapplicable la méthode du gradex. Mais la connaissance

du comportement asymptotique n'est pas suffisante pour d'une part donner des estimations de quantiles rares, d'autre part incorporer la connaissance du comportement général du bassin, contenu dans ses paramètres de modèles. Sans qu'il soit facile d'en avancer une définition rigoureuse, il semble nécessaire de s'intéresser au domaine préasymptotique, émergence de propriétés moins fortes, mais moins uniformisantes que celles rencontrées dans le domaine asymptotique

Un deuxième axe de ces travaux est la désagrégation volontairement progressive, dans le temps, dans l'espace, et dans le niveau de détails des processus. La question peut être débattue (indéfiniment) sur le plan de l'efficacité par rapport à des stratégies alternatives d'analyse fine, puis d'agrégation. Elle gardera ma préférence par ma conviction que comprendre est distinguer ce qui est du premier ordre, du second ordre, ou anecdotique, ce que ne procure pas nécessairement une démarche tendant à l'exhaustivité sans progressivité. Ceci est cohérent avec une distinction de la construction empirique de modèles et de la validation empirique. La construction purement empirique poussée à l'extrême, compilation de données sans a priori scientifique, est possible, parfois féconde, mais ne peut pas être la voie principale d'accès à des connaissances nouvelles. Les connaissances scientifiques acquises, devraient a priori être utilisées, mais devant l'évidence d'un manque d'information, certaines connaissances deviennent inutiles, voire génératrices d'incertitudes pour la prévision. La validation empirique ne vise alors plus une théorie générale mais son application dans un contexte quantitativement trop mal connu, ou dans l'incertitude de satisfaction des hypothèses fondant cette théorie. Pour autant, on ne repart pas à chaque fois du modèle le plus complexe en cherchant patiemment quelles branches doivent être élaguées. Les modèles qui ont fait leurs preuves, seront les premiers à être soumis à une validation empirique. Par ailleurs, pour des raisons au moins techniques, l'assemblage de modèles différents, est rarement possible avec les exemples les plus aboutis de chaque sous-modèle, et des aménagements, généralement dans le sens de la simplicité, doivent être consentis. Faut-il étendre ceci du domaine de la modélisation à celui plus général de l'interdisciplinarité ?

Il est peut-être temps de relever quelques simplifications faites dans cette recherche, défendues au nom de l'intégration, qui pourraient être approfondies pour elle-mêmes, ou remises en question.

- La variabilité spatiale de la relation aire/ordre n'a pas été utilisée, et l'analogie reconnue avec les relations établies en ordination de Strahler, qui ouvre une piste, a été exploitée en faveur de l'approximation de la relation universelle.
- La récursivité posée dans un cadre général, a vite été dissoute dans la linéarité



supposée des processus aval ; en l'appliquant aux transferts amont non linéaires, on éclairerait probablement les phénomènes d'échelle sur les paramètres empiriques (et pourquoi pas la difficile intégration des conductivités hydrauliques).

– le processus stochastique de pluie a aussi été forcé par des paramètres supposés constants.

– l'étude n'a pas été faite de l'ordre auquel il faudrait développer le processus stochastique de pluie en fonction des temps propres des processus de transfert.

Les durées caractéristiques ouvrent des perspectives, même si leur existence avérée au sein du modèle ne démontre pas leur existence dans les processus réels. Imposer cette contrainte dans l'écriture de modèles pluie-débit-durée-fréquence, peut être un avantage de commodité dans un espace de dimension élevée, plus qu'une obligation de simuler un phénomène réel. Les idées oscillent entre la négation et la magnification d'échelles privilégiées. La recherche d'invariances d'échelles tend à gommer tout objet de dimension élémentaire, puisque des phénomènes sont censés se répéter à des échelles différentes. A l'opposé des approches, soit également mathématiques (non-linéarités) soit plus souvent naturalistes, tendent à privilégier des objets de dimensions particulières (volumes et aires représentatives élémentaires, temps caractéristiques de crues de l'hydrologie opérationnelle). L'instabilité des découpages spatiaux optimaux pour la modélisation des débits, selon les points de contrôle choisis, obtenus par Varado (2004)), qui conclut que «la spatialisation des propriétés hydrodynamiques des sols reste décevante», confirme la difficulté d'exhiber des discrétisations nettement optimales comme les aires représentatives élémentaires (Woods et al. (1995), Blöschl et al. (1995)) qui ne s'imposent pas d'emblée par des contrastes géomorphologiques. En revanche la définition de durées caractéristiques paraît plus pertinente pour distinguer, comparer, classer, et éventuellement faciliter la transposition entre des sites différents, car la notion de crue s'impose d'elle même. Les temps caractéristiques usuels, souffrent généralement soit d'une définition floue, soit d'une détermination faible par les facteurs géographiques permanents. La distribution des pluies sous condition de débit ne dépend que de leur distribution jointe, prise à différentes durées. Son estimation directe semble difficile, mais elle peut-être obtenue avec un modèle pluie-débit «auxiliaire».

Il ne s'agit pas d'attribuer un caractère absolu à un concept qui facilite l'appréhension de systèmes évoluant de façon continue, mais à des vitesses variables. Cette approche admet que des processus deviennent dominants à certaines périodes, et corrélativement, que d'autres processus deviennent négligeables, et sont «gelés» dans les conditions initiales. Elle devrait être plus nécessaire encore dans le domaine de la qualité des eaux, dans ses aspects physio-chimiques et biologiques. La dualité des approches continues et événementielles n'est évidemment

pas nouvelle, mais le caractère nécessairement arbitraire de cette distinction ne devrait pas empêcher un traitement plus objectif quand des estimations quantitatives faisant la synthèse d'observations à différentes échelles sont en jeu.

## 5.1 Prospective

### 5.1.1 Exploration de formalisme généralisé de paramètres équivalents

La recherche de paramètres équivalents présentée au § 3.7 a été faite avec la formulation la plus empirique d'expressions approchées. Il conviendrait de la reprendre avec la formulation des probabilités conditionnelles asymptotiques, et de vérifier si persiste la supériorité d'une transformation de variables réduites par rapport à la simple définition d'un paramètre équivalent et d'une règle de composition de paramètres hétérogènes. Cette idée pourrait être testée non seulement par simulation mais en utilisant des données réelles représentant des caractéristiques hydrologiques variant dans l'espace (capacités d'infiltration).

### 5.1.2 Sélection d'épisodes simulés et interface interdisciplinaire

Pour certaines applications, ou interpellations d'autres disciplines, la réduction de l'aléa hydrologique à une distribution de fréquence, même assortie de la variation avec la durée, peut être insuffisante, mais la simulation complète d'un processus stochastique peut être trop lourde. Il peut être alors intéressant de constituer un ensemble d'un petit nombre de *scenarii* hydrologiques, constitués d'épisodes issus du modèle stochastique, et représentant objectivement une variabilité bien caractérisée en fréquence. Sur ces épisodes, pas nécessairement extrêmes, on pourra simuler des processus couplés ou influencés par les débits, et dont l'effet cumulé à long terme exige qu'il soient traités en conservant une notion de fréquence. Il s'agit en premier lieu de la géomorphologie et de l'écologie aquatique. Une autre transition entre l'hydrologie et la géomorphologie est que le découpage de hyétogrammes selon la méthode CECF, s'avère transposable à la segmentation longitudinale de cours d'eau.

Une variante à cette simulation de variables sous condition de fréquence d'autres variables peut être de maximiser une variabilité interne entre différents épisodes satisfaisant une même contrainte.

### 5.1.3 Modèle pluie-débit-durée-fréquence

Je souhaite approfondir le rôle de la durée dans le modèle. Il est assez satisfaisant d'obtenir une formulation contenant explicitement la durée, dans une distribution de fréquence ayant des paramètres possédant une signification de transformation pluie-débit, et réalisant donc la synthèse des problématiques «lois dérivées» et «modèles débit-durée-fréquence». Cependant la durée a un rôle un peu particulier, et la mise en évidence de durées caractéristiques ou critiques n'a pas été pleinement exploitée dans le modèle pluie-débit-durée-fréquence obtenu en intégrant les probabilités conditionnelles.

Par ailleurs, si la modélisation pluie-débit-durée-fréquence rend plus maniables pour des objectifs appliqués des modèles habituellement acceptés, ce qui atténue la nécessité de confrontation directe aux données, il reste évidemment souhaitable de le faire. La validation la plus immédiate serait de confronter des distributions de fréquence théoriques et observées, et non plus seulement de comparer une méthode de calcul simple et nouvelle et une méthode compliquée mais fondée sur des composants standard. Mais des validations plus indirectes sont également possibles car le modèle répond en principe de façon élégante à de nombreuses questions habituellement traitées par des méthodes différentes. Il serait donc utile de valider les améliorations qu'il est censé apporter.

- les paramètres estimés sur des épisodes choisis en tenant compte des durées caractéristiques sont-ils mieux reliés à des caractéristiques physiques ?
- les coefficients de pointe engendrés par le modèle, sont ils plus fiables que ceux habituellement utilisés, et faut il pour les améliorer développer le modèle stochastique de pluie à un ordre plus élevé ?
- Peut-on mettre au point une méthode opérationnelle simple d'estimation de crue sur bassin non jaugé, se substituant à la méthode rationnelle et évitant le recours très hasardeux à l'estimation de temps de concentration ?

Tout en avançant sur ces aspects qui peuvent sembler techniques, je voudrais revenir sur la question plus centrale de la genèse de valeurs extrêmes, qui est cruciale pour la prédiction des effets de changement climatique, et la transition vers des méthodes qui ne pourront être purement statistiques, mais qui devront assimiler des observations en régime non stationnaire. Il serait intéressant de savoir s'il existe un système simple, ressemblant à un modèle hydrologique, capable d'augmenter l'indice de valeurs extrêmes de la distribution des entrées, à l'opposé de celui qui a été proposé au § 3.5.4.

## 5.1.4 Modélisation et stratégie d'échantillonnage

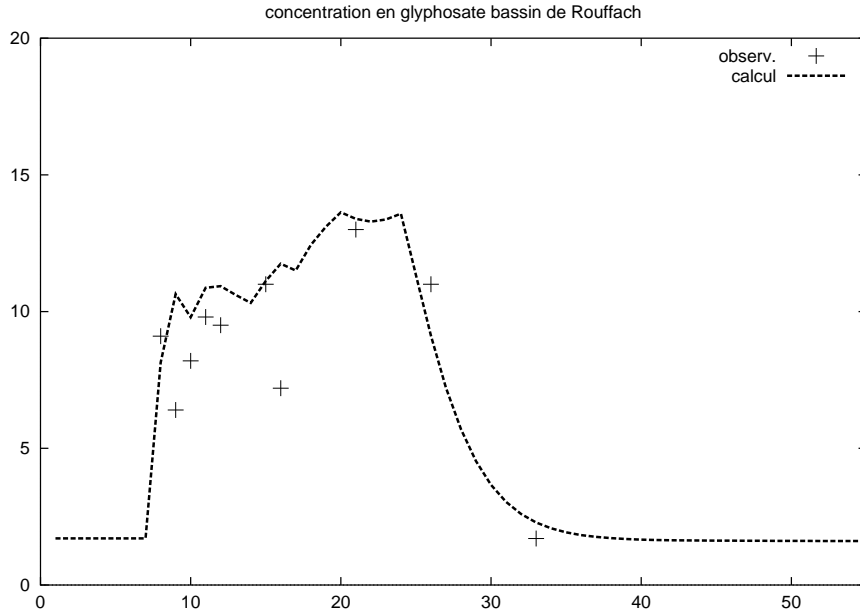


FIG. 5.1 – modèle de lessivage et diffusion à deux couches (calage)

Dans un état donné d'incertitude du modèle, quelles mesures sont les plus prometteuses pour améliorer le modèle et l'estimation des flux combinant mesures et interpolation par le modèle? C'est la question, soulevée à propos de solutés, qu'a abordé dans sa thèse Stéphanie Madier, à propos des pesticides<sup>2</sup> et avec entre autres le modèle GR5-solutés, dont une simulation est donnée en figure 5.1. Elle évalue pour cela les incertitudes par une méthode de génération aléatoire de jeux de paramètres et d'acceptation/rejet selon un seuil sur une fonction critère d'adéquation (ou fonction de vraisemblance). On retrouve la problématique de modèles en cascade, avec en plus un degré de liberté sur la stratégie d'échantillonnage. Il s'agit également d'un problème de probabilités conditionnelles.

<sup>2</sup>en préparation : S Madier and T Leviandier. Uncertainties in multi-output modeling. Application to a pesticides fate simple model.

T Leviandier and S Madier. Sampling Strategies. Application to a pesticides fate simple model.



# Bibliographie

- Arnaud, P., Lavabre, J., Masson, J.-M., 1999. Amélioration des performances d'un modèle stochastique de génération de hyétogrammes horaires : application au pourtour méditerranéen français. *Rev. Sci. Eau* 12 (2), 252–271.
- Bárdossy, A., 2007. Calibration of hydrological model parameters for ungauged catchments. *Hydrol. Earth Syst. Sci.* 11, 703–710, [www.hydrol-earth-syst-sci.net/11/703/2007](http://www.hydrol-earth-syst-sci.net/11/703/2007).
- Beirlant, J., Goegebeur, Y., Segers, J., Teugels, J., 2004. *Statistics of Extremes. Theory and Applications*. Wiley.
- Bentura, P., Michel, C., 1997. Flood routing in a wide channel with a quadratic lag-and-route method. *Journal of Hydrological Sciences* 42 (2), 169–190.
- Beven, K., Binley, A., 1992. The future of distributed models : model calibration and uncertainty prediction. *Hydrological Processes* 6, 279–298.
- Beven, K., Freer, J., 2001. Equifinality data assimilation and uncertainty estimation in mechanistic modelling of complex environmental systems using the glue methodology. *Journal of Hydrology* 249, 11–29.
- Beven, K., Smith, P., Freer, J., 2007. Comment on "hydrological forecasting uncertainty assessment : Incoherence of the glue methodology. *Journal of Hydrology*" by Pietro Mantovan and Enzo Todini 338, 315–318.
- Blazkova, S., Beven, K., 1997. Flood frequency prediction for data limited catchments in the czech republic using a stochastic rainfall model and topmodel. *J. Hydrol.* 195, 256–278.
- Blöschl, G., Grayson, R. B., Sivapalan, M., 1995. On the representative elementary area (rea) concept and its utility for rainfall-runoff modelling. *Hydrological Processes* 9 (3-4), 313–330.
- Burlando, P., Rosso, R., 1996. Scaling and multiscaling models of depth-duration-frequency curves for storm precipitation. *J. Hydrol.* 187, 45–64.

- Burnham, K. P., Anderson, D. R., 2003. Model selection and multimodel inference. A Practical information-theoretic approach. Springer.
- Cameron, D., Beven, K., Tawn, J., 1999. Flood frequency estimation by continuous simulation for a gauged upland catchment (with uncertainty). *J. Hydrol.* 228, 130–149.
- Coles, S., Pericchi, L., Sisson, S., 2003. A fully probabilistic approach to extreme rainfall modeling. *J. Hydrol.* 273, 35–50.
- CTGREF, ., 1972. L'application de la méthode du gradex à l'estimation des crues de faible fréquence.
- De Michele, C., Salvadori, G., 2002. On the derived flood frequency distribution : analytical formulation and the influence of antecedent soil moisture condition. *J. Hydrol.* 262, 245–258.
- Drogue, G., el Idrissi, A., Pfister, L., Leviandier, T., Iffly, J., Hoffmann, L., 2002. Calibration of a parsimonious rainfall-runoff model : a sensitivity analysis from local to regional scale. In : Rizzoli, A., Jakeman, A. (Eds.), *Integrated assessment and decision support. Proceedings of the First Biennial meeting. Lugano (Switzerland). International Environmental Modelling and Software Society*, pp. 464–470.
- Embrechts, P., Kluppelberg, C., Mikosch, T., 1999. *Modelling Extremal Events for Insurance and Finance*. Springer.
- Goel, N., Kurothe, R., Mathur, B., Vogel, R., 2000. A derived flood frequency distribution for correlated rainfall intensity and duration. *J. Hydrol.* 228, 56–67.
- Gray, D., 1961. Interrelationships of watershed characteristics. *J. Geophys. Res.* 66 (4), 1215–1233.
- Guillot, P., 1993. The arguments of the gradex method : a logical support to assess extreme floods. in : Kunzewicz z.w, rosbjerg d., simonovic s.p. and takeuchi k. (eds) : *Extreme hydrological events : Precipitation, floods and droughts*. In : Publ., I. (Ed.), *Yokohama Symposium*. Vol. 213. pp. 287–298.
- Guillot, P., Duband, D., 1967. La méthode du gradex pour le calcul de la probabilité des crues à partir des pluies. In : Publ., I. (Ed.), *Colloque International sur les crues et leur évaluation, Leningrad*. pp. 560–569.
- Guillou, A., Willems, P., 2006. Application de la théorie des valeurs extrêmes en hydrologie. *Rev. Statistique Appliquée* 54 (2), 5–31.
- Gupta, V., Mesa, O., Dawdy, D., 1994. Multiscaling theory of flood peaks : regional quantile analysis. *Water Resources Research* 30 (12), 3405–3421.
- Gupta, V., Waymire, E., 1990. Multiscaling properties of spatial rainfall and river flow distributions. *J. Geophys. Res.* 95 (D3), 1999–2010.

- Hebson, C., Wood, E., 1982. A derived flood frequency distribution using horton order ratios. *Water Resour. Res.* 18 (2), 1509–1518.
- Javelle, P., Ouarda, T., Lang, M., Bobée, B., Galea, G., Grésillon, J., 2002. development of regional flood-duration-frequency curves based on the index-flood method. *J. Hydrol.* 258, 249–259.
- Katz, R., Parlange, M., Naveau, P., 2002. Statistics of extremes in hydrology. *Advances in Water Resources* 25 (8-12), 1287–1304.
- Koutsoyiannis, D., Kozonis, D., A., M., 1998. A mathematical framework for studying rainfall intensity-duration-frequency relationships. *J. Hydrol* 206, 118–135.
- Leviandier, T., 2000. Asymptotic conditional probabilities for rainfall-runoff duration-frequency modeling. *J. Hydrol* En révision.
- Leviandier, T., 2008. A toy model to study the modification of the tail of probability distribution function by a catchment. In : *The Court of Miracles of Hydrology*. Cemagref, AgroParistech.
- Leviandier, T., Lavabre, J., Arnaud, P., 2000. Rainfall contrast enhancing clustering processes and flood analysis. *J. Hydrol.* 240 (1-2), 62–79.
- Leviandier, T., Payraudeau, S., 2007. A metamodel for stormwater detention basins design. *Water Sci Technol* 56 (12), 37–44.
- Loukas, A., 2002. Flood frequency estimation by a derived distribution procedure. *J. Hydrol.* 255, 69–89.
- Makhlouf, Z., Michel, C., 1992. Relation entre les paramètres d'un modèle global pluie-débit et les caractéristiques physiques d'un bassin versant breton. In : *8ème Journées Hydrologiques de l'ORSTOM*.
- Mantovan, P., Todini, E., Martina, L., 2006. Hydrological forecasting uncertainty assessment : Incoherence of the glue methodology. *Journal of Hydrology* 330, 368–381.
- Marani, A., Rigon, R., Rinaldo, A., 1991. A note on fractal channel networks. *Wat. Resour. Res.* 27 (12), 3041–3049.
- Marsily (de), G., 1994. Quelques réflexions sur l'utilisation des modèles en hydrologie. *revue des Sciences de l'Eau* 7, 219–234.
- Meunier, M., 2001. Regional flow-duration-frequency model for the tropical island of martinique. *J. Hydrol.* 247, 31–53.
- Naghettini, M., Potter, K., Ielangasekare, T., 1996. Estimation of the upper tail of flood-peak frequency distributions using hydrometeorology information. *Wat. Resour. Res.* 32 (6), 1729–1740.



- Obregon, N., Sivakumar, B., Puente, C., 2002. A deterministic geometric representation of temporal rainfall : sensitivity analysis for a storm in boston. *J. Hydrol.* 269, 224–235.
- Pandey, G., Lovejoy, S., Schertzer, D., 1998. Multifractal analysis of daily river flows including extremes for basins of five to two million square kilometers, one day to 75 years. *J. Hydrol.*, 62–81.
- Parsons, A., Wainwright, J., Powell, D., Kaduk, J., Brazier, E., 2004. A conceptual model for determining soil erosion by water. *Earth Surf. Process. Landforms* 29, 1293–1302.
- Payraudeau, S., Leviandier, T., 2007. Caractérisation de l'aléa hydrologique sur le bassin du giessen et de son affluent la lièpvrette. Tech. rep., ENGEES, DRDAF Alsace-Bas Rhin.
- Perrin, C., Michel, C., Andreassian, V., 2001. Does a large number of parameters enhance model performance? comparative assessment of common catchment model structures on 429 catchments. *J. Hydrol.* 279, 275–301.
- Puente, C., 1996. A new approach to hydrologic modeling : derived distributions revisited. *J. Hydrol.* 187, 65–80.
- Renard, B., Lang, M., 2007. Use of a gaussian copula for multivariate extreme value analysis : Some case studies in hydrology. *Advances in Water Resources* 30, 897–912.
- Rodriguez Iturbe, I., Devoto, G., Valdes, J., 1979. Discharge response analysis and hydrologic similarity. the interrelation between the geomorphologic iuh and the storm characteristics. *Water Resour. Res.* 15, 1435–1444.
- Schmid, B. H., 1997. Critical rainfall duration for overland flow from an infiltrating plane surface. *J. Hydrol.* 193, 45–60.
- Smith, J., 1992. Representation of basin scale in flood peak distributions. *Water Resour. Res.* 28 (11), 2993–2999.
- Varado, N., 2004. Contribution au développement d'une modélisation hydrologique distribuée. application au bassin versant de la donga, au bénin. Ph.D. thesis, Institut National Polytechnique de Grenoble, 277pp +annexes.
- Vicens, G., Rodriguez-Iturbe, I., Schaake, J. J., 1975. A bayesian framework for the use of regional information in hydrology. *Water Resources Research* 1 (3), 405–413.
- Willems, P., 1999. Compound intensity/duration/frequency-relationship of extreme precipitation for two seasons and two storm types. *J. Hydrol.* 233, 189–205.
- Willems, P., Guillou, A., Beirlant, J., 2007. Bias correction in hydrologic gpd based extreme value analysis by means of a slowly varying function. *J. Hydrol.* 338, 221–236.
- Woods, R. A., Sivapalan, M., Duncan, M., 1995. Investigating the representative elementary area concept - an approach based on field data. *Hydrological Processes* 9 (3-4), 291–312.

# Table des figures

2.1	principe de récursivité dans MHR . . . . .	8
2.2	modèle générique de soluté couplé à un modèle hydrologique . . . . .	13
2.3	modélisation de matières en suspension en réseau d'assainissement . . . . .	14
2.4	transposition de paramètres . . . . .	15
2.5	efficacité de régionalisation . . . . .	16
3.1	partage d'un événement dans CECP . . . . .	20
3.2	hyétogrammes réels et simplifiés au même pluviographe (Real Collobrier) et à la même échelle temporelle (durée 6 heures) . . . . .	21
3.3	schéma du processus stochastique de pluies, et hydrogrammes générés . . . . .	23
3.4	seuil sur les débits, inversion locale du modèle et probabilités conditionnelles . . . . .	23
3.5	somme des probabilités et tracé d'un point de la distribution des débits . . . . .	23
3.6	lampe d'eau théorique pour plusieurs valeurs du gradex des pluies . . . . .	26
3.7	distribution des flux avec faible et forte augmentation de stock . . . . .	27
3.8	débit conditionnel si pluie décennale, $A=20$ $s_0=0,9$ . . . . .	28
3.9	variable réduite calculée par le modèle approché, en fonction de la variable réduite par intégration numérique, (modèle de production) . . . . .	31
3.10	variable réduite calculée par le modèle approché, en fonction de la variable réduite par intégration numérique, (production+transfert) . . . . .	31
3.11	variable réduite calculée par le modèle approché, en fonction de la variable réduite par intégration numérique, (production+transfert, plusieurs durées, symbole graphique selon in seuil sur g, gradex des pluies) . . . . .	32
3.12	transformation d'un indice de valeurs extrêmes par un modèle conditionnel simple . . . . .	34
3.13	pluie conditionnelle / débit décennal et débit conditionnel / pluie décennale en fonction de fréquence . . . . .	37
3.14	quantile conditionnel médian en fonction de la variable forcée . . . . .	37
3.15	pluie conditionnelle (à gauche et au centre) et débit conditionnel (à droite) en fonction de B. A gauche pour différentes "codurées" (durées du débit), au centre pour différents gradex. . . . .	39
3.16	pluie médiane conditionnelle / débit décennal en fonction de la durée du débit et de la pluie . . . . .	39

3.17	débit médian conditionnel / pluie décennale en fonction de la durée du débit et de la pluie . . . . .	40
3.18	probabilité conditionnelle du débit (sous condition de pluie) en fonction de la durée de la pluie . . . . .	40
4.1	débit décennal (ajustement de fréquence) et débit centennal par simulation et par le métamodèle (Payraudeau and Leviandier, 2007) . . . . .	56
5.1	modèle de lessivage et diffusion à deux couches (calage) . . . . .	63
D.1	pluies de durées différentes générant le même débit . . . . .	83

## Annexe A

# CV bref, Thierry Leviandier

né le 20 12 1951 Coutances 50, marié, 5 enfants  
adresse professionnelle : ENGEES 1 quai Koch, B.P 61039 Strasbourg CEDEX.  
tel : 03 88 24 82 38 , thierry.leviandier@engees.u-strasbg.fr  
grade : Ingénieur en chef du Génie rural, des Eaux et des Forêts

### **fonctions permanentes**

- division hydrologie-hydraulique Antony CTGREF, Cemagref . 1976  
année sabbatique à l'Institut d'hydrologie de Wallingford 1985-1986
- chef de la division hydrologie du Cemagref. Antony 1988- 1996
- animateur du programme " écoulement-transfert " du département Gestion des milieux aquatiques 1994-1996
- directeur de la recherche à l'ENGEES, 1996- chercheur au LTE , puis CEREG , puis Centre d'écologie végétale et d'hydrologie UMR-MA 101 ENGEES-ULP

### **enseignement**

- hydrologie en formation d'ingénieur et DEA/Master  
responsable de l'unité d'enseignement "Aspects fréquents des processus hydroclimatologiques". master RNT. ULP-ENGEES-UHA

### **diplômes**

- Ecole Polytechnique . 1970-1973  
Ecole Nationale du Génie rural, des Eaux et des forêts. 1973-1975



## Annexe B

### liste des travaux encadrés

- Thèses

nom	année	établissement	sujet		directeur	
			titre	complet page suivante		
Z. C. MA Raouda Gafrej	1993	ULP Paris VI	modélisation des nitrates	modélisation des matières en suspension	Jean Fried Ghislain de Marsily	1
Gabriela Mantilla Morales	1994	ENPC	modélisation des nitrates et régionalisation		Rémi Pochat	1
Ahmed Zermani	1998	ENGREF	régionalisation de modèles au moyen de SIG.		T Leviandier	
Reda Kribèche	1999	Paris VI	liaison matières en suspension, caractéristiques des bassins versants		Ghislain de Marsily	2
Gilles Drogue	2003	ULP	modélisation hydrologique, changement climatique		Joël Humbert	3
Nicolas Kreis	2004	ENGREF	Modélisation des inondations pour la gestion intégrée du risque		T Leviandier	
Anna Otfi-nowska	2007	ULP	modélisation statistique matières en suspension		Jean Luc Mercier	2
Stéphanie Madi-er	2007	AgroParisTech	Modélisation, incertitudes et mesures (pesticides)		T Leviandier	4

ULP	Université Louis Pasteur, Strasbourg	1	encadrement de fait
ENPC	Ecole Nationale des Ponts et Chaussées	2	codirection
ENGREF	Ecole Nationale du Génie rural, des Eaux et des forêts	3	coencadrement officieux
		4	codirection Caroline Grégoire

## titre complet des thèses

- Zhong Cai Ma** 1991 Modélisation du transfert des nitrates : du bassin de recherche au grand bassin.ULP. 183 p
- Raoudha Gafrej** 1993 Modélisation conceptuelle du transfert des matières en suspension. Effets d'échelles spatio-temporelles.Paris VI 205 p
- Gabriela Mantilla Morales** 1995 Modélisation des transferts de nitrates, confrontation des concepts, des données et des informations : application au bassin de la Charente.ENPC 179 p
- Ahmed Zermani** 1998 Apport des SIG à la reconnaissance à moyenne échelle des facteurs découlement et de transfert des nitrates. 377p.ENGREF
- Reda Kribèche** 1999 Facteurs physiques de l'érosion significatifs au niveau des flux exportés par les bassins versants. Identification par modélisation.Paris VI
- Gilles Drogue** 2003 Apports de l'information historique et des outils de modélisation à l'étude de l'évolution passé et future du cycle hydrologique au Grand-Duché de Luxembourg. 364 p. + annexes. ULP
- Nicolas Kreis** 2004 La modélisation des crues des rivières de moyenne montagne pour la gestion intégrée du risque d'inondation. 347 p ENGREF
- Anna Otfinowska** 2007 modélisation statistique matières en suspension .Jean-Luc Mercier ULP
- Stéphanie Madier** 2007 De la mesure à la modélisation de transferts de produits phytosanitaires à l'échelle du bassin versant : quantification des incertitudes et définition de stratégies d'échantillonnage. 339 p +annexes. AgroParistech

## Masters , DEA (partiel)

- Mercier Pascale** 1993. Cohérence spatiale et invariance d'échelle d'un modèle pluie-débit sur le bassin de la Marne. DEA d'hydrologie Université Paris VI. Cemagref Antony
- Bariz Rhia** 2000. Vers la spatialisation des quantiles de crues. DEA Protection et Aménagement du sol et du sous-sol. 46p +annexes.INPL. -ENGEES
- Dahdani Salah** . Sensibilité de la régionalisation de paramètres de modèles pluie-débit a l'extension spatiale choisie. 74 p +annexes. DEA systèmes spatiaux et environnement. ULP-ENGEES
- Feichter Caroline** 2008. Atténuation de la vulnérabilité face au risque d'inondation par amélioration de l'alerte et de la prévision. Application aux bassins versants de la Thur et de l'Ill (Alsace). 44p +80p annexes. rapport de stage de Master 1, Risques naturels et technologiques, ULP-ENGEES-UHA.

## Annexe C

# Publications T Leviandier

### articles de revues

Bartoli, F., Burtin, G., Royer, J., Gury, M., Gomendy, V., Philippy, R., **Leviandier, T.**, R., G., 1995. Spatial variability of top soils within one silty soil type. effects on clay migration. *Geoderma* 68, 279–300.

Drogue, G., Pfister, L., **Leviandier, T.**, el Idrissi, A., J-F., I., Matgen, P., Humbert, J., Hoffmann, L., 2004. Simulating the spatio-temporal variability of streamflow response to climate change scenarios in a mesoscale basin. *J. Hydrol* 293 (1-4), 255–269.

Drogue, G., Pfister, L., **Leviandier, T.**, Humbert, J., el Idrissi, A., Iffly, J.-F., Hoffmann, L., 2002a. Using 3d dynamic cartography and hydrological modelling for linear streamflow mapping. *Computer and Geosciences* 28, 981–994.

Drogue, G., **Leviandier, T.**, Pfister, L., el Idrissi, A., Iffly, J., Guex, F., Hingray, B., Hoffmann, L., Humbert, J., 2002b. The applicability of a parsimonious model for local and regional prediction of runoff. *Hydrol. Sc. J.* 47 (6), 905–920.

Gafrej, A., **Leviandier, T.**, 1992. Modélisation statistique et conceptuelle des matières en suspension. *Bull. Assoc. Geogr. Franç.* 2, 178–184.

Hoffmann, L., el Idrissi, A., Pfister, L., Iffly, J., Hingray, B., Guex, F., A., M., Humbert, J., **Leviandier, T.**, 2004. Developpment of regionalized hydrological models in an area with short hydrological observation series. *River Research and Applications* 20 (3), 243–254.

Jacquard, A., **Leviandier, T.**, 1973. Homogénéisation de l'apparement dans une population limitée. *Ann. Génét.* 17 (2), 99–103.

Jacquard, A., **Leviandier, T.**, 1974. Loi de probabilité du nombre d'ancêtres et de descendants dans une population fermée. *Inform. Sci. Soc.* 14 (6), 185–216.



- Kreis, N., **Leviandier, T.**, Arnaud, P., 2005. Hydrological and hydraulics modelling to assess the hydrological efficiency of floodplain restoration, application to a mountainous river. *Intl. J. River Basin Management* 2 (1), 1–6.
- Leviandier, T., ???? Asymptotic conditional probabilities for rainfall-runoff duration-frequency modeling. *J. Hydrol.*
- Leviandier, T., Payraudeau, S., 2007. A metamodel for stormwater detention basins design. *Water Sci Technol* 56 (12), 37–44.
- Leviandier, T.**, 1980. Liaison spatiale entre postes pluviométriques. corrélation en fonction de la distance et du pas de temps. un modèle de simulation. *La Météorologie*.
- Leviandier, T.**, 1982. Deux approches empiriques de la répartition spatiale des pluies. visualisation. simulation. *La Houille Blanche* 4, –.
- Leviandier, T.**, 1986. Estimation adaptative d’une fonction de transfert à deux termes avec erreurs sur les entrées. *Hydrologie Continentale* 1 (2), 121–139.
- Leviandier, T.**, 1988. Mise en oeuvre et interprétation de la comparaison de modèles. *La Houille Blanche* 5-6, 395–398.
- Leviandier, T.**, C., L., 1986. Système conversationnel pour la documentation et l’utilisation de logiciels en hydrologie. *Hydrologie Continentale* 1, 15–24.
- Leviandier, T.**, Lavabre, J., Arnaud, P., 2000. Rainfall contrast enhancing clustering processes and flood analysis. *J. Hydrol.* 240 (1-2), 62–79.

### communications écrites à colloques

- Droge, G. and el Idrissi, A., Pfister, L., **Leviandier, T.**, Iffly, J., Hoffmann, L., 2002. Calibration of a parsimonious rainfall-runoff model : a sensitivity analysis from local to regional scale. In : Rizzoli, A., Jakeman, A. (Eds.), titre conference. *International Environmental Modelling and Software Society*, pp. 464–470.
- Dutillet, J., Galea, G., **Leviandier, T.**, Scherer, J., 1983. Données brutes et données élaborées en hydrologie. In : *Hambourg Conference. UGGL.*
- Favier, M., Lesaffre, B., **Leviandier, T.**, Penel, M., Zimmer, D., 1990. Deterministic versus conceptual model to evaluate influence of drainage on water regime. In : *Conference on hydrological research basins on the environment. WAGENINGEN University.*
- Ferry, M., **Leviandier, T.**, 1994. Le bassin versant de l’orgeval. In : *Du concept de BVRE à celui de zone atelier dans les recherches menées en eaux continentales. GIP Hydrosystèmes, Paris*, pp. 53–60.
- Gomendy, V., Bartoli, F., Pechard-Pressoi, B., Vivier, H., Petit, V., Bird, N., Niquet, S., Perier, E., Royer, J., **Leviandier, T.**, 1996. Fractals, théorie de la percolation et structures des sols : une approche physique unifiée pour la modélisation des courbes de rétention d’eau et les transferts. In : *Tendances nouvelles en modélisation de*

l'environnement, 15-17 1 1996 session A. CNRS Programme Environnement, Vie sociétés, pp. 175-180.

Leviandier, T., Payraudeau, S., 2007. Derived distributions for stormwater detention basins design. In : NOVATECH 2007, 6th international conference on sustainable techniques and strategies in urban water management, Lyon.

Ma, Z., **Leviandier, T.**, Ferry, M., 1990. Fitting a conceptual hydrological model accounting for nitrate loss in an agricultural representative basins. In : Conference on hydrological research basins on the environment. WAGENINGEN University.

Madier, S., **Leviandier, T.**, Domange, R. and Grégoire, C., 2005. Mesure de flux de produits phytosanitaires : Etude du protocole réseau national transfert. In : colloque de Marne la Vallée. Groupement français des pesticides.

Madier, S., **Leviandier, T.**, Dubus, I., 2006. Predictions of event-based pesticide flux at the catchment scale : a model evaluation exercise. In : 7th International Conference on Hydroinformatics, HIC 2006, Nice, France.

Mantilla Morales, G., **Leviandier, T.**, Ma, . C., 1994. Modélisation des flux de nitrates dans le bassin de la charente. In : Symposium sur les relations continent-zones côtières, 13/15 9 1994 La Rochelle. GIP Hydrosystèmes.

Mantilla-Morales, G., **Leviandier, T.**, Rosique, J., Tangara, M., Ayphassorho, H., Ansel, J., 4 1993. Estimation des débits de la charente à l'estuaire et apports en nitrates. In : Colloque ostréicole de la Tremblade - 17 avril.

Mantilla Morales, G., **Leviandier, T.**, Rosique, J., Tangara, M., Ayphassorho, H., Ansel, J., 4 1993. Estimation des débits de la charente à l'estuaire et apports en nitrates. In : Colloque ostréicole de la Tremblade.

Schwartz, J., **Leviandier, T.**, 1982. Un exemple concret de simulation simplifiée des aménagements de régulation d'un bassin versant à besoins contradictoires. In : Exeter. optimal allocation of water resources. Vol. 135. IAHS, pp. 405-416.

**Leviandier, T.**, 1986. Deux concepts synthétiques traduisant la variation spatiale des pluies : abattement-épacentrage. In : Journées hydrologiques ORSTOM. Montpellier. ORSTOM (IRD), pp. 306-319.

**Leviandier, T.**, 1989. Sensibilité des estimations hydrologiques à la longueur des observations. In : Assises de l'Hydrométrie. PARIS. Ministère de l'Environnement.

**Leviandier, T.**, 9 1991. Distribution de débits déduites d'une version probabiliste de modèles pluie-débit. In : Rencontres Hydrologiques Franco-Roumaines, Ecole des Mines de Paris. CNFSH-Unesco, Paris, pp. 299-305.

**Leviandier, T.**, 1994a. Intégration de la variabilité des conditions génératrices de crues dans l'estimation des crues. In : 23 émes journées de l'hydraulique, Nimes, 14/16 9 1994. Vol. 240. Société hydrotechnique de France, pp. 153-158.

**Leviandier, T.**, 1994b. Modélisation des nitrates dans les bassins versants à différentes échelles. In : La reconquête de la qualité des eaux superficielles. ENGEES, Strasbourg.

- Leviandier, T.**, 1996. Diversité des approches du changement d' échelle en hydrologie. In : Tendances nouvelles en modélisation de l'environnement, 15-17 1 1996 session poster, thème 1. CNRS Programme Environnement, Vie sociétés, pp. 7-14.
- Leviandier, T.**, Didon, J., 9 1982. Qualité des eaux résultant du lessivage des sols agricoles. cas des bassins versants de l'orgeval (seine et marne) et du cheret (aisne). In : congrès Nantes. Société hydrotechnique de France.
- Leviandier, T.**, Gafrej, R., Brunstein, D., 4 1993a. Système d'information géographique et modélisation des transferts de matières en suspension. In : La Seine et son bassin : de la recherche à la gestion. Colloque Piren Seine. pp. 147-156.
- Leviandier, T.**, Gafrej, R., Mantilla-Morales, G., Zermani, A., 1993b. Modèles récur-sifs de pollutions diffuses. In : Rencontres Hydrologiques Franco-Roumaines. TULCEA. ROUMANIE. CNFSH-UNESCO.
- Leviandier, T.**, Loumagne, C., 1986. An interactive system for documentation and use of programs in hydrology. In : Miami conference. Am Soc Met.
- Leviandier, T.**, Loumagne, C., Nedelec, Y., Bartoli, F., Gomendy, V., 1996. In : Tendances nouvelles en modélisation de l'environnement, 15-17 1 1996 session B. CNRS Programme Environnement, Vie sociétés, pp. 164-170.
- Leviandier, T.**, Mantilla Morales, G., Zermani, A., 1994. Etude comparative de la résolution spatiale de modèles hydrologiques sur le bassin de la charente. In : Symposium sur les relations continent-zones côtières, 13/15 9 1994 La Rochelle. GIP Hydrosystèmes.
- Leviandier, T.**, Moreau, A., Favart, S., Lorre, E., Sarazin, K., Tangara, M., Cognard, A., Imberti, M., 1993c. Prise en compte du réseau hydrographique dans un modèle hydrologique par l'intermédiaire d'un sig. In : Journées SIG Montpellier ENGREF-CEMAGREF 1/12/1993.
- Leviandier, T.**, Payraudeau, T., 2007. Derived distributions for stormwater detention basins. In : Sustainable Techniques and Strategies in Urban Water Management. 6<sup>th</sup> International Conference Novatech. session 5.3. GRAIE, Lyon, pp. 1107-1114.
- Leviandier, T.**, Ziaja, M., 9 1991. Filtrage empirique non linéaire sur un modèle conceptuel pluie-débit. In : Rencontres Hydrologiques Franco-Roumaines, Ecole des Mines de Paris. Vol. 240. CNFSH-UNESCO, Paris, pp. 393-400.
- Otfinovska, A., Leviandier, T.**, Takakura, Y., 2007. Design of a conceptual model of suspended sediments with validation on sewage systems data from ten urban catchments. In : Sustainable Techniques and Strategies in Urban Water Management. 6<sup>th</sup> International Conference Novatech. session 5.3. Vol. 1. GRAIE, Lyon, pp. 547-554.

## ouvrages et parties d'ouvrages

Drogue, G., Hoffmann, L., P., M., Pfister, L., **Leviandier, T.**, 2005. Trajectoire climatique et réponse hydrologique à l'horizon 2050 : l'exemple de deux cours d'eau luxembourgeois. In : Ries, C. (Ed.), Contribution à la climatologie du Luxembourg. Analyses historiques, scénarios futurs. Ferrantia 43. Travaux scientifiques du Musée d'histoire naturelle. Musée d'histoire naturelle. Luxembourg, pp. 101–136.

Michel, C., Edijatno, **Leviandier, T.**, 1991. Progrès et application de la modélisation conceptuelle pluie-débit. Météo-France. Ministère de l'Environnement, pp. 219–222.

Poulin, M., Even, S., Mouchel, J., Billen, G., Garnier, J., Levassor, A., **Leviandier, T.**, Marsilly (de), G., 1999. Models of a river system. the piren-seine program. In : Blasco, F., Weill, A. (Eds.), Advances in Environmental and Ecological Modelling. ELSEVIER, pp. 17–45.

**Leviandier, T.**, 1991. Le traitement statistique des pluies. Météo-France. Ministère de l'Environnement, pp. 27–32.

## communications orales et posters

Bartoli, F., Burtin, G., Royer, J., Gury, M., Philippy, R., **Leviandier, T.**, 1992. Etude préliminaire des transferts d'argile des sols limoneux aux cours d'eau. In : Journées scientifiques du GFHN . Fac des Sc. Agronomiques. Louvain la neuve. GFHN.

Drogue, G., el Idrissi A., **Leviandier, T.**, 2002a. Intercomparison between lumped and distributed models for flood prediction under climatic change (alzette river basin, luxembourg). In : colloque de Lugano.

Drogue, G., **Leviandier, T.**, el Idrissi, A., 2002b. Regionalization and transposability of a conceptual rainfall-runoff models in various physiographic conditions (alzette river basin, luxembourg). In : colloque de Lugano.

Drogue, G., **Leviandier, T.**, Pfister, L., el Idrissi, A., Iffly, J., Guex, F., Hingray, B., Hoffmann, L., Humbert, J., 2001. Regional estimation of runoff using the parsimonious hrm model in various land cover and lithological conditions in the context of climatic change (alzette river basin, luxembourg), poster. In : Workshop of the IRMA-SPONGE programme 'Cluster Management of hydro-climatological hazards and risks in the Rhine - Meuse basins' Luxembourg, 19-20 November 2001.

Gafrej, R., **Leviandier, T.**, 1992. Statistical transport in a small catchment. In : Erosion and Sediment Transport Processes and Pathways. EDINBURGH 6.10/4/92. EGS XVII General Assembly. EGS.

**Leviandier, T.**, 1993. Scaling considerations in propagating flows through a network of reservoirs. In : EGS WIESBADEN.

**Leviandier, T.**, 1994. Investigations on the tail of flood distributions by means of a conceptual rainfall-runoff model. In : EGS Grenoble.

**Leviandier, T.**, 2005. Graphical commands for modelling a river network. In : HS29. hydrological modelling software demonstration. General Assembly of the European Geosciences Union. Vienna. EGU.

**Leviandier, T.**, 2008. A toy model to study the modification of the tail of probability distribution function by a catchment. In : The Court of Miracles of Hydrology. Cemagref, AgroParistech.

**Leviandier, T.**, Bariz, R., AitMouhoub, D., Kreis, N., 2003. Extension de l'applicabilité du concept de paramètre équivalent pour la prédétermination des crues en bassins non jaugés. In : Prévion dans les Bassins non jaugés : Données Spatiales et multiplicité d'Echelles en Hydrologie. CNES , CNFPHL.

**Leviandier, T.**, Kreis, N., Arnaud, P., Drogue, G., Bariz, R., Herrmann, A., 2001. Sensitivity analysis of hydraulic and rainfall-runoff models as preliminary investigation of climatic change influence on flood risk. In : workshop on management of flood hazards. 18-19 nov 2001 Luxembourg. CREBS- IRMA SPONGE program.

## Annexe D

# durée caractéristique de transfert non linéaire

*Cette annexe présente un argumentaire à l'appui de la notion de durée caractéristique, sous une forme de démonstration mathématique détaillée, qui peut sembler incongrue dans ce mémoire, mais qui est tout aussi difficile à résumer qu'à publier sans une application directe. Les investigations par simulation avec un modèle plus réaliste, lourdes en calcul, n'auraient probablement pas été conduites en l'absence de ces résultats*

Le modèle suivant présente l'avantage d'une résolution entièrement analytique qui permet de dégager des concepts qui s'appliquent certainement de façon qualitative à d'autres modèles.

On utilise un modèle dans lequel le transfert est régi pendant les séquences pluvieuses fortes par une équation :

$$\Sigma Q = \Sigma P - \Delta R \quad (\text{D.1})$$

Q représentant le débit, P la pluie, et  $\Delta R$  l'accroissement d'un stockage. Les symboles  $\Sigma$  indiquent que les variables sont des cumuls depuis le début de l'épisode pluvieux.

On admet que pendant une séquence pluvieuse,

$$\Delta R = \sqrt{B\Sigma P} \quad (\text{D.2})$$

B est un paramètre en mm, qui représente la capacité de rétention, sans être une

82 ANNEXE D. DURÉE CARACTÉRISTIQUE DE TRANSFERT NON LINÉAIRE

capacité maximale de réservoir. Ce modèle est la limite pour des cumuls de pluies importants du modèle usuel de vidange quadratique (démonstration en annexe D.2 )

les débits sur deux durées successives  $d_1$  et  $d_2$  sont donc

$$\begin{aligned} Q_1 d_1 &= P_1 - \sqrt{B P_1} \\ Q_1 d_1 + Q_2 d_2 &= P_1 + P_2 - \sqrt{B(P_1 + P_2)} \\ Q_2 d_2 &= P_2 + \sqrt{B} \left( -\sqrt{(P_1 + P_2)} + \sqrt{P_1} \right) \end{aligned}$$

On représente graphiquement  $Q_2 d_2$  dans les axes  $x = \sqrt{P_1}$  et  $y = \sqrt{P_1 + P_2}$ , c'est à dire  $Q_2 d_2 = y^2 - x^2 + \sqrt{B}(x - y)$ . Le même débit peut être obtenu en un seul pas de temps avec une pluie  $p$  (sans indice) satisfaisant l'équation  $p - \sqrt{B p} = Q_2$ . On représente sur le même graphe les points tels que  $P_2 = p$ . La courbe  $Q_2(P_1, P_2) = q$  satisfait  $p_2 < p$  et une partie de cette courbe satisfait  $p_1 < p$ . Sur chacun des pas de temps, la période de retour de la pluie est donc inférieure à celle de la pluie générant un débit  $q$  en un seul pas de temps. En fonction de la relation intensité durée fréquence, une partie de cette courbe peut être telle que la somme  $P_1 + P_2$  a aussi une période de retour inférieure. Il est préférable de ne pas utiliser la partie gauche de la courbe, même si elle correspond exactement au modèle, car le modèle lui même n'est pas très réaliste lorsque la pluie est faible (aucun déstockage n'est produit sous pluie nulle).

Il est donc possible que des débits de même période de retour soit produits par des pluies sur un intervalle ou sur les deux. Si c'est sur les deux, la même question peut être posée en allongeant la durée. On conçoit qu'il existe une durée à partir de laquelle ce n'est plus possible.

Avec  $\zeta = \frac{D}{d} - 1$ , cette condition ( $\frac{\sqrt{B+8\zeta q} + \sqrt{B}}{2} < P(d_1 + d_2, T)$ ) est équivalente (démonstration en annexe D.1 à une inégalité portant sur  $B$  et les pluies de deux durées et de même fréquence.

$$\sqrt{B} \left( 2\zeta \sqrt{p} - \sqrt{P} \right) > 2\zeta p - P \quad (\text{D.3})$$

Dans l'inéquation D.3, on peut séparer le terme  $B$  qui ne dépend que du modèle Pluie-débit, le reste ne dépendant que des relations intensité durée fréquence. Pour aller plus loin, il faut spécifier ces dernières. Nous prendrons une relation de Montana, qui s'écrit :

$$P = a(T) t^{1-b(T)} \quad (\text{D.4})$$

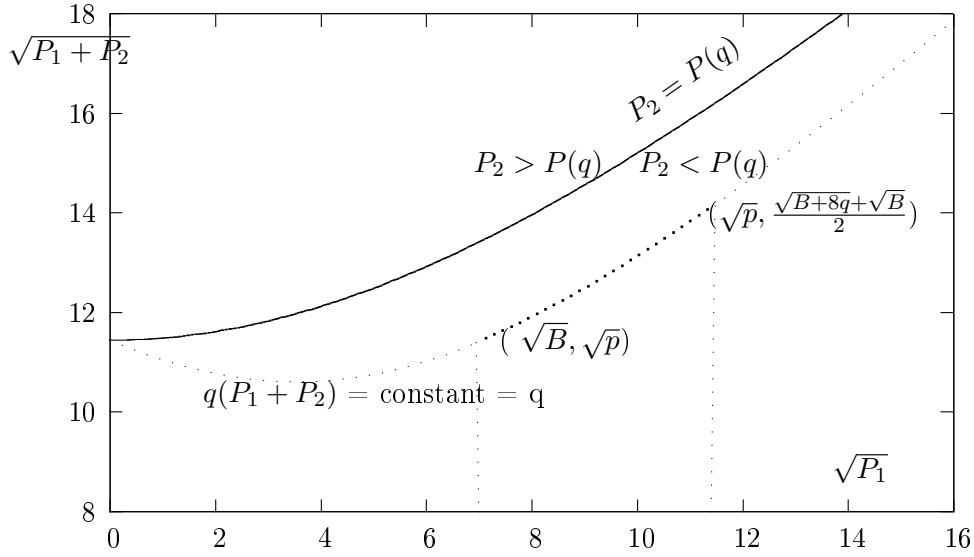


FIG. D.1 – pluies de durées différentes générant le même débit

en utilisant les nombres adimensionnels

$$\beta = \sqrt{\frac{B}{a(T)d^{1-b(T)}}}$$

$$z = \frac{P}{p} = \left(\frac{D}{d}\right)^{\frac{1-b(T)}{2}} \quad (\text{D.5})$$

L'inéquation D.3 peut être réécrite :

$$\begin{aligned} \beta(2\zeta - z) - (2\zeta - z^2) &> 0 \\ z^2 - z\beta + 2\zeta(\beta - 1) &> 0 \\ z^2 - z\beta + 2(z^\alpha - 1)(\beta - 1) &= P(z) > 0 \end{aligned} \quad (\text{D.6})$$

avec  $\alpha = \frac{2}{1-b} > 2$

Le signe de  $P(z)$  pour  $z$  grand est déterminé par le signe de  $\beta - 1$ .

- Pour  $\beta < 1$ ,  $P(0) > 0$ ,  $P(1) > 0$  et  $P(\infty) < 0$ .  $P(z)$  s'annule pour une valeur  $z > 1$  correspondant à une durée  $d_0 > d$ . Une pluie de durée  $d + \epsilon$  et de période de retour inférieure peut générer le même débit sur la durée  $\epsilon$ , et la propriété reste vraie jusqu'à la durée  $d_0 > d$ .
- Pour  $\beta > 1$ ,  $P(0) < 0$ ,  $P(1) < 0$  et  $P(\infty) > 0$ .  $P(z)$  s'annule pour une valeur  $z > 1$  correspondant à une durée  $d_0 > d$ . Une pluie de durée  $d + \epsilon$  générant le



même débit sur la durée  $\epsilon$ , a une période de retour supérieure (En revanche, on peut retrouver des durées  $D > d_0 > d$  sur lesquelles les pluies de même période génèrent un débit  $q$  sur l'intervalle de temps  $D - d$ ).

$\beta = 1$  est donc une valeur caractéristique correspondant à une durée caractéristique

$$d_c(B, T) = \left(\frac{B}{a(T)}\right)^{\frac{1}{1-b(T)}}$$

La durée est caractéristique pour une période de retour si des pluies de durée faiblement supérieure, et de même période de retour, ne produisent pas de débit supérieur. On notera bien que la durée caractéristique dépend de la période de retour des pluies, et n'est pas une caractéristique purement hydraulique du bassin.

## D.1 établissement de l'inégalité sur B

démonstration annoncée en 3.6.2 La condition pour qu'il soit nécessaire de prendre en compte la pluie sur deux intervalles successifs s'écrit :

$$2\sqrt{P} > \sqrt{B} + \sqrt{B + 8q(D - d)}$$

$$\text{avec } qd = p - \sqrt{Bp}$$

$$\text{Posons } t = \sqrt{\frac{p}{B}}, t_2 = \sqrt{\frac{P}{B}} \text{ et } \zeta = \left(\frac{D}{d} - 1\right)$$

Il vient

$$\begin{aligned} 2\sqrt{\frac{P}{B}} &> 1 + \sqrt{1 + 8\left(\frac{p}{B} - \sqrt{\frac{p}{B}}\right)\zeta} \\ (2t_2 - 1)^2 &> 1 + 8t(t - 1)\zeta \\ t_2^2 - t_2 &> 2t(t - 1)\zeta \\ P - \sqrt{PB} &> 2(p - \sqrt{pB})\zeta \\ \sqrt{B}(2\zeta\sqrt{p} - \sqrt{P}) &> 2\zeta p - P \end{aligned}$$

## D.2 limites du modèle de réservoir à vidange quadratique

démonstration annoncée en D

$$\frac{dr}{dt} = i - \frac{B}{\Delta t} \rho^2$$

D.2. LIMITES DU MODÈLE DE RÉSERVOIR À VIDANGE QUADRATIQUE 85

- $r$  niveau du réservoir  
 $i$  intensité pluviométrique ou débit entrant par unité de surface  
 avec  $\Delta t$  pas de temps imposé ,  $P = i\Delta t$   
 $B$  paramètre de dimension L , dépendant du choix de  $\Delta t$   
 $\rho$  variable adimensionnelle =  $\frac{r}{B}$

$$\frac{d\rho}{dt} = \frac{i}{B} \left(1 - \frac{B\rho^2}{P}\right)$$

En posant  $\rho = \left(\frac{P}{B}\right)^{\frac{1}{2}} z$ ,  $\frac{dz}{dt} \left(\frac{B}{P}\right)^{-\frac{1}{2}} = \frac{i}{B}(1 - z^2)$

$$d(\operatorname{atanh}(z)) = i (BP)^{-\frac{1}{2}} dt$$

$$\operatorname{atanh}\left(\frac{r}{(BP)^{\frac{1}{2}}}\right) - \operatorname{atanh}\left(\frac{r_0}{(BP)^{\frac{1}{2}}}\right) = \left(\frac{P}{B}\right)^{\frac{1}{2}}$$

soit, avec  $t_a = \operatorname{tanh}\left(\left(\frac{P}{B}\right)^{\frac{1}{2}}\right)$

$$\frac{r}{(BP)^{\frac{1}{2}}} = \frac{\frac{r_0^2}{BP} + t_a}{1 - \frac{r_0}{(BP)^{\frac{1}{2}}} t_a}$$

$$\frac{r - r_0}{(BP)^{\frac{1}{2}}} = \frac{t_a(1 + \frac{r_0^2}{BP})}{1 - \frac{r_0}{(BP)^{\frac{1}{2}}} t_a}$$

Lorsque  $P \rightarrow \infty$  ,  $t_a \rightarrow 1$  et  $r - r_0 \rightarrow (PB)^{\frac{1}{2}}$



## Annexe E

# logiciels de modélisation hydrologique

langage : FORTRAN 95 avec interface utilisateur Lahey  
taille : 80000 instructions , 500 sous-programmes , 200 dialogues guide d'utilisation (40 pages) :

exécutable MODELE (3,7 Mo)

éditeur de bassin versant (création graphique d'une base de données de bassins versants), modélisation pluie-débit, modélisation générique de solutés, modélisation de nitrates. calibration, sélection de jeux de paramètres multiples, simulation de stratégies d'échantillonnage

exécutable PP2 (2,6 Mo)

analyse d'épisodes pluvieux, génération d'épisodes pluvieux et simulation pluie-débit sur ces épisodes, calcul numérique de lois dérivées, distributions de fréquence à 2 paramètres.

exécutable AUTRE (1,6 Mo)

simulation de modèle à probabilités conditionnelles, estimation des queues de distribution à trois paramètres.