



HAL
open science

Analyse des extrêmes pluviométriques en Afrique de l'Ouest et de leurs évolution au cours des 60 dernières années

Gérémy Panthou

► **To cite this version:**

Gérémy Panthou. Analyse des extrêmes pluviométriques en Afrique de l'Ouest et de leurs évolution au cours des 60 dernières années. Autre. Université de Grenoble, 2013. Français. NNT : 2013GRENU027 . tel-01062462

HAL Id: tel-01062462

<https://theses.hal.science/tel-01062462v1>

Submitted on 9 Sep 2014

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

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

UNIVERSITÉ DE GRENOBLE

THÈSE

Pour obtenir le grade de

DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ DE GRENOBLE

Spécialité : **Océan Atmosphère et Hydrologie**

Arrêté ministériel : 7 août 2006

Présentée par

Gérémy PANTHOU

Thèse dirigée par **Thierry LEBEL**

et codirigée par **Théo VISCHEL**

préparée au sein du **Laboratoire d'étude des Transferts en Hydrologie et Environnement (LTHE, UMR 5564, CNRS - Grenoble INP - IRD - UJF)** dans l'Ecole Doctorale **Terre Univers Environnement**

Analyse des extrêmes pluviométriques en Afrique de l'Ouest et de leur évolution au cours des 60 dernières années

Thèse soutenue publiquement le **19 juin 2013**,
devant le jury composé de :

Mme Clémentine PRIEUR

Prof., Laboratoire Jean Kuntzmann (Grenoble), UJF , Présidente

M. Alain MAILHOT

Prof., Centre Eau Terre Environnement (Canada), Rapporteur

M. Bernard FONTAINE

DR., Centre de Recherches de Climatologie (Dijon), CNRS, Rapporteur

M. Hervé DOUVILLE

Ingénieur en Chef des Ponts et Chaussées, CNRM (Toulouse), Examinateur

M. Thierry LEBEL

DR., LTHE (Grenoble), IRD, Directeur de thèse

M. Théo VISCHEL

MC., LTHE (Grenoble), UJF, Co-Directeur de thèse

Mme Gaëlle JARDINIER

Ingénieur du génie rural des eaux et des forêts, SOFRECO (Paris), Invité



Remerciements

Au moment d'écrire ces dernières lignes qui scelleront la fin de ma thèse, deux mots me viennent à l'esprit : "enfin" car la ligne droite finale de la rédaction est un marathon relativement prenant qui pourrait ne jamais se terminer car le manuscrit est toujours améliorable ; mais surtout "déjà" car je me rends compte que les conditions de travail et de vie dont j'ai bénéficié pendant ces trois années sont exceptionnelles. J'ai vraiment apprécié ces trois ans, et cela, je le dois aux personnes qui m'ont entouré. Je tiens à les remercier.

Du point de vue du thésard, le bon déroulement d'une thèse dépend fortement de ses directeurs¹. Dans mon cas, j'ai eu deux directeurs "de choc", un duo de rêve à qui je dois l'essentiel du chemin parcouru.

Théo, je tiens à te remercier pour ton aide au quotidien, tes qualités scientifiques et ta bonne humeur. Tu n'as jamais laissé une question sans réponse, allant chercher des collaborations extérieures si besoin. Durant ces trois ans, tu as été d'une réactivité et d'une efficacité impressionnantes : une sorte de "rouleau compresseur" du travail. Je te remercie pour tout le temps que tu m'as accordé pour me former, m'apprendre tant de choses, me relire : j'ai énormément appris à tes côtés.

Toujours là quand il faut, "monstre" de travail et d'efficacité, qualités scientifiques d'exception, le tout agrémenté de qualités humaines rares : **Thierry**, je cherche les superlatifs qui te correspondent mais je n'arriverai pas à faire une liste exhaustive. Ça a été un plaisir d'être un de tes thésards et d'avoir travaillé avec toi. Tu as dirigé mes travaux d'une main de maître : me laissant une très grande liberté tout en ayant un cap bien défini et m'aidant à valoriser mes travaux. Je garderai un très bon souvenir des discussions scientifiques que l'on a pu avoir pendant ses trois ans, tu t'es toujours mis à mon niveau pour répondre à mes questions. Pour tout cela, je te remercie.

En arrivant au labo, mes compétences informatiques étaient très limitées, il y avait là un gros manque à combler. Toujours dispo, répondant à la moindre "question du jour", **Guillaume**, tu as grandement participé au côté technique de l'histoire, m'initiant à Python, au calcul à distance, svn et autres. Tu m'as surtout appris de nombreuses choses sur le libre et linux, monde dont je ne connaissais pas l'existence en arrivant en thèse. Tu as en quelque sorte guidé le côté technique de ma thèse : Merci beaucoup à toi.

Cette thèse n'aurait pas eu lieu sans financement. Je tiens ici à remercier mon "sponsor", l'entreprise **SOFRECO** et son directeur Mr **Ungerer**. Je remercie aussi **Gaëlle** pour avoir suivi mes travaux et pour m'avoir permis de les présenter à l'entreprise. J'ai une pensée ici aux différents collègues que

1. Je crois que cette phrase est inversable

j'ai pu côtoyer au département environnement : **Adeline, Arnaud, Bruno, Guillaume, Laurène, Valérie ...**

Je me dois ici de remercier quelques personnes sans qui ce projet n'aurait pas vu le jour. Je crois qu'il me faut commencer ici par **Charles Obled**, qui m'a mis le pied à l'étrier en me proposant un stage de Master : j'ai beaucoup appris pendant ce stage et j'ai surtout pris goût à ce travail de "détective" qu'est la recherche. Et puis il y a **Luc** qui est à l'origine du financement de cette thèse. J'ai aussi une pensée pour **Isa** et **Alain** qui m'ont permis d'attendre le début de mon financement de thèse.

Je remercie ici les personnes avec qui j'ai pu collaborer et échanger scientifiquement. Je pense bien sûr aux statisticiennes du labo, **Juliette** et **Anne-Catherine** qui m'ont dirigé vers des outils statistiques élaborés et qui m'ont guidé dans leur mise en oeuvre. Merci à toutes les deux, sans vous, il ne m'aurait pas été possible de mener toutes les analyses de ce travail. J'ai aussi une pensée ici pour **Gilles** avec qui j'ai pu discuter de façon très technique autour des IDAF.

Un grand merci à tous ceux qui ont accepté d'assister à mes soutenances blanches et qui m'ont permis d'améliorer grandement la qualité de celle-ci grâce en apportant un oeil extérieur : je pense en particulier à **Benoit, Charles, Christophe, Isa, Luc** et **Sylvie, ...**

Je tiens aussi à remercier mon jury pour avoir accepté d'évaluer mes travaux. J'ai vraiment apprécié la pertinence des remarques et des suggestions de mes deux rapporteurs **Bernard Fontaine** et **Alain Mailhot**, ce qui m'a permis d'améliorer le manuscrit. Merci aussi à **Hervé Douville** qui a dû lire mes travaux en peu de temps. Cela fut un plaisir pour moi de me confronter à ses questions très pointues et pertinentes. Enfin, merci à **Clémentine Prieur** qui a accepté la présidence de mon jury et dont les retours m'ont permis de corriger un certain nombre de coquilles dans le manuscrit.

Si ces trois années se sont bien déroulées, la bonne ambiance qui règne au labo n'y est pas étrangère. Merci à tous les permanents et non permanents pour cette atmosphère chaleureuse. Un petit clin d'oeil ici à **Claire** et **Odette** pour leur sympathie ce qui rend les taches administratives moins désagréables.

Je pense aussi tous ceux avec qui j'ai partagé ces trois ans au labo : **Joris** (avec qui j'ai tapé dans des balles de différentes tailles), **Olivier** (qui m'a fait découvrir quelques sommets Grenoblois), **Baptiste** (le roi du screen), **Aloïs** et **Jérémy** (c'est vous les porteurs du flambeau libre, je vous rejoindrai ...), les trois **Thomas** (Gr., Ge. et M.), les deux **Matthieu** (L.G. et L.), les **Aurélien** (C., D., R.), **Stéphanie, Mathias, Ossnatou, Moussa, Tania, Solène, Antoine, Maxime, Benoit, Jonathan ...** Enfin, il y a aussi tous ceux que j'oublie ici et qui j'espère ne m'en voudront pas.

Je terminerai cette liste par une note plus personnelle.

Un petit "Salut" à ceux avec qui j'ai passer de très bons moments, j'ai nommé les **kayakistes** de Grenoble et d'Argentan avec qui j'espère à nouveau passer de bons moments sur l'eau dans quelques années.

Enfin les derniers mots que j'écrirai iront à mes proches : **mes parents, Charlène** et enfin **Clém** qui m'aura soutenu et supporté (au deux sens du terme) pendant ces trois ans.

Le 22 juillet 2013,



Résumé

En Afrique de l'Ouest, la diminution brutale de la pluviométrie depuis les années 1970 s'est produite en concomitance avec une augmentation des dommages liés aux inondations. Si une accentuation de la vulnérabilité des populations est indéniable, la question d'une évolution de l'aléa pluviométrique en particulier des pluies les plus intenses reste posée - notamment dans un contexte où le réchauffement climatique devrait s'accompagner d'une intensification du cycle hydrologique globale.

Cette thèse s'attache à améliorer nos connaissances sur le régime des pluies extrêmes en Afrique de l'Ouest sous-documenté à l'heure actuelle dans les sciences du climat et de l'hydrologie opérationnelle. Le travail s'articule autour de trois objectifs : (i) fournir une vision régionale intégrée de l'organisation spatiale des extrêmes, (ii) étudier l'évolution du régime des précipitations extrêmes en lien avec la variabilité décennale des cumuls pluviométriques annuels, (iii) caractériser les extrêmes pluviométriques en produisant des cartes d'aléa pluviométrique et en étudiant les liens d'échelles entre les extrêmes de pluie à différentes résolutions spatio-temporelles.

On se base ici sur les données journalières des réseaux nationaux disponibles depuis les années 1950 sur l'Afrique de l'Ouest et actualisées sur le Sahel Central jusqu'en 2010 ; les données de précipitation à haute résolution disponibles depuis 1990 sur l'observatoire AMMA-CATCH Niger.

Les modèles statistiques classiques issus de la théorie des valeurs extrêmes, ont été adaptés pour incorporer des covariables représentant des non-stationnarités spatiales et temporelles dans les pluies extrêmes. On montre la grande robustesse de ces modèles pour estimer les quantiles rares et détecter les tendances régionales dans les séries d'extrêmes. Le cadre théorique des fractales a été utilisé pour modéliser les relations d'échelles spatio-temporelles. On montre ainsi qu'une représentation de type "simple scaling" (invariance d'échelle simple) permet de décrire de manière très satisfaisante ces relations pour des pas de temps allant de 1 à 24 heures.

Les résultats climatologiques confirment que la sécheresse de la fin du XX^e siècle a été avant tout associée à une baisse de l'occurrence des précipitations, leur intensité demeurant relativement inchangée. On note en revanche un comportement singulier sur la dernière décennie durant laquelle un déficit persistant d'occurrence est compensé par une intensification des précipitations qui explique un retour vers une meilleure pluviométrie annuelle, associée cependant à des extrêmes plus marqués et donc porteurs de risque hydrologique.

Mots clés : Extrêmes pluviométriques, Afrique de l'Ouest, intensification du cycle de l'eau, carte d'aléa, courbes IDSF.

Abstract

In West Africa, the sharp decrease of rainfall since the 70s has occurred concurrently with an increase of flood damages. Although the growing vulnerability is obviously incriminated, the question of a potential evolution of extreme rainfall is raised - especially in the context of the global warming that is expected to lead to an intensification of the global water cycle.

This PhD thesis aims to improve our understanding of the extreme rainfall regime in West Africa. The three objectives of this work are : (i) to provide an integrated regional insight into the spatial organization of extremes, (ii) to study the evolution of extreme precipitation regime in connection with the decadal variability of annual rainfall and (iii) to characterize the extreme rainfall by producing rainfall hazard maps and by studying scaling properties of extreme rainfall at different space-time resolutions.

The work is based on : daily rainfall data from West African National networks available since 1950 and updated in the Central Sahel until 2010 ; high resolution rainfall data available since 1990 over the AMMA-CATCH Niger observatory.

Conventional statistical models of the extreme value theory are adapted to incorporate covariates in order to represent spatial and temporal non-stationarities in extreme rainfall distributions. The models with covariates are shown to be highly robust making them reliable tools to estimate the high quantiles and to detect regional trends in extreme series. The theoretical framework of fractals is used to model the space-time scaling properties of extreme rainfall. It is shown that a “simple scaling” relation satisfactorily describes rainfall intensities from 1 to 24 hours temporal resolutions.

Our climatological results confirm that the drought of the late 20th century was primarily associated with a decrease in the occurrence of rainfall, the intensity remaining relatively unchanged. However a singular behaviour is identified over the last decade, during which a persistent deficit of occurrence of rainfall has been compensated by higher rain intensities. A return to better annual rainfall is thus observed but it is associated with more extreme events that potentially bear hydrological risks.

Mots clés : Extreme rainfall, West Africa, Water cycle intensification, Hazard mapping, IDAF curves

Table des matières

REMERCIEMENTS.....	III
RÉSUMÉ.....	V
ABSTRACT.....	VII
PRÉAMBULE.....	1
Partie I Contexte et objectifs de la thèse	3
I. CONTEXTE GLOBAL : CHANGEMENT CLIMATIQUE ET INTENSIFICATION DU CYCLE DE L'EAU.....	5
1. Le changement climatique.....	5
2. Concept théorique de l'intensification du cycle de l'eau : La relation de Clausius - Clapeyron.....	7
3. Le concept de la relation de Clausius-Clapeyron est-il réaliste? Que disent les simulations et les observations?.....	12
4. Bilan.....	19
5. Questions en suspens.....	20
II. CONTEXTE RÉGIONAL : L'AFRIQUE DE L'OUEST.....	21
1. Quelques éléments sur le fonctionnement de la Mousson Ouest Africaine.....	22
2. Caractéristiques générales du régime pluviométrique de la Mousson Ouest Africaine.....	24
3. Variabilité pluviométrique inter-annuelle et décennale.....	31
4. Variabilité hydrologique : entre extrêmes secs et humides.....	32
5. Que sait-t-on des pluies extrêmes en Afrique de l'Ouest?.....	36
6. Synthèse.....	38
7. Questions en suspens.....	38
III. OBJECTIFS DE LA THÈSE.....	39
1. Objectif 1.....	40
2. Objectif 2.....	40
3. Plan du manuscrit.....	41

Partie II Données, outils et méthodes 43

IV.	PROBLÉMATIQUES LIÉES À L'ÉCHANTILLONNAGE DE LA MESURE : DONNÉES DISPONIBLES, RÉGIONS ET PÉRIODES D'ÉTUDE	45
	1. Caractérisation d'une source de donnée : à la recherche de la donnée idéale	46
	2. Données pluviométriques disponibles sur l'Afrique de l'Ouest	48
	3. Choix du capteur utilisé	54
	4. Synthèse	58
V.	CADRE STATISTIQUE GÉNÉRAL POUR L'ÉTUDE DES PLUIES EXTRÊMES	59
	1. Description du processus complet pour l'étude des extrêmes	60
	2. Théorie des Valeurs Extrêmes	61
	3. Ajustement sur des observations	66
	4. Synthèse	68

Partie III Les extrêmes pluviométriques en Afrique de l'Ouest 69

VI.	ESTIMATION ROBUSTE DES FORTS QUANTILES DE PLUIES : DE LA VISION PONCTUELLE VERS UNE ANALYSE RÉGIONALE	71
	1. Publication : Extreme rainfall in West Africa : A regional modeling	73
	2. Robustesse face aux effets d'échantillonnage temporel	100
	3. Estimation de l'intervalle de confiance des modèles GEV régionaux	105
	4. Extension aux autres zones d'Afrique de l'Ouest	106
	5. Synthèse des résultats	109
VII.	ANALYSE PONCTUELLE ET RÉGIONALE DE LA NON-STATIONNARITÉ TEMPORELLE DES EXTRÊMES PLUVIOMÉTRIQUES	111
	1. Publication : From pointwise testing to a regional vision : an integrated statistical approach to detect non stationarity in extreme daily rainfall. Application to the Sahelian region	113
	2. Discussions méthodologiques et climatologiques complémentaires	139
	3. Extension aux autres zones d'Afrique de l'Ouest	148
	4. Synthèse	149
VIII.	ÉVOLUTION DES EXTRÊMES PLUVIOMÉTRIQUES ET DE L'INTENSITÉ HYDRO - CLIMATIQUE AU COURS DES SOIXANTE DERNIÈRES ANNÉES	151
	1. Publication : Recent trends in the regime of extreme rainfall in the West African Sahel	153
	2. Analyses complémentaires	163
	3. Extension à la zone Togo - Bénin	167
	4. Synthèse	170
IX.	ABATTEMENT SPATIO-TEMPOREL DES PLUIES EXTRÊMES EN RÉGION SAHÉLIENNE	171
	1. État de l'art	172
	2. Démarche adoptée	181
	3. Données utilisées et traitement	181
	4. Exploration des relations d'échelles spatiales et temporelles	187

5. Proposition de courbes IDAF.....	195
6. Synthèse	204
Conclusions et Perspectives	
	205
1. Résultats principaux	209
2. Questions en suspens et perspectives à court terme	211
RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES.....	217
Annexes	
	237
A. VARIABLES ET NOTATIONS MÉTÉOROLOGIQUES.....	239
B. TESTS STATISTIQUES.....	241
C. ADÉQUATION D'UNE LOI STATISTIQUE À UN ÉCHANTILLON.....	243
1. Procédure.....	243
2. Scores d'ajustement testés.....	244
3. Résultats.....	246
D. EXTENSION DES RÉSULTATS DU CHAPITRE VI.....	251
1. Sénégal.....	251
2. Togo - Bénin.....	255
3. Côte D'Ivoire.....	259
E. EXTENSION DES RÉSULTATS DU CHAPITRE VII.....	263
1. Sénégal.....	263
2. Togo - Bénin.....	266
3. Côte D'Ivoire.....	268

Préambule

Dans un monde où la population est de plus en plus exposée aux phénomènes climatiques violents, l'étude des aléas climatiques est un sujet sociétal majeur. Crues, sécheresses, vagues de chaleur, vents violents ... tous ces extrêmes climatiques ont de très forts impacts socio-économiques. S'ils ont toujours existé et qu'il y en aura d'autres dans le futur, deux phénomènes peuvent amplifier les dégâts occasionnés par les caprices de la météo :

- la vulnérabilité croissante des populations face aux aléas du climat : la vulnérabilité est modulée par les évolutions des sociétés (e.g. démographie, comportements face aux risques, aménagements du territoire) ainsi que par les mesures d'atténuation pouvant être mises en place ;
- une hausse de l'aléa qui pourrait être produite par le changement climatique.

Les différentes mesures de prévention (information, prévision de l'aléa, etc.) et de protection (construction d'ouvrages, etc.) nécessitent de bien connaître l'aléa car elles sont spécifiques à celui-ci : on ne se protège pas des sécheresses avec les mêmes mesures que celles employées contre les crues. L'Afrique de l'Ouest est une région où la documentation des aléas hydro-climatiques revêt une importance toute particulière :

- la population est très sensible aux aléas climatiques, et ne dispose que rarement d'un cadre de gestion opérationnel permettant de mitiger les risques associés ;
- les sécheresses récurrentes des années 70'80' ont imprimé dans l'esprit collectif la notion que l'aléa climatique majeur de la région est la sécheresse, ce qui a permis d'améliorer la résilience des populations à l'aléa sécheresse [TSCHAKERT et al., 2010] ;
- la recrudescence des inondations au cours de la dernière décennie a quant à elle montré la très forte vulnérabilité des populations aux crues [DI-BALDASSARRE et al., 2010] et la nécessité de considérer aussi cet aléa et les mesures d'adaptation associées dans cette région du monde.

La région est encore régulièrement touchée par des sécheresses [BACCI et al., 2010] - ce qui incite à poursuivre les efforts pour améliorer les connaissances autour de cet aléa et de ses impacts - mais l'augmentation constante des dégâts liés aux pluies torrentielles et aux inondations [DI-BALDASSARRE et al., 2010] motive également une amélioration de la connaissance de l'aléa autour des "extrêmes humides" afin de proposer des mesures de protection et d'adaptation adéquates.

Aujourd'hui, le changement climatique et son origine anthropique ne font plus aucun doute au sein de la communauté scientifique. À l'échelle globale, on peut s'attendre à une intensification du cycle de l'eau causée par le réchauffement climatique et donc à une évolution de l'aléa hydrologique. Des contrastes régionaux sont à prévoir et les incertitudes des projections climatiques pour le prochain siècle demeurent importantes, à tel point que dans certaines régions du monde - en particulier les zones tropicales - le signe de l'impact du changement climatique sur les différentes variables hydrologiques (précipitations, débits, etc.) demeure inconnu [c.f. GIEC, 2007]. Il est donc certain que l'aléa autour des extrêmes "humides" en Afrique de l'Ouest va évoluer mais l'absence de convergence des scénarios climatiques actuellement disponibles sur la région ne permet pas de fournir d'indications fiables sur les tendances futures. Caractériser de façon rétrospective les récentes évolutions de cet aléa, est une démarche préliminaire nécessaire pour mieux comprendre comment les non stationnarités climatiques passées peuvent avoir influencé la variabilité hydro-climatique dans la région.

Ce travail de thèse s'inscrit dans cette démarche de caractérisation des extrêmes "humides" en Afrique de l'Ouest dans le passé. On se concentrera en particulier sur les pluies extrêmes qui sont :

- un indicateur de l'évolution climatique et notamment de potentiels effets d'intensification du cycle hydrologique ;
- à l'interface entre la variabilité du climat et son impact sur l'hydrologie et la gestion opérationnelle : gestion de la ressource en eau, dimensionnement d'ouvrages [PIELKE JR, 1999], évaluation de la période de retour d'un événement passé [SVEINSSON & BOES, 2002 ; NORBIATO et al., 2007], études d'impact sur la production agricole [ROSENZWEIG et al., 2001] ou sur l'érosion des sols [SAMUELS et al., 2009].

Ce manuscrit est articulé autour de neuf chapitres intégrés au sein de trois parties. La PARTIE I présente le contexte de la thèse et ses objectifs et contient les trois premiers chapitres. Les deux premiers chapitres dressent le contexte de l'étude : le CHAPITRE I fait un bref état de l'art autour du changement climatique et des répercussions qu'il pourrait avoir sur les différentes variables du cycle hydrologique ; le CHAPITRE II porte sur le contexte régional de l'étude (Afrique de l'Ouest). Ces deux chapitres permettront de faire la synthèse des connaissances scientifiques acquises et des enjeux autour des pluies extrêmes en Afrique de l'Ouest et ainsi d'analyser les manques à combler ce qui amènera les questions scientifiques et les objectifs de ce travail qui seront présentés au cours du CHAPITRE III. La PARTIE II présentera les données utilisées au CHAPITRE IV et les méthodologies employées au CHAPITRE V. Les différents résultats obtenus feront l'objet de la PARTIE III (CHAPITRES VI à IX). On s'attachera ici à caractériser la répartition spatiale (CHAPITRE VI), les non stationnarités temporelles (CHAPITRES VII à VIII) ainsi que la structure spatio-temporelle (CHAPITRE IX) qui caractérisent les pluies extrêmes dans la région. Les conclusions et les perspectives de ce travail termineront ce manuscrit.

N.B. : Pour une première lecture ou une lecture en accéléré de ce manuscrit, le lecteur pourra parcourir les différents encadrés de fin de chapitre qui synthétisent leur contenu. Ces synthèses constituent en quelque sorte un résumé étendu de ce travail de thèse.

Première partie

CONTEXTE ET OBJECTIFS DE LA THÈSE

Contexte global : changement climatique et intensification du cycle de l'eau

Ce chapitre rappelle le contexte global de l'étude qui concerne le changement climatique et son impact sur le cycle de l'eau. Il est composé de trois sections : la SECTION 1 rappelle quelques notions autour du changement climatique et notamment que la hausse des températures est un fait avéré. La SECTION 2 donne quelques notions théoriques des conséquences attendues de cette augmentation des températures sur le cycle hydrologique global. La SECTION 3 fait une revue de littérature des changements observés et simulés des différentes variables du cycle de l'eau.

1. Le changement climatique

1.1. Une hausse de la température terrestre observée et à venir

Selon toute vraisemblance, le réchauffement climatique actuellement observé est (au moins en partie) dû aux activités humaines [GIEC, 2007]. L'origine anthropique du réchauffement provient des émissions de Gaz à Effet de Serre (GES) et de l'augmentation de leur concentration dans l'atmosphère. Dans la sphère scientifique, ces conclusions font l'objet d'un consensus. En effet, moins de 2 % des publications concernant les sciences du climat publiées dans des revues à comité de lecture réfutent les résultats et les conclusions du GIEC [c.f. ORESKES, 2004]. Une forte majorité des experts est ainsi en accord avec le GIEC [ANDEREGG et al., 2010].

Un argument essentiel tendant à prouver l'impact de l'homme sur le climat est que l'augmentation observée de la température mondiale pendant le dernier siècle ne peut être reproduite par les Modèles de Circulation Générale (MCG ou GCM - Global Circulation Model) sans prendre en compte les GES émis par l'homme [GIEC, 2007]. La théorie de l'effet de serre a été proposée pour la première fois par

ARRHENIUS [1896]. Depuis cette découverte, de nombreux progrès ont été faits dans la compréhension des mécanismes de rétro-action entre les différents GES et le climat. Actuellement, pour de grandes échelles spatiales et temporelles on peut considérer comme réalistes les simulations de la température faites par les GCM pour plusieurs raisons : (i) Les GCM se basent sur des équations physiques du bilan radiatif et les résolvent explicitement ; (ii) ils reproduisent relativement bien les températures observées et (iii) les différents modèles sont en accord sur le signe de la réponse de la température terrestre à l'augmentation des GES [c.f. GIEC, 2007].

La principale source d'incertitude à long terme concernant l'amplitude de l'augmentation future de la température provient de l'incertitude concernant les émissions futures de GES [HAWKINS & SUTTON, 2009]. Cependant, on peut noter d'autres sources d'incertitudes : il reste des circulations synoptiques de large échelle encore mal simulées (comme El-Nino par exemple), les différentes structures et paramétrisations employées qui induisent de la divergence entre les modèles, la variabilité interne au sein pour un même modèle et la forte influence des conditions initiales. Ces deux dernières sources d'incertitudes ayant un poids plus important que le scénario d'émission à court et moyens termes [le lecteur peut se référer aux articles suivants : HAWKINS & SUTTON, 2009 ; CURRY & WEBSTER, 2011 ; DESER et al., 2012].

L'augmentation des températures déjà observée [c.f. FIGURE I.1a ; BROHAN et al., 2006] va donc se poursuivre [EASTERLING & WEHNER, 2009] et dépendra de la quantité de GES émise dans l'atmosphère. Les résultats du GIEC [2007] montrent que selon le scénario d'émission, l'augmentation de température en 2100 (en comparaison avec la période 1980-1999) serait comprise entre $1.1^{\circ}C$ et $6.4^{\circ}C$ (TABLEAU I.1). La FIGURE I.1b montre l'évolution projetée de l'augmentation de la température pour le XXI^e siècle et la distribution spatiale attendue de la hausse des températures.

Tableau I.1 – Variation de température pour 2090-2099 par rapport à 1980-1999, selon GIEC [2007]

Scénario	B1	A1T et B2	A1B	A2	A1F1
Hausse de la température	$1.8^{\circ}C$	$2.4^{\circ}C$	$2.8^{\circ}C$	$3.4^{\circ}C$	$4.0^{\circ}C$
Intervalle probable	[$1.1 - 2.9^{\circ}C$]	[$1.4 - 3.8^{\circ}C$]	[$1.7 - 4.4^{\circ}C$]	[$2.0 - 5.4^{\circ}C$]	[$2.4 - 6.4^{\circ}C$]

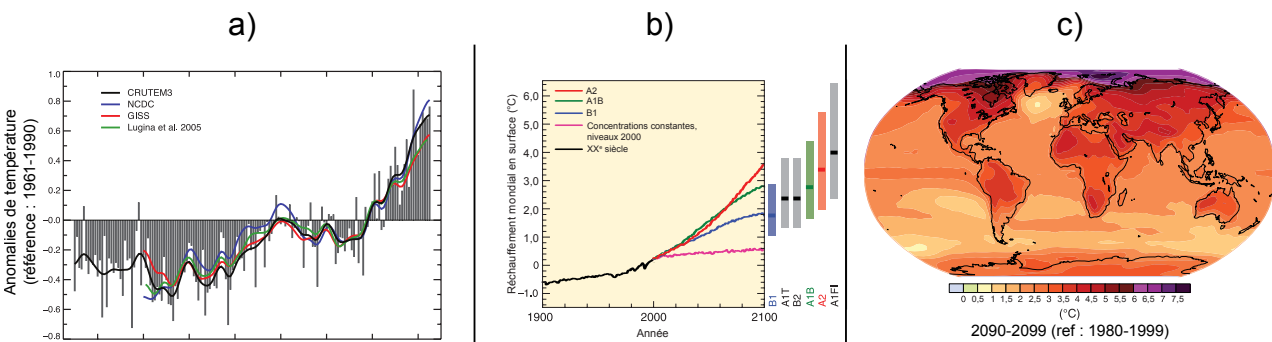


FIGURE I.1 – Évolution observée (a) et projections selon plusieurs modèles de la circulation générale couplés atmosphère-océan (b) de la température terrestre ; (c) augmentation de la température moyenne (multi-modèles) projetée pour la fin du XXI^e siècle pour le scénario intermédiaire A1B (en comparaison avec la période 1980-1999). Figures tirées de l'AR4 [GIEC, 2007]

1.2. Des incertitudes sur l'impact du changement climatique sur le cycle de l'eau

Les enjeux sociétaux liés à la ressource en eau et au cycle de l'eau sont relativement importants. La disponibilité suffisante en eau est indispensable à la vie et beaucoup d'activités humaines en dépendent que ce soit pour un usage domestique, agricole ou industriel. Les extrêmes hydro-météorologiques (crues, sécheresse, pluies extrêmes ...) peuvent entraîner des dégâts considérables et des pertes de vies humaines.

D'une manière générale, les GCM, qu'ils soient utilisés en mode "prévision du temps" ou en mode "simulation climatique" ont beaucoup plus de difficultés à représenter la variabilité des précipitations que celle des températures. Un impact du réchauffement climatique sur le cycle de l'eau est inévitable, mais il est encore aujourd'hui difficile d'évaluer l'amplitude et même le signe des répercussions du réchauffement climatique sur le cycle de l'eau (c.f. FIGURE I.2). La raison essentielle en est que les précipitations résultent d'une interaction complexe de processus physiques et dynamiques se déroulant sur une gamme d'échelle spatiale et temporelle très étendue. L'effort de recherche mis en oeuvre autour de cette question a été considérable au cours des deux dernières décennies. Les différents résultats semblent converger vers l'hypothèse d'une intensification du cycle de l'eau en réponse à l'augmentation des températures [LOAICIGA et al., 1996; WETHERALD & MANABE, 2002; HUNTINGTON, 2006; GIEC, 2007].

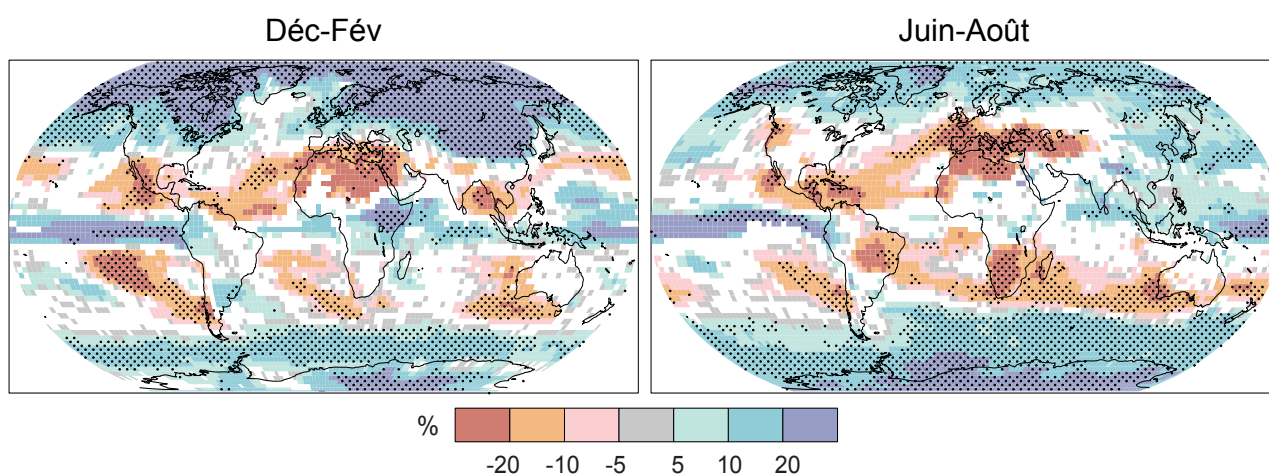


FIGURE I.2 – Projections multi-modèles des variations relatives (%) du régime des précipitations pour la période 2090-2099, par rapport à la période 1980-1999. Les points noirs indique un accord sur le signe du changement entre les différents modèles (90 % des modèles vont dans le même sens). Les régions en blanc indiquent que les modèles ne sont pas en accord sur le signe du changement. Figure tirée de l'AR4 [GIEC, 2007]

2. Concept théorique de l'intensification du cycle de l'eau : La relation de Clausius - Clapeyron

L'hypothèse principale de l'intensification du cycle de l'eau repose sur la relation de Clausius-Clapeyron (C-C; voir ÉQUATION I.1) qui indique que la tension de vapeur saturante de l'air augmente avec la température selon le gradient suivant :

$$\frac{de_s}{dT} = \frac{L_v \times e_s}{R_v \times T^2} \quad (\text{I.1})$$

La formulation de la tension de vapeur saturante (e_s) en fonction de la température T peut être approximée par des équations de la forme Magnus. Pour l'atmosphère terrestre, la meilleure approximation est donnée par l'ÉQUATION I.2 [voir ALDUCHOV & ESKRIDGE, 1996 pour une explication plus complète] :

$$e_s(T) = 610.94 \times \exp \left[\frac{17.625 \times (T - 273.15)}{T - 30.11} \right] \quad (\text{I.2})$$

où (aux conditions moyennes de température et de pression à la surface de la Terre) :

L_v : Chaleur latente de vaporisation ($\approx 2500.10^6 \text{ J.kg}^{-1}$)

R_v : Constante spécifique de la vapeur d'eau ($462 \text{ J.Kg}^{-1}.\text{K}^{-1}$).

e_s : Tension de vapeur saturante de l'eau (Pa)

T : Température de l'air ($^{\circ}\text{K}$)

La température moyenne globale terrestre se situe autour de 15°C . À cette température, le pourcentage d'augmentation de tension de vapeur saturante dû à la relation de Clausius-Clapeyron (α_{C-C}) est d'environ :

$$\alpha_{C-C} = \frac{de_s}{e_s \times dT} = \frac{d \ln(e_s)}{dT} = \frac{L_v}{R_v \times T^2} \approx 6.5 \text{ \%}.\text{K}^{-1} \quad (\text{I.3})$$

2.1. Implication de la relation C-C : conceptualisation globale

Le concept qui se cache derrière les mots couramment employés dans la littérature : "intensification du cycle de l'eau provoquée par le réchauffement climatique à cause de la relation de Clausius-Clapeyron" est présenté ici de façon globale et simplifiée. Pour plus d'informations sur les différents mécanismes physiques qui entrent en jeu dans l'intensification du cycle de l'eau, le lecteur pourra se référer aux études suivantes : ALLEN & INGRAM [2002] ; TRENBERTH et al. [2003] et EMORI & BROWN [2005].

L'explication qui suit se base sur le schéma présenté à la FIGURE I.3. Si l'on considère les trois compartiments du cycle de l'eau sur le globe : l'océan, l'atmosphère et les continents, on peut considérer trois cycles :

- i. Le cycle hydrologique océanique : l'eau s'évapore (E_o) et précipite (P_o). L'évaporation nette (E_n) au-dessus des océans va être advectée vers le continent : $E_n = E_o - P_o = F_v$. Ce flux d'eau correspond au flux d'air humide (F_a) transportant la quantité d'eau contenue dans l'air (ρ_v) : $F_v = F_a \times \rho_v$.
- ii. Le cycle hydrologique continental : l'eau provenant des océans (F_v) ainsi que l'eau évapotranspirée sur le continent (ET_c) va précipiter (P_c), une partie va retourner dans l'atmosphère par évapotranspiration continentale. La part restante (la pluie nette : P_n) va ruisseler puis s'écouler jusqu'à la mer (Q_r).

1. ρ_v : Masse volumique de la vapeur d'eau [kg.m^{-3}]

- iii. Le cycle hydrologique global est composé des échanges entre les différents compartiments. Si l'on considère - pour des pas de temps longs - que la variation de stock dans chacun des compartiments est négligeable alors : $E_n = F_v = P_n = Q_r$.

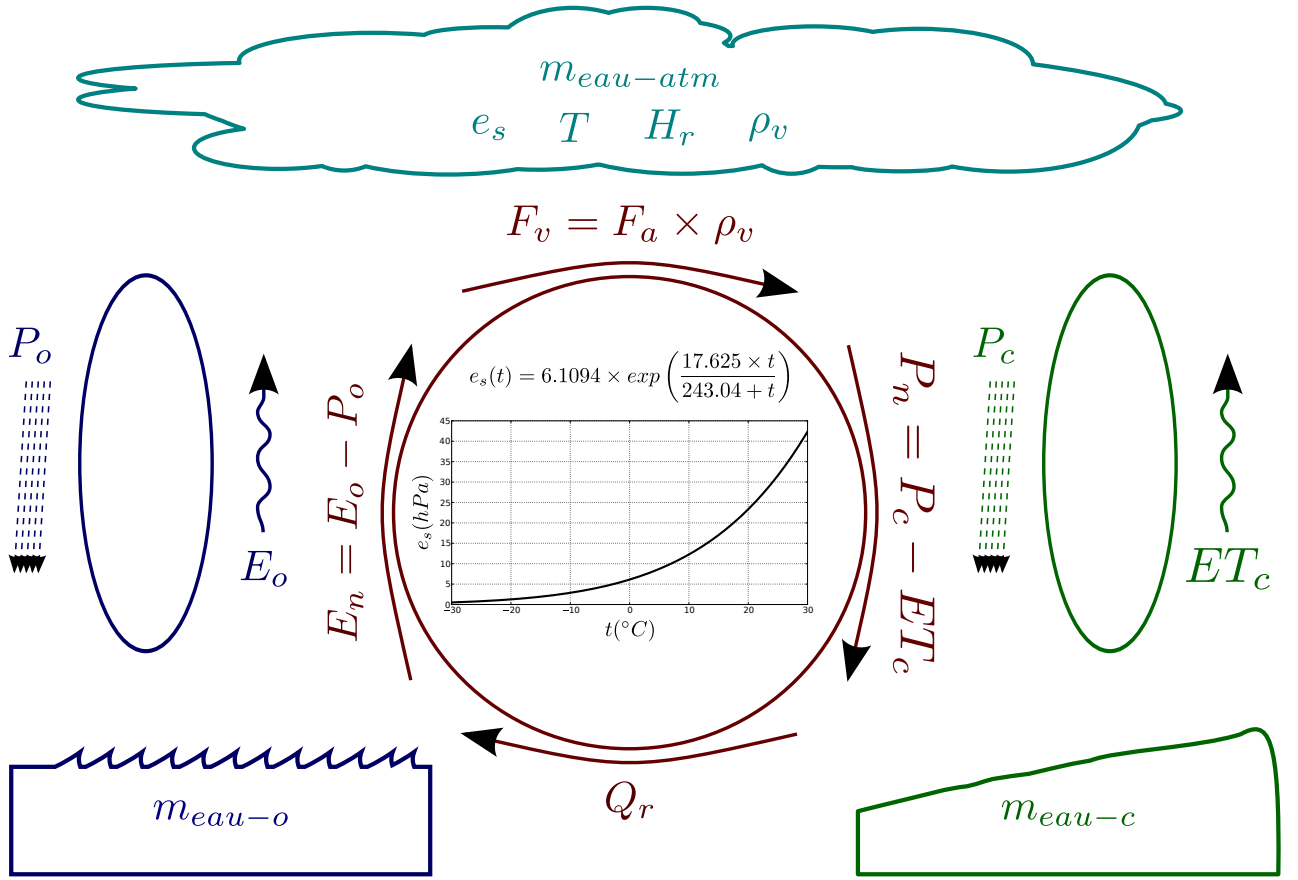


FIGURE I.3 – Schéma conceptuel d'une intensification du cycle de l'eau dû au réchauffement climatique [la valeur des différents flux peut se trouver dans l'étude de OKI, 2006]. Les variables sont définies dans le corps de texte.

Une augmentation de la température terrestre de ΔT aura comme impact direct une augmentation de e_s ($\approx \alpha_{C-C} \times \Delta T\%$, c.f. ÉQUATION I.3). Le processus d'intensification repose alors sur les hypothèses suivantes :

- i. Le principal facteur limitant à l'évaporation E_0 au-dessus de l'océan est la capacité évaporative de l'atmosphère. Toute augmentation de la capacité évaporative de l'atmosphère est satisfaite par E_0 ;
- ii. L'humidité relative de l'air reste constante. L'augmentation relative de la masse volumique de la vapeur d'eau (ρ_v^1) dans l'atmosphère sera alors de $\frac{\Delta \rho_v}{\rho_v} \approx \alpha_{C-C} \times \Delta T \%^2$.
- iii. Le flux d'air de l'océan vers les continents reste constant ($F_a = cst$). L'augmentation relative du flux de vapeur d'eau advectée sera alors aussi augmenté de $\frac{\Delta F_v}{F_v} = \frac{\Delta F_a}{F_a} + \frac{\Delta \rho_v}{\rho_v} + \frac{\Delta F_a}{F_a} \times \frac{\Delta \rho_v}{\rho_v} = \frac{\Delta \rho_v}{\rho_v} \approx \alpha_{C-C} \times \Delta T \%$.
- iv. La hausse de la température est similaire sur tout le globe, ou tout du moins, pour une masse d'air donnée l'augmentation de température au niveau des zones de précipitations augmente

1. ρ_v et e sont reliés par la relation : $e = \rho_v \times R_v \times T$

2. En réalité $\frac{d\rho_v}{\rho_v \times dT} = \frac{de}{e dT} - \frac{1}{T} = \alpha_{C-C} - \frac{1}{T} \approx \alpha_{C-C}$ car aux températures terrestres ($T > 250K$), $\frac{1}{T} \ll \alpha_{C-C}$

autant qu'au niveau des zones d'évaporation. Il faut préciser ici que les différents mécanismes de précipitation proviennent de la condensation provoquée par un refroidissement de cette masse d'air (convection, orographie, fronts, ...). La masse d'air précipite lorsque la baisse de température a fait tomber la tension de vapeur saturante de l'eau à une valeur inférieure à la pression de vapeur de la masse d'air. La température de la masse d'air au moment de précipiter étant largement plus faible, l'augmentation de la masse volumique à saturation au moment de précipiter sera négligeable comparée à l'augmentation de la masse volumique obtenue lors de l'évaporation. L'augmentation relative des précipitations nettes sera donc uniquement reliée à la hausse de l'humidité advectée soit $\frac{\Delta P_n}{P_n} \approx \alpha_{C-C} \times \Delta T \%$.

- v. Il n'y a pas de variation de stock dans le compartiment terrestre : l'augmentation du débit des fleuves serait la même que celle des précipitations : $\frac{\Delta Q_r}{Q_r} \approx \alpha_{C-C} \times \Delta T \%$.

Dans ce cas l'augmentation de chacun des flux du cycle hydrologique global (E_n, F_v, P_n, Q_r) sera donc de :

$$\frac{\Delta Flux}{Flux} \approx \alpha_{C-C} \times \Delta T \% \quad (I.4)$$

2.2. Autres effets attendus

Le concept de l'intensification du cycle de l'eau du à la relation de Clausius-Clapeyron ("concept C-C") a d'autres implications si l'on réfléchit à plus petite échelle.

2.2.1. intensification du cycle hydrologique continental

Il n'y a pas vraiment de raisons de penser que le concept présenté ci-dessus pour le cycle de l'eau global ne s'applique pas non plus aux deux sous-cycles hydrologiques (continental et océanique). Ce qui signifie une hausse de ET_c et de P_c . Cette intensification sera probablement moins importante car la disponibilité en eau de la surface terrestre entre en jeu, et pourrait être un facteur limitant à l'évapo-transpiration sur les continents.

2.2.2. Des disparités régionales

La température de l'atmosphère est régionalement distribuée. L'implication directe - avec la seule ÉQUATION I.1 - est que l'augmentation de l'évaporation sera plus importante dans les zones chaudes et humides car l'augmentation de tension de vapeur saturante est plus forte pour un même ΔT lorsque la température est élevée. Il devrait donc se produire une accentuation des disparités régionales : les zones arrosées le seront plus et les zones sèches s'assècheront ["wet get wetter and dry get dryer"¹, TRENBERTH, 2009].

2.2.3. Une modification du cycle saisonnier

Des modifications des cycles saisonniers sont attendues dans les régions présentant déjà un fort cycle saisonnier. En particulier, les zones montagneuses où les précipitations se produiront sous forme liquide plus tôt dans la saison entraînant un avancement de l'onde de fonte au printemps et des fins d'été plus sèches [NOHARA et al., 2006].

1. "les zones humides seront plus humides et les zones sèches seront plus sèches"

2.2.4. Une augmentation des extrêmes hydrologiques

Une autre conséquence possible de l'intensification du cycle de l'eau est l'augmentation des extrêmes hydrologiques [c.f. MILLY et al., 2002 ; TRENBERTH, 2009 ; DAI, 2011 parmi d'autres]. L'origine de cette supposition est que le réchauffement climatique a de grandes chances d'affecter la durée et l'intensité des précipitations [TRENBERTH et al., 2003]. Selon l'étude de PALL et al. [2006], l'intensité des précipitations moyennes est gouvernée par le bilan d'énergie alors que les fortes intensités dépendent de la quantité de vapeur d'eau dans la colonne d'air. Sous ces hypothèses, l'intensité des fortes pluies augmentera plus rapidement que l'intensité des pluies faibles et moyennes car l'augmentation de l'humidité sera plus forte que l'augmentation de l'énergie disponible [le lecteur trouvera d'autres explications dans PALL et al., 2006 ; O'GORMAN & SCHNEIDER, 2009]. Ce changement de distribution des précipitations engendrerait alors une augmentation de la fréquence des événements les plus forts ainsi qu'un allongement des séquences sèches. Autrement formulé, on assisterait à une augmentation à la fois des sécheresses provoquées par des séquences sèches plus longues et une capacité évaporative de l'atmosphère accrue par la hausse de la température ainsi que des inondations plus fréquentes engendrées par des extrêmes pluviométriques plus forts. Une augmentation simultanée de ces deux phénomènes opposés peut paraître contradictoire, mais vient simplement du fait que ces deux phénomènes ont des échelles de temps très différentes. GIORGI et al. [2011] développent un indice permettant de mesurer une augmentation de l'intensité hydro-climatique traduisant le fait que la durée des séquences sèches et/ou l'intensité des événements pluvieux augmentent.

La variabilité naturelle très forte des précipitations et le fait que le réchauffement climatique impactera plus les queues de distribution font penser que la détection du changement climatique sera plus facile en étudiant les parties extrêmes des variables du cycle hydrologique continental [PALL et al., 2006 ; SHEFFIELD & WOOD, 2008 ; GIORGI et al., 2011 ; LINTNER et al., 2012]. Ce point de vue est peut-être à nuancer car la variabilité naturelle des extrêmes hydrologiques est aussi beaucoup plus forte que celle des valeurs moyennes. Il est donc plus difficile d'y détecter des tendances.

2.3. Limites du concept

On peut raisonnablement penser que certaines des hypothèses que nous venons de formuler pour illustrer le concept de l'intensification du cycle de l'eau sont discutables pour deux raisons.

Premièrement, les hypothèses exposées ci-dessus sont trop simplificatrices pour représenter le système Terre :

- L'hypothèse selon laquelle le compartiment terrestre n'aurait pas de variations de stock n'est pas réaliste. En effet, il y a de nombreux endroits où l'eau est stockée sur Terre, et des variations de stock ne sont pas à exclure. Il est ainsi possible que le compartiment terrestre perde de l'eau en cas de fonte des glaciers.
- L'hypothèse selon laquelle les circulations de grande échelle (océaniques et atmosphériques) ne seraient pas impactées est questionable. En fait, il est fortement probable qu'elles le seront [c.f. TRENBERTH & HOAR, 1997 ; CLARK et al., 2002 ; COLLINS, 2004].
- L'évaporation n'est pas uniquement contrôlée par la capacité d'évaporation mais aussi par l'énergie disponible.

Par ailleurs, il est fortement probable que l'action anthropique aura un impact sur les surfaces continentales et modifiera ainsi le système au cours du temps. On peut citer ici quelques modifications ayant un impact sur le cycle de l'eau :

- certaines entraîneraient une augmentation de ruissellements comme par exemple la déforestation ou l'imperméabilisation ;
- d'autres augmenteraient le stock d'eau continental (barrages, reverdissement ...).

Cette remarque pointe la nécessité d'avoir recours à des modélisations hydrologiques capables de prendre en compte ces modifications des bassins versants.

À ce stade, il n'existe pas de concept simple théorique pour quantifier l'incertitude sur ces hypothèses et donc de combien l'intensification du cycle de l'eau s'écartera des $6.5 \% \cdot K^{-1}$ prédits par la relation de Clausius-Clapeyron. C'est pourquoi il est nécessaire d'avoir recours aux modélisations du climat ainsi qu'à l'étude des observations pour mieux comprendre la réaction du cycle de l'eau provoquée par le réchauffement climatique.

3. Le concept de la relation de Clausius-Clapeyron est-il réaliste ? Que disent les simulations et les observations ?

Les hypothèses d'une intensification du cycle de l'eau demandent à être vérifiées, à la fois dans les modèles climatiques et dans les observations. Le raisonnement ("concept C-C") basé sur l'équation de Clausius-Clapeyron présenté ci-dessus est une vision simpliste qui ne prend pas en compte les nombreux mécanismes qui feront s'éloigner la machine climatique de cette conceptualisation qui l'assimile à un simple réservoir d'eau échangeant avec l'air qui le surmonte.

Le réchauffement climatique est déjà visible dans les températures globales et une forte accélération du réchauffement a été observée à partir des années 1970. On peut donc imaginer - si l'hypothèse d'une intensification du cycle de l'eau est réaliste - que le réchauffement climatique a déjà commencé à modifier le cycle de l'eau.

Les modèles climatiques actuels sont capables de prendre en compte de nombreux mécanismes. Notamment le couplage océan-atmosphère est de mieux en mieux simulé. Ils permettent ainsi à la fois de mieux comprendre les différentes rétro-actions entre cycle de l'eau et réchauffement climatique mais aussi de faire des projections pour l'avenir. Néanmoins, il reste encore quelques efforts à faire pour mieux simuler le cycle de l'eau notamment sa partie continentale.

L'analyse des études se basant sur des observations ne permet pas de fournir explicitement des projections mais est nécessaire pour différentes raisons :

- Détecter tendances historiques en comparaison à la relation de Clausius-Clapeyron.
- Évaluer les simulations des modèles et permettre ainsi leur amélioration en confirmant ou infirmant les différentes hypothèses utilisées pour leurs structures et leurs paramétrisations.
- Détecter des changements à des échelles plus fines que celles des sorties de modèles. Ces études sont très importantes car la résolution des sorties de modèles est trop grossière pour les études d'impact du changement climatique. Et même si différentes méthodes de réduction d'échelle existent, les études d'impact souffrent d'incertitudes très fortes à toutes les étapes : scénarios

d'émission, GCM, descente d'échelle, modèle d'impact [c.f. LAFAYSSE, 2011 pour une analyse complète des incertitudes aux différentes étapes].

La revue bibliographique qui suit fait un bref état de l'art des résultats issus de l'étude d'observations et de simulations menées sur des variables hydrologiques.

3.1. Stocks et flux moyens

3.1.1. Stock d'eau atmosphérique : Vapeur d'eau

La première hypothèse du "concept C-C" qui doit être vérifiée est l'augmentation de la quantité d'eau dans l'atmosphère.

L'étude de DAI [2006] montre que l'humidité relative présente de très faibles variations spatiales et inter-annuelles avec des valeurs aux alentours de 75 % au-dessus des continents (excepté les déserts et les hautes altitudes où H_r est comprise entre 30 % et 60 %) et 80 % au-dessus des océans. DAI [2006] montre aussi qu'au niveau global on observe une légère baisse sur la période 1976-2004 mais qu'elle n'est pas significative. L'étude de WILLETT et al. [2008] confirme ces résultats sur la période 1973-2003. La conséquence est donc une augmentation significative de la vapeur d'eau atmosphérique en valeur absolue [DAI, 2006 ; WILLETT et al., 2008] et par la même de la quantité d'eau précipitable [TRENBERTH et al., 2005]. La corrélation avec l'augmentation de la température est très forte ($r > 0.85$) et correspond à une augmentation comprise entre 4.3 et 5.7 $\%.K^{-1}$.

Les modèles sont en accord avec ces observations en simulant une humidité relative constante et une augmentation de l'ordre des 6.5 $\%.K^{-1}$ pour la teneur en vapeur d'eau de l'atmosphère [WENTZ et al., 2007].

Par conséquent, l'hypothèse d'une humidité relative constante et d'une hausse de la vapeur d'eau atmosphérique de l'ordre de $\alpha_{C-C} = 6.5 \%.K^{-1}$ est à la fois observée et simulée par les modèles. Elle apparaît donc comme réaliste.

3.1.2. Évaporation / Évapo-transpiration

Parmi les différents flux d'eau mesurables, l'évaporation et l'évapo-transpiration ont l'avantage d'être des processus continus et ayant une variabilité inter-annuelle relativement faible comparée aux autres flux hydrologiques. D'un autre côté, leur mesure est très incertaine, en particulier au dessus des continents où les hétérogénéités de couvert rendent très compliqués l'estimation d'un flux d'évapo-transpiration à l'échelle régionale ou globale.

À partir de données satellites, YU & WELLER [2007] montrent que l'évaporation au-dessus des océans non-englacés a augmenté d'environ 10 % ($\approx 10 W.m^{-2}$ pour une valeur moyenne de $\approx 100 W.m^{-2}$) sur la période d'observation (1981-2005). La température moyenne globale ayant augmenté de 0.5 $^{\circ}C$ sur cette même période, cet accroissement du flux évaporatoire ($\approx 20 \%.K^{-1}$) est plus fort que celui attendu par le "concept C-C" (6.5 $\%.K^{-1}$). Les auteurs soulignent que la période d'étude est courte et que les incertitudes de mesures ne sont pas négligeables mais qu'une augmentation supérieure à α_{C-C} est explicable par une augmentation des vents.

L'étude de DURACK et al. [2012] montre que la difficulté de mesurer le flux évaporatoire au-dessus des océans peut être contournée en utilisant un indice représentatif de l'évaporation au-dessus des océans. Dans cette étude, les auteurs utilisent par exemple la salinité des océans comme un indice de l'évaporation au-dessus des océans et montrent une augmentation de l'évaporation de $8 (\pm 5) \%.K^{-1}$ pendant la période 1950-2000.

L'étude de simulation de DOUVILLE et al. [2012] montre que les variations de l'évapo-transpiration estimées sur les continents ne peuvent être expliquées sans le changement climatique.

Les études d'observations et de simulations montrent donc qu'il y a une tendance à l'augmentation de l'évaporation et de l'évapo-transpiration en réponse à la hausse des températures (du même ordre de grandeur que α_{C-C}) mais que l'amplitude de la réponse est encore très incertaine. Cette constatation souligne que des efforts doivent encore être faits pour réduire l'écart entre les différents résultats d'observations et de simulations [WENTZ et al., 2007].

3.1.3. Précipitations

Au niveau global, les précipitations ont montré une tendance à l'augmentation au cours du XX^e siècle. Les précipitations présentent une très forte variabilité inter-annuelle et décennale, en association avec les circulations de grandes échelles [El Niño par exemple, c.f. DAI et al., 1997]. Malgré cette forte variabilité naturelle - qui pourrait cacher des tendances à long terme - différentes études montrent une augmentation des précipitations à l'échelle planétaire durant le XX^e siècle comprise entre 0.09 mm.an^{-1} et 2.4 mm.an^{-1} [DAI et al., 1997; HULME et al., 1998; NEW et al., 2001]. Soit une augmentation relative de 1 à 3 % sur le siècle [en considérant une moyenne globale des précipitations de $\approx 950 \text{ mm.an}^{-1}$ selon NEW et al., 2001], équivalente, pour une hausse moyenne des températures de $0.8^\circ K$, à $1 \%.K^{-1}$ et $4 \%.K^{-1}$. Les simulations de modèles présentent aussi une réaction positive à l'augmentation des températures du même ordre de grandeur [entre $1 \%.K^{-1}$ et $4 \%.K^{-1}$ selon les études, HULME et al., 1998; ALLEN & INGRAM, 2002; HELD & SODEN, 2006; ZHANG et al., 2007].

Ces évaluations de l'évolution des précipitations au niveau global représente un défi. En effet, ces résultats sont entachés d'importantes incertitudes à cause de la forte hétérogénéité de la pluie et de la sous-représentation de certaines zones géographiques (ayant peu de stations de mesure). C'est une des raisons qui poussent à regarder ce bilan d'eau par grandes zones géographiques et notamment par bandes de latitudes.

Lorsque ces tendances sont regardées par bande de latitudes des disparités apparaissent. La revue de DORE [2005] indique que pendant le XX^e siècle les zones situées entre $30^\circ N$ et $85^\circ N$ ont vu une augmentation de la précipitation moyenne annuelle comprise entre 7 % et 12 %, celles comprises entre 0 et $55^\circ S$ ont vu leurs précipitations augmenter de 2 % tandis que les zones comprises entre $0^\circ N$ et $30^\circ N$ ont vu leurs précipitations baisser (-3%). Ces variations latitudinales observées sont confirmées par l'étude de ZHANG et al. [2007] qui les comparent aux simulations de modèles sur deux périodes (1925-1999 et 1950-1999). Bien que les modèles aient une gamme de variabilité moins importante et des tendances moins prononcées, ces variations latitudinales observées semblent correctement reproduites par les simulations, notamment la baisse des précipitations dans les zones situées entre 0 et $30^\circ N$ et leur hausse entre $0-30^\circ S$ et $50-70^\circ N$. En revanche, pour les zones $30-50^\circ N$ et $30-40^\circ S$, les modèles

ne reproduisent pas l'augmentation observée. Quelques explications physiques concernant l'asymétrie entre les zones tropicales Nord et Sud sont avancées dans l'étude de CHOU et al. [2007].

Ces tendances latitudinales ne représentent pas l'ensemble de la variabilité spatiale des changements observés et prédits. Au sein d'une même bande latitudinale, on peut retrouver des climats totalement différents qui pourraient réagir de façon complètement opposée. On peut par exemple citer la bande 0 – 30°N, qui contient des zones climatiques extrêmement contrastées : l'Arabie Saoudite (climat désertique), l'Himalaya, différents climats de mousson (Indienne, Ouest Africaine). Cette constatation incite une fois de plus à étudier l'évolution des précipitations sur des zones climatiques plus restreintes.

En accord avec le signal global, il y a beaucoup plus de régions qui ont connu une hausse des précipitations que de régions qui ont connu une baisse [EASTERLING et al., 2000 ; GROISMAN et al., 2005]. Voici un bref aperçu des changements observés :

- En **Amérique du Nord**, une forte hausse des précipitations a été observée au Canada [entre 5 % et 35 % pour la période 1900-1998, c.f. ZHANG et al., 2000] ainsi qu'aux États-Unis [environ 10 % depuis 1910, c.f. KARL & KNIGHT, 1998] .
- Une hausse des précipitations a été observée en **Amérique du Sud** [LIEBMANN et al., 2004 ; HAYLOCK et al., 2006 ; GROISMAN et al., 2005] excepté pour le sud du Pérou et du Chili où la tendance a été plutôt à la baisse [HAYLOCK et al., 2006].
- Les tendances sur l'**Europe** se partagent en deux. Les précipitations ont augmenté en Europe du Nord au cours du dernier siècle [OSBORN et al., 2000 ; KLEIN TANK & KÖNNEN, 2003 ; SCHMIDLI & FREI, 2005 ; MOBERG & JONES, 2005 ; GROISMAN et al., 2005 ; MARAUN et al., 2008]. Au sud de l'Europe, une tendance vers des conditions plus sèches a été observée [KLEIN TANK & KÖNNEN, 2003].
- En **Asie**, les résultats sont contrastés. Quelques parties ont vu une hausse de leur cumul de précipitations comme en Chine [2 % pour la période 1960-2000, c.f. LIU et al., 2005] ou à l'Ouest de la Russie. Dans d'autres régions, il y a eu une baisse des précipitations, par exemple en Inde [PAL & AL-TABBAA, 2010], à l'Ouest de la Russie [EASTERLING, 2000] ou en Asie du Sud-Est [MANTON et al., 2001 ; EASTERLING et al., 2000].
- Le Sud-Est de l'**Australie** a vu ses cumuls de précipitations baisser [EASTERLING et al., 2000 ; MURPHY & TIMBAL, 2008] alors qu'ils ont augmenté au Sud-Ouest [GROISMAN et al., 2005].
- Malgré les efforts réalisés par la communauté scientifique [EASTERLING et al., 2003], les études d'observations de précipitations en **Afrique** restent relativement peu nombreuses, excepté en Afrique de l'Ouest et en Afrique du Sud. L'Afrique de l'Ouest a été assez bien documentée sur la période 1950-1990. Pendant cette période, une baisse de 20 % de la pluviométrie a été enregistrée à partir de la fin des années 60'. Cette baisse relativement abrupte de la pluviométrie reste le plus fort signal climatique que la Terre ait enregistré depuis le début des mesures météorologiques [DAI et al., 2004b]. En Afrique du Sud, une forte disparité spatiale des résultats empêche de dégager une tendance cohérente sur les précipitations [EASTERLING et al., 2000 ; KRUGER, 2006 ; GROISMAN et al., 2005].

3.1.4. Débits

Le débit des grands fleuves est un bon indicateur de la partie continentale du cycle hydrologique. Les débits à l'exutoire des grands bassins versants sont intégrateurs des deux processus qui seront directement affectés par le changement climatique : les précipitations et l'évapo-transpiration. Néanmoins, les débits peuvent aussi être influencés par des changements à la surface des bassins versants et de la morphologie des rivières. Dans les bassins comprenant des parties non-négligeables de surfaces glacières la variation de masse des glaciers est également un processus à prendre en compte, qui ne provient pas directement de l'intensification du cycle de l'eau attendue par le "concept C-C" (c.f. SECTION 2).

À l'échelle globale, les modèles hydrologiques forcés par des sorties de GCM simulent une hausse passée et future des débits en réponse au changement climatique [NOHARA et al., 2006].

Les études basées sur les observations présentent des résultats contradictoires. Certaines études semblent voir un signe de l'intensification dans les débits des grands fleuves [PROBST & TARDY, 1987 ; LABAT et al., 2004] tandis que d'autres observent une tendance à la baisse sur la plupart des grands fleuves mondiaux [DAI et al., 2009]. Les conclusions de l'étude de MILLIMAN et al. [2008] suggèrent qu'il n'y a pas de tendances significatives. Il est donc assez difficile, à l'heure actuelle de détecter et de prédire l'impact du réchauffement climatique sur le débit global des fleuves.

Séparer l'impact des trois facteurs influant sur la réponse des rivières - (i) réchauffement climatique, (ii) variabilité naturelle du climat et (iii) modification de la réponse des bassins versants (usage du sol, barrages, déforestation ...) - est rendu très difficile à l'échelle globale en raison de fortes disparités entre les grands bassins versants. Les études réalisant cet exercice à l'échelle du bassin versant se confrontent aussi à la difficulté de séparer l'influence de chacun des trois facteurs. Ces études identifient souvent un facteur prédominant expliquant la variabilité et les tendances observées sur les débits : variabilité naturelle du climat [DÉRY & WOOD, 2005 ; ROSSI et al., 2009], impact humain sur la réponse des bassins versants [LACOMBE et al., 2010 ; DESCROIX et al., 2012] ou réchauffement climatique [STAHL et al., 2010 ; BIRSAN et al., 2005] ; parfois elles attribuent une part des variations à chacun des facteurs anthropiques et climatiques [CULLEN et al., 2002 ; TAO et al., 2011 ; ZHANG et al., 2009]. Enfin, certaines études ne parviennent pas à séparer l'impact de chacun des trois facteurs [voir par exemple, JACQUES et al., 2010 ; ZHAO et al., 2010 ; LETTENMAIER et al., 1994].

Tous ces résultats démontrent la difficulté de détecter des impacts directs du réchauffement climatique sur le débit moyen des rivières.

3.2. Accentuation des extrêmes hydrologiques ?

De nombreuses études observent et prédisent une augmentation des phénomènes hydrologiques extrêmes (pluies torrentielles, crues, sécheresses).

3.2.1. Crues et Sécheresses

La définition d'une sécheresse, et donc la définition d'un indice de sécheresse n'est pas une question simple. En effet, il est possible de ne considérer que l'absence de pluie (en étudiant la longueur et

la fréquence des séquences sèches) ou alors de prendre en compte l'évapo-transpiration (et donc la notion de déficit en eau et de stress hydrique).

Dans ce dernier cas, les simulations du climat permettent d'accéder aux deux termes (précipitations et évapo-transpiration), mais pour les études se basant sur des observations l'accès au terme d'évapo-transpiration est compliqué car il y a peu de séries d'évapo-transpiration dans le passé. Il y a dès lors deux solutions : (i) utiliser un indice de l'ETP [comme le PDSI¹ PALMER, 1965] ou (ii) estimer une évapo-transpiration avec un modèle de surface. Ces deux méthodes de calcul de l'évapo-transpiration produisent des résultats différents sur son évolution. Ainsi, certaines études d'observation montrent qu'à l'échelle globale les sécheresses ont fortement augmenté au cours du XX^e siècle [DAI et al., 2004a ; DAI, 2011] tandis que d'autres montrent des augmentations plutôt modérées [SHEFFIELD et al., 2012]. Les études de modélisation du climat vont quant à elles dans le sens d'une augmentation des sécheresses dans le futur provoquée principalement par la hausse de l'évapo-transpiration [CHRISTENSEN & CHRISTENSEN, 2003 ; HIRABAYASHI et al., 2008 ; SHEFFIELD & WOOD, 2008 ; DAI, 2013].

La plupart des études de simulations prévoient une augmentation des crues en climat futur [MILLY et al., 2002 ; HIRABAYASHI et al., 2008 ; PALL et al., 2011] comme conséquence directe de l'augmentation des fortes pluies. Les études basées sur les observations ne montrent pas en revanche de tendance à l'augmentation des crues. Cela ne veut pas dire que le climat n'a pas eu d'impact sur la fréquence des crues, mais qu'il est très difficile de détecter des tendances sur des séries qui ont une très forte variabilité naturelle et qui sont en général courtes. De plus les aménagements humains peuvent jouer un rôle au moins aussi important que le réchauffement climatique. En Europe, MUDELSEE et al. [2003] ne détectent pas d'augmentation des crues. Aux États-Unis, les études de LINS & SLACK [1999] et de VILLARINI et al. [2009] montrent qu'il est encore très difficile de détecter des non-stationnarités dans les débits extrêmes des rivières, même si l'homme et le climat ont probablement modifié l'aléa. L'étude de PIELKE JR & DOWNTON [2000] montre qu'il y a eu une hausse des dommages provoqués par les crues aux États-Unis mais que le facteur principal n'est pas le climat.

3.2.2. Pluies extrêmes

La revue de bibliographique de EASTERLING et al. [2000] montre qu'une hausse des précipitations extrêmes a été observée pour 2/3 des études réalisées au moment où cette étude a été réalisée. Depuis de nombreuses études ont confirmé ces conclusions à l'échelle globale ou régionale, à la fois dans les observations et dans les simulations [PALMER & RÄLSÄNEN, 2002 ; FRICH et al., 2002 ; ALLEN & INGRAM, 2002 ; CHRISTENSEN & CHRISTENSEN, 2003 ; GROISMAN et al., 2005 ; ALEXANDER et al., 2006 ; MARAUN et al., 2008 ; BOBERG et al., 2009 ; GUHATHAKURTA et al., 2011 ; MIN et al., 2011].

3.2.3. Hausse de l'intensité hydro-climatique

L'augmentation de l'intensité hydro-climatique [comme définie par GIORGI et al., 2011] a déjà été observée dans de nombreuses parties du monde. Cette intensification peut se produire lorsque la longueur des périodes sèches augmente et lorsque l'intensité des événements pluvieux augmentent aussi, ou lorsque l'un augmente plus vite que l'autre ne diminue. L'augmentation de cette intensité hydro-climatique atteint son paroxysme lorsque l'augmentation simultanée de ces deux facteurs est tellement forte que les cumuls annuels décroissent tandis que la fréquence des précipitations extrêmes

1. Palmer Drought Severity Index

augmente. Cette tendance à la baisse des cumuls annuels conjointe à la hausse des précipitations extrêmes a déjà été observée en Inde [GOSWAMI et al., 2006 ; PAL & AL-TABBAA, 2010], en Italie [CISLAGHI et al., 2005], en Bulgarie [BOCHEVA et al., 2009] et dans la région méditerranéenne [ALPERT, 2002].

4. Bilan

Le réchauffement climatique et son origine anthropique font aujourd’hui l’objet d’un consensus dans la communauté des climatologues. Cette augmentation de la température terrestre (observée et à venir) provoquée par l’augmentation de la concentration en Gaz à Effet de Serre dans l’atmosphère est relativement bien simulée par les modèles de climat actuels. S’il reste des efforts à fournir pour améliorer les simulations de la température en réaction aux forçages radiatifs (notamment dans la représentation des circulations océaniques et atmosphériques et pour les échelles spatio-temporelles fines), la majeure partie des incertitudes concernant le réchauffement climatique concernent son impact sur le cycle de l’eau.

À l’échelle globale, on peut s’attendre à une intensification du cycle de l’eau causée par l’augmentation des températures et du contenu en eau de l’atmosphère. En effet, selon la relation de Clausius-Clapeyron, et moyennant des hypothèses un peu simplificatrices sur le fonctionnement de la machine climatique, chacun des flux du cycle hydrologique global devrait subir une hausse de $\alpha_{C-C} \approx 6.5\%$ par $^{\circ}K$ d’augmentation de la température terrestre. Les implications théoriques de ce concept à plus fine échelle sont au moins aussi importantes, on peut notamment citer l’augmentation des disparités régionales (“wet get wetter and dry get dryer”), la modification des cycles saisonniers et une augmentation des extrêmes hydrologiques (“it never rains but it pours!”^a).

Ces considérations théoriques semblent se confirmer dans les observations et les simulations du climat et du cycle hydrologique global même si les incertitudes demeurent importantes. L’hypothèse probable d’une hausse des disparités régionales et des extrêmes hydrologiques (à la fois secs et humides) justifie par ailleurs de mieux documenter les évolutions des extrêmes hydro-climatiques dans les différentes régions du monde.

a. Expression empruntée à TRENBERTH [2009] : “il ne pleut jamais, mais lorsqu’il pleut, il pleut averse”

5. Questions en suspens

La zone inter-tropicale est un des “hot spot” actuel de la recherche sur le climat. Plusieurs raisons à cela :

- i. leurs climatologies sont de manière générale très peu documentées car les études basées sur les observations souffrent d'un manque de données ;
- ii. les simulations des modèles de climat semblent difficilement représenter les signaux climatiques observés dans ces régions et leurs sorties divergent (FIGURE I.2) ;
- iii. les enjeux opérationnels sont importants car ce sont des régions où les populations sont en général très vulnérables aux aléas du climat.

Tous ces points s'appliquent en particulier à la **région ouest africaine**, qui est la région d'étude de ce mémoire. S'il reste de nombreux points à éclaircir concernant l'ensemble du cycle hydrologique en Afrique de l'Ouest, ce mémoire se concentre sur l'étude des **précipitations extrêmes**. Il y a deux raisons pour d'étudier les pluies extrêmes en Afrique de l'Ouest. D'une part elles constituent un indicateur potentiel du changement climatique ; d'autre part, elles sont essentielles à documenter en vue d'une meilleure gestion opérationnelle du risque hydrologique dans cette région.

Contexte régional : L'Afrique de l'Ouest

Du fait de la forte variabilité de son climat et de la très forte vulnérabilité de sa population aux “stress climatiques” [TSCHAKERT, 2007], l’Afrique de l’Ouest fait partie des régions du monde qui subissent de façon dramatique les extrêmes hydro-climatiques.

La région a subi pendant les décennies 70’ et 80’ une sécheresse d’une ampleur et d’une intensité inégalées dans le monde qui a entraîné de nombreuses crises alimentaires et sanitaires. Les pics secs des années 1973-74 et 1984-85 ont été particulièrement dramatiques pour les populations. Aujourd’hui encore, la région est régulièrement affectée par des famines dues à des saisons des pluies déficitaires [BACCI et al., 2010].

Bien que le discours “sécheresse” ait longtemps prédominé dans l’analyse du risque hydro-climatique en Afrique de l’Ouest, il existe en réalité une très forte vulnérabilité des populations aux extrêmes “humides”. Les crues et pluies extrêmes ont toujours touché la région même dans les périodes de grandes sécheresses [TARHULE, 2005]. L’Afrique de l’Ouest doit donc faire face aux deux extrémités de son climat : les extrêmes “secs” et “humides” qui peuvent avoir des conséquences socio-économiques dramatiques mais à des échelles de temps différentes. C’est pourquoi, TSCHAKERT et al. [2010] incitent à remobiliser la communauté scientifique autour des problématiques des précipitations intenses et des crues associées afin de mieux appréhender le risque inondation et proposer des mesures d’atténuation.

Ce chapitre détaille dans quel contexte hydro-climatique se côtoient les extrêmes secs et humides dans la région. On verra qu’ils se produisent dans un système de mousson aux caractéristiques régionales connectées au système climatique global. On donnera les éléments principaux qui caractérisent le régime des précipitations. Les évolutions récentes des régimes pluviométrique et hydrologique seront ensuite présentées.

1. Quelques éléments sur le fonctionnement de la Mousson Ouest Africaine

1.1. Circulation des zones inter-tropicales

La Terre reçoit beaucoup plus d'énergie solaire au niveau de l'équateur qu'au niveau des pôles, alors que l'émission d'énergie est du même ordre de grandeur pour chaque latitude (FIGURE II.1a). Ce déséquilibre radiatif est à l'origine d'une partie de la circulation atmosphérique globale, qui tend à redistribuer l'excédent d'énergie de la bande inter-tropicale vers les zones déficitaires situées au niveau des pôles et des latitudes moyennes (FIGURE II.1b).

La cellule de Hadley participe à cette redistribution entre l'équateur et les zones inter-tropicales. Elle est constituée de deux centres d'action :

- La branche ascendante de cette cellule se situe au niveau de la Zone de Convergence Inter-Tropicale (ITCZ), confondue avec l'équateur météorologique au-dessus de l'océan. C'est une zone de basses pressions d'une centaine de kilomètres de large.
- La branche subsidente de la cellule de Hadley qui est une zone de hautes pressions.

Cette configuration conduit les masses d'air de surface (Alizés) à converger de la zone de subsidence vers l'ITCZ en se chargeant en humidité et en chaleur, augmentant ainsi leur énergie statique humide¹. Une zone de convection profonde se forme alors au niveau de l'ITCZ (lieu où les masses d'air ont la plus forte énergie statique humide) et produit de fortes précipitations. L'air ascendant a ainsi gagné de l'énergie sensible ($C_p T$) et potentielle (gz) produit par la condensation (relâchement de chaleur latente $L_v q_v$). Au niveau de la tropopause, les masses d'air asséchées divergent en direction de la branche subsidente de la cellule de Hadley. Elles transportent ainsi l'énergie (sensible et potentielle) issue de la condensation vers de plus hautes latitudes. Les masses d'air redescendent au niveau de la surface en s'asséchant et se réchauffant.

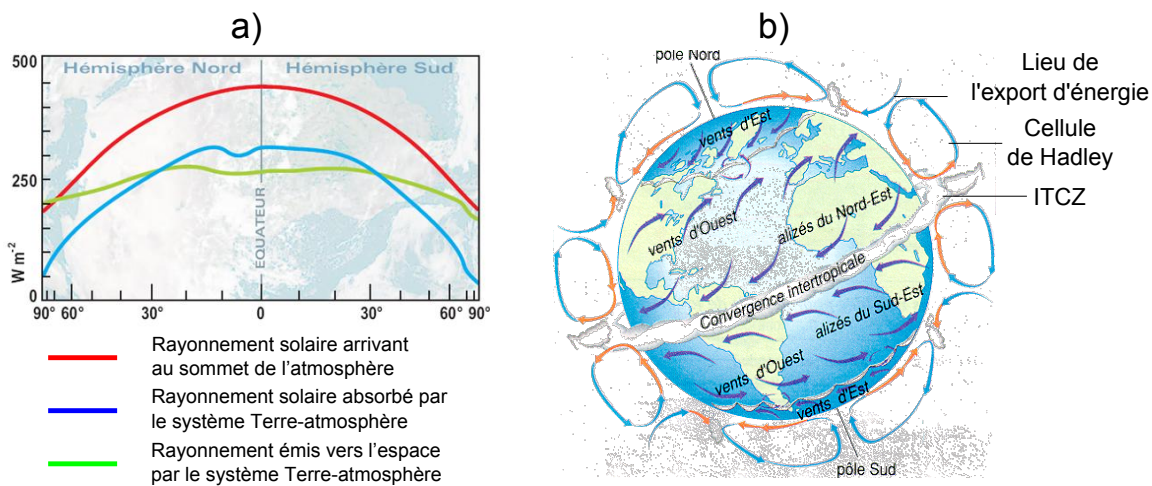


FIGURE II.1 – Illustration de la circulation générale. (a) Distribution par bande de latitude de l'énergie reçue et émise par la Terre, (source : www.meteofrance.com); (b) Schématisation de la circulation atmosphérique globale, (source : www.eduscol.education.fr)

1. L'énergie statique humide d'une particule d'air ($J.kg^{-1}$) est la somme de l'énergie sensible, potentielle et latente de cette particule : $E_{sh} = C_p T + gz + L_v q_v$

L'ITCZ suit les migrations saisonnières du maximum d'insolation (FIGURE II.2a). Au niveau de l'équateur géographique, l'ITCZ passe deux fois par an ("à la montée et à la descente"), créant ainsi deux saisons humides et deux saisons sèches (climat équatorial). En s'éloignant au Nord et au Sud de l'équateur, il y a des latitudes que l'ITCZ atteint et autour desquelles elle se maintient quelques mois avec des fluctuations avant de se retirer ; il n'y a alors qu'une seule saison des pluies et une seule saison sèche. Les systèmes de mousson sont situés en zone inter-tropicale et sont caractérisés par l'inversion saisonnière des vents due aux migrations de l'ITCZ et à une inversion de la composante horizontale de la force de Coriolis.

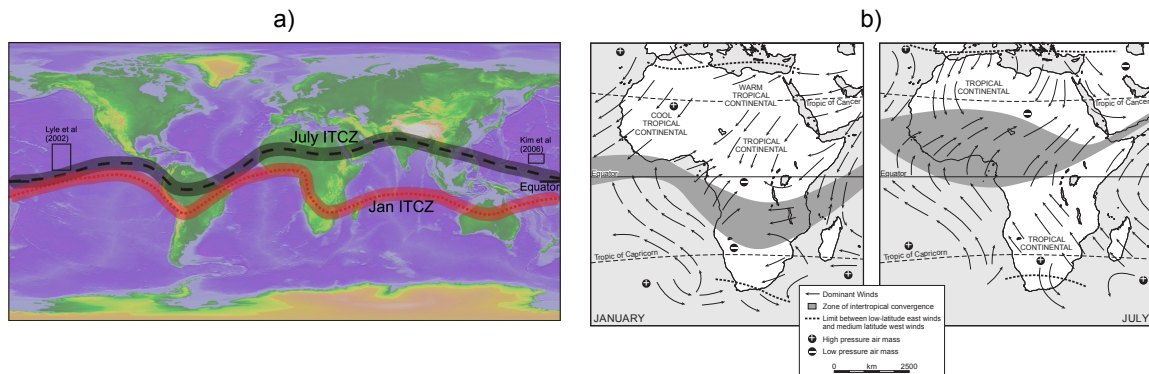


FIGURE II.2 – (a) Migration saisonnière de l'ITCZ au niveau global, figure tirée et adapté de ALLEN & ARMSTRONG [2012] (b) Zoom sur l'Afrique de l'Ouest [figure tirée de DENISON et al., 2005]

1.2. La Mousson Ouest Africaine : MOA

L'Afrique de l'Ouest est bornée au Sud par le Golfe de Guinée (5°N) et au Nord par le Sahara. Durant l'hiver boréal, le maximum d'ensoleillement se trouve dans l'hémisphère Sud, l'ITCZ est alors située au niveau de l'équateur météorologique vers 5°S (FIGURE II.2b). À cette période de l'année, l'Harmattan (alizés de l'hémisphère Nord) qui est un vent sec et chaud provenant du Sahara souffle du Nord-Est vers le Sud-Ouest sur l'ensemble de l'Afrique de l'Ouest. Pendant le printemps boréal, l'ITCZ va s'installer sur le continent en suivant le maximum d'insolation. Le flux de mousson - alizés de l'hémisphère Sud - qui est chargé d'humidité provenant de l'océan Atlantique va alors pénétrer à l'intérieur des terres. Durant l'été boréal, la limite nord de l'ITCZ est au-delà de 10°N [SULTAN & JANICOT, 2003 ; LEBEL & ALI, 2009]. Il y a alors un fort contraste thermique entre l'océan et le continent surchauffé, créant de très forts gradients de température et d'énergie (notamment d'énergie statique humide). La dépression thermique Saharienne également appelée "heat low" [LAVAYSSE et al., 2009] causée par de la convection sèche vient renforcer le flux de mousson. Pour une compréhension plus approfondie des mécanismes qui gouvernent la dynamique de la Mousson Ouest Africaine, le lecteur pourra se référer aux ouvrages suivants : LE VOURC'H et al. [2001] ; BESSON [2009] ; LAFORE et al. [2011] ; NICHOLSON [2013].

Parmi les grands systèmes de mousson (Asiatique, Amérique du Sud), la MAO partage avec la mousson Australienne la particularité d'une grande symétrie zonale. Cette symétrie se traduit notamment par un champ d'isohyètes annuelles dont le gradient est Nord-Sud. Cette symétrie zonale provient de l'orientation longitudinale du Golfe de Guinée et des gradients méridiens (végétation, énergie, température, pressions ...) entre l'Océan Atlantique et le Sahara et de la topographie qui est relativement plate, hormis quelques massifs comme le Fouta-Djalou ou l'Atakora (c.f. SECTION 2.2).

2. Caractéristiques générales du régime pluviométrique de la Mousson Ouest Africaine

Les caractéristiques moyennes du régime pluviométrique Ouest-Africain découlent directement des conditions synoptiques et des mécanismes physiques à l'origine de la pluie.

2.1. Un cycle saisonnier marqué

La variation annuelle de la position de l'ITCZ explique au premier ordre le régime des pluies sur l'Afrique de l'Ouest. Il existe ainsi deux périodes de précipitations sur la côte, séparées par une courte saison sèche, lorsque l'ITCZ est le plus enfoncée sur le continent. Cette zone où le cycle saisonnier est bi-modal se déplace rarement plus loin que 7°N ou 8°N [BALME-DEBIONNE, 2004]. Au Nord de 10–11°N, le cycle saisonnier est un régime uni-modal, à une seule saison des pluies. La différence entre ces deux régimes vient de la phase de la mousson [c.f. LE BARBÉ et al., 2002 ; LEBEL et al., 2003]. Dans un premier temps une "phase océanique" se met en place sur les régions côtières, puis la mousson s'enfonce assez rapidement sur le continent (saut de mousson) et entre en "phase continentale". Cette phase continentale va apporter des pluies sur les régions les plus au Nord (pendant que les régions côtières sont en petite saison sèche) puis se retirer vers l'océan en arrosant les régions du Sud qui connaîtront leur deuxième saison des pluies. Les régions situées entre 7 – 8°N et 10 – 11°N sont influencées par les deux phases et ont des cycles qui peuvent être plus complexes.

La FIGURE II.3 illustre ce point sur quelques stations ayant des données relativement longues (plus de 40 ans). Deux transects Nord-Sud y sont présentés. Ils illustrent le changement de cycle saisonnier qui passe d'un cycle bi-modal au Sud de la zone à un cycle uni-modal au Nord. Un transect longitudinal est aussi présenté pour la partie Sahélienne et montre la similitude de forme des signaux, et ce sur une zone très étendue en longitude.

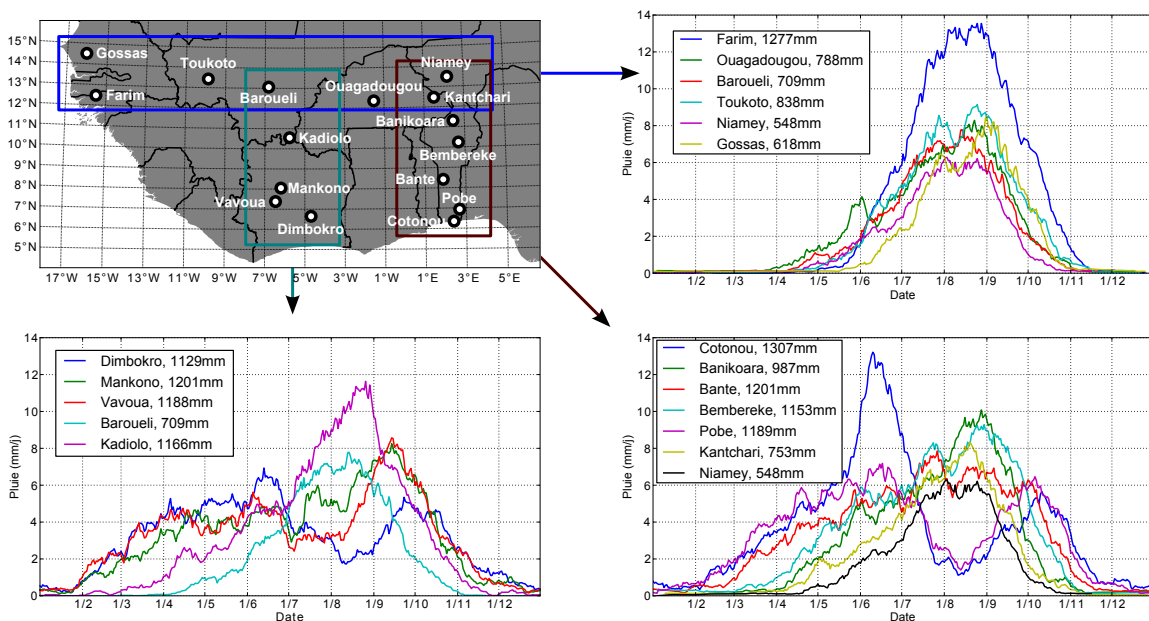


FIGURE II.3 – Cycle saisonnier pour différentes régions d'Afrique de l'Ouest. (a) Carte des stations sélectionnées. (b),(c) et (d) moyenne glissante (11 jours) du cumul julien pour la période 1950-1990

La longueur de la saison des pluies diminue de huit mois sur la côte Guinéenne (de février à octobre) à trois mois (de juillet à septembre) dans le nord du Sahel (lorsque la zone de convergence intertropicale se place sur cette région).

2.2. Gradient latitudinal du cumul moyen annuel de précipitation

La FIGURE II.3 montre que les stations au sud sont plus arrosées que celle du Nord. La cartographie du cumul inter-annuel moyen de précipitation calculé sur la période 1950-2010 (FIGURE II.4) montre en effet un gradient latitudinal particulièrement visible dans la partie Sahélienne [environ 1 mm.km^{-1} , c.f. LEBEL et al., 1992]. Cette organisation découle de la structure zonale de la Mousson Ouest Africaine comme déjà mentionné en SECTION 1.2. On remarquera toutefois un certain “pendage” des isohyètes vers le Sud-Est. L’isohyète 900 mm , par exemple, se situe à $\approx 13.5^\circ\text{N}$ sur la côte Sénégalaise et vers 11°N à 5°E . En plus de cette organisation générale, deux anomalies pluvieuses sont notables et sont dues à la présence du Fouta-Djalon¹ en Guinée et du massif de l’Atakora au Togo et au Bénin.

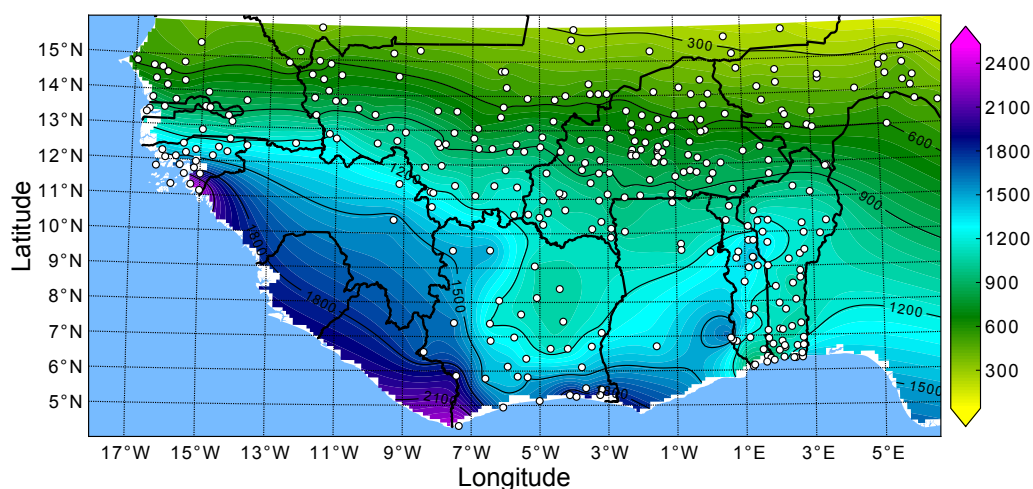


FIGURE II.4 – Pluviométrie moyenne annuelle calculée sur période 1950-2010 (données présentées au CHAPITRE IV). Les points gris représentent les séries utilisées pour l’interpolation (krigeage universel)

2.3. Systèmes convectifs de méso-échelle : échelle clé du régime pluviométrique

La convection profonde qui se crée sur le continent tend à produire des systèmes convectifs particuliers : les Systèmes Convectifs de Méso-échelle (SCM ou MCS²). Ces systèmes acquièrent dans certaines conditions une organisation qui les rend très efficaces d’un point de vue pluviométrique. Cette sous population de MCS est appelée OCS³ par MATHON et al. [2002]. Une des particularités notables de la MOA est que la majeure partie des précipitations ($\approx 90 \%$) est apportée par les OCS qui ne représentent que 12% des MCS [c.f. LAURENT et al., 1998 ; MATHON et al., 2002]. La faible part du cumul annuel restante est produite par les MCS les moins organisés et par de la convection locale. De nombreuses dénominations et sous-populations de MCS existent : OCS, ligne de grain,

1. surnommé le “château d’eau de l’Afrique de l’Ouest”
 2. Mesoscale Convective System
 3. Organized Convective System

MCC¹. L'objet d'étude de ce travail n'étant pas les différents systèmes convectifs existants, nous ne nous attarderons pas sur les différentes appellations et utiliserons le terme générique de MCS dans la suite de ce manuscrit.

Les MCS sont des agrégats de cellules convectives et sont des systèmes qui s'auto-entretiennent. L'auto-alimentation vient de la présence de courants de subsidence d'air froid et sec allant de l'arrière du système vers le front convectif. Cet apport d'air froid au sol renforce l'instabilité de l'air au niveau du front convectif et la maintient [c.f. ZIPSER, 1977; HOUZE et al., 1989]. L'échelle caractéristique minimale d'un MCS est de l'ordre de 5000 km^2 [MATHON et al., 2002] mais peut aller bien au-delà. Le sommet des nuages est très haut ($> 10000 \text{ km}$) et par conséquent très froid, ce qui permet de les identifier facilement à l'aide de l'imagerie infra-rouge par satellite (c.f. FIGURE II.5a). En Afrique de l'Ouest, le sens principal de propagation des MCS est d'Est en Ouest, avec une vitesse de déplacement de l'ordre de 10 m.s^{-1} [MATHON et al., 2002]. Pour plus d'information sur les MCS, le lecteur peut se reporter aux études de MADDOX [1980]; LAING & FRITSCH [1993]; LAURENT et al. [1998]; LAING et al. [1999]; MATHON et al. [2002]; GAYE et al. [2005]. La contribution majeure des MCS au régime pluviométrique dans la région a deux conséquences notables :

- i. la forte interaction des MCS avec leur environnement météorologique direct, notamment les conditions atmosphériques dans la couche limite liées par exemple à l'humidité du sol [c.f. TAYLOR & LEBEL, 1998; TAYLOR et al., 2007; PELLARIN et al., 2009; TAYLOR et al., 2011], ajoute à la modulation régionale et globale de la mousson, une forte composante locale;
- ii. les précipitations dans la région sont caractérisées par une très forte variabilité spatio-temporelle présente de l'échelle des systèmes précipitants jusqu'aux échelles annuelles voir pluriannuelles.

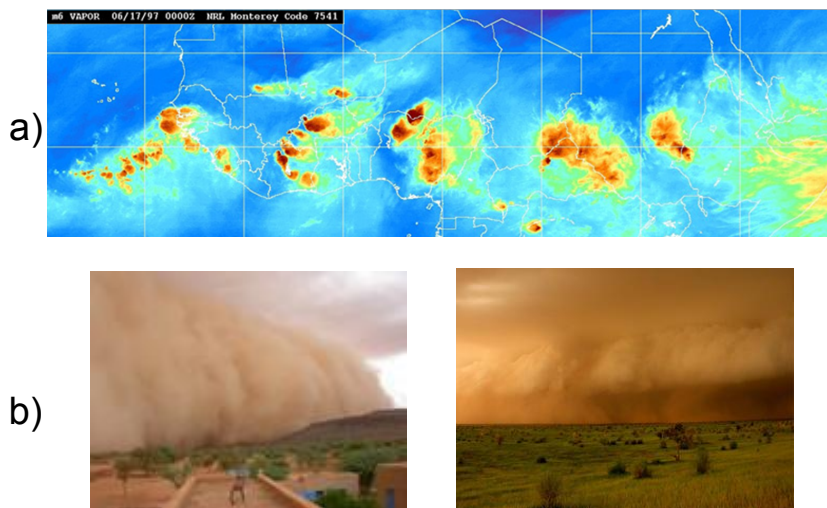


FIGURE II.5 – Systèmes Convectifs de Mésos-échelle sur l'Afrique de l'Ouest. (a) Vu par satellite infra-rouge - image météo-sat (source : www.ird.ne) (b) Vu du sol - photo (source : www.amma-international.org)

2.3.1. Caractéristiques pluviométriques moyennes d'un MCS

L'analyse des caractéristiques pluviométriques des systèmes organisés a fait l'objet de nombreuses études [LAURENT et al., 1998; MATHON et al., 2002; ALI et al., 2003; BALME-DEBIONNE, 2004; BALME et al., 2006b; VISCHER, 2006]. Ces études montrent que ce sont des systèmes où :

1. Mesoscale Convective Complex

- les intensités de pluie sous la partie convective des MCS sont très fortes : la moitié du cumul annuel de précipitation tombe sur une durée effective de moins de 4 h à une intensité supérieure à 30 mm.h^{-1} ;
- l’intermittence est très forte : la fréquence moyenne des valeurs nulles est aux alentours de $F_0 = 30 \%$ pour une moyenne événementielle située autour de 10.5 mm ;
- la variabilité des intensités est aussi très forte : l’écart-type des valeurs non-nulles est du même ordre de grandeur que la moyenne des valeurs non-nulles ($\approx 15 \text{ mm}$).

La suite de cette section illustre l’intermittence et la variabilité de la pluie associées aux MCS. Le choix a été fait ici de parcourir les différentes échelles spatiales et temporelles. Les exemples fournis sont basés sur des observations des pluies sous des MCS dans la région de Niamey à partir des données de l’observatoire AMMA-CATCH Niger (ces données seront présentées au CHAPITRE IV). On considéra par la suite qu’un événement pluvieux correspond à un MCS.

2.3.2. Intermittence

La pluie est un processus intermittent par nature, c’est-à-dire que périodes pluvieuses et périodes sèches se succèdent à des échelles de temps qui vont de l’heure (voire moins) à quelques jours. De plus, les périodes pluvieuses sont - en général - de durée bien moindre que les périodes sèches. Dans le cas des régions tropicales, cette intermittence est particulièrement bien marquée pour deux échelles temporelles : (i) d’une part, comme on vient de le voir, on a une ou deux saisons des pluies séparées par une ou deux saisons sèches ; (ii) d’autre part, la pluie est produite par des systèmes convectifs mobiles et de durée de vie limitée, ce qui fait qu’en un point donné elle dure rarement plus de quelques heures d’affilée (avec de surcroît de possibles pauses), alors que la durée entre deux événements pluvieux est d’un à quelques jours. Cette intermittence temporelle générique se traduit également par une intermittence spatiale, liée, d’une part, à la surface du système convectif (voir FIGURE II.6) et, d’autre part, à l’existence de zones non pluvieuses au sein du système convectif lui-même. ALI et al. [2003] parlent d’intermittence “externe” pour le premier cas et d’intermittence “interne” pour le second.

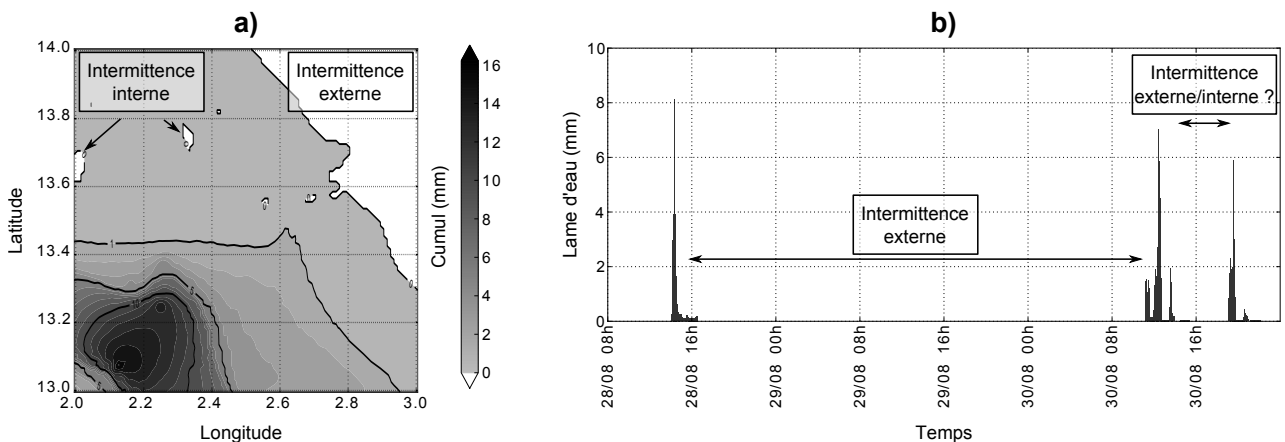


FIGURE II.6 – Illustration de l’intermittence de la pluie à différentes échelles. (a) La pluie à fine échelle. (b) Cumul horaire pour la région de Niamey (le 1998-08-07 de 8h à 9h).

2.3.3. Une forte variabilité spatiale des cumuls événementiels

Les effets combinés de l'intermittence spatio-temporelle et des fluctuations d'intensité au sein des zones pluvieuses, produisent des champs de cumuls événementiels (i.e. associés à un système convectif) qui présentent une très forte variabilité spatiale : 50 % environ de la variance spatiale est concentrée dans les 30 premiers kilomètres [ALI et al., 2003].

2.3.3.a. Exemple du 14 août 1998

L'événement du 14 août 1998 est un très bon exemple de la variabilité spatiale que l'on peut observer au cours du passage d'un système pluvieux. La FIGURE II.7a montre une carte du cumul pluviométrique de cet événement sur la région de Niamey (100 km × 100 km). Le cumul est relativement fort aux alentours de Niamey (> 30 mm dans un rayon de 10 km autour de Niamey) alors que 80 % de la zone n'a pas été très pluvieuse (< 10 mm), il y a même deux stations (sur les 30 qui quadrillent la zone) qui n'ont pas enregistré de pluie.

Concernant cet événement, il faut noter les très forts gradients de pluviométrie observés par trois stations situées dans la ville de Niamey (FIGURE II.7b). La station IRI a enregistré le plus fort cumul pour cet événement (71 mm) alors que les stations ORSTOM et Aéroport n'ont enregistré que 33 mm et 7 mm alors qu'elles ne sont situées qu'à 3 km et 10 km de IRI. Les gradients élevés de cet événement (de l'ordre de 10 mm.km⁻¹) ne sont pas rares dans la région. Tous les ans, des gradients supérieurs à 3 – 4 mm.km⁻¹ pour un événement sont en effet observés.

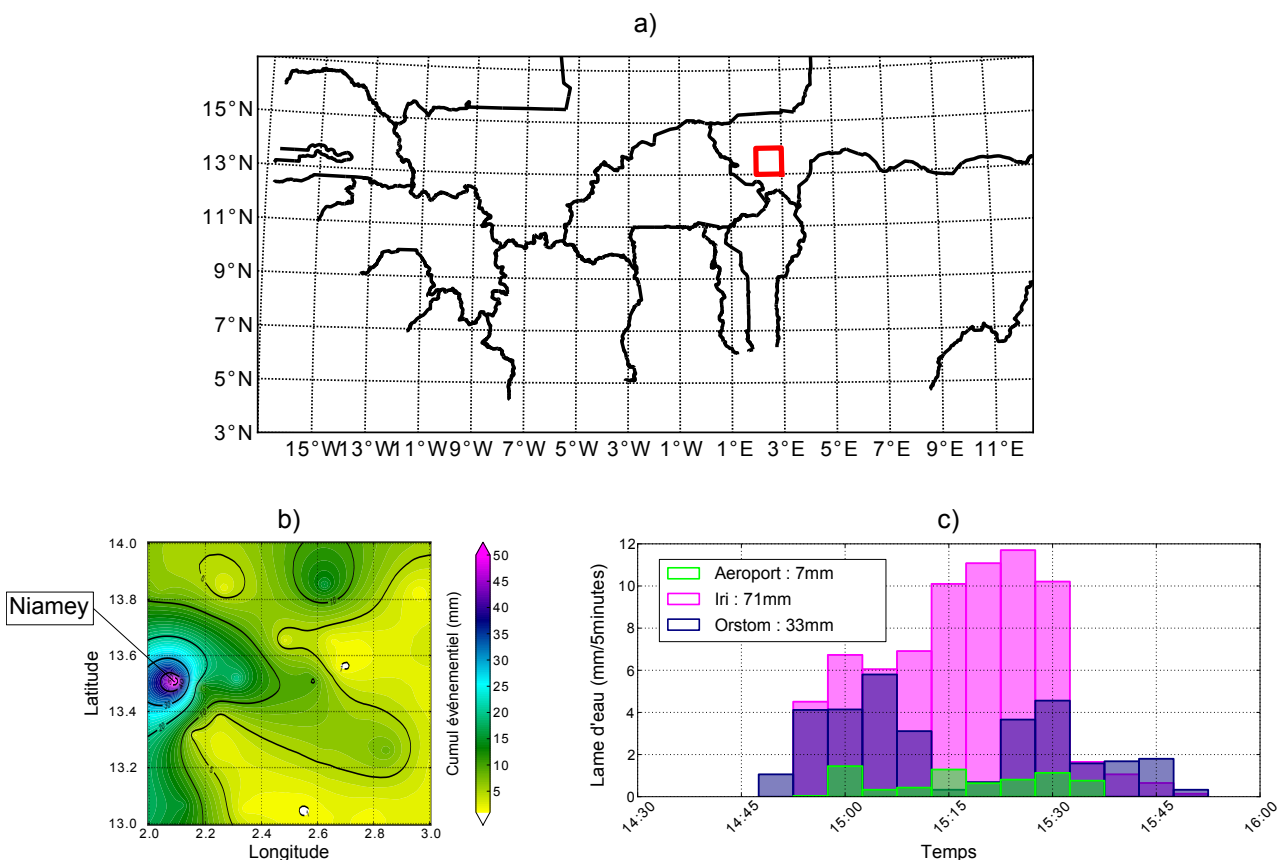
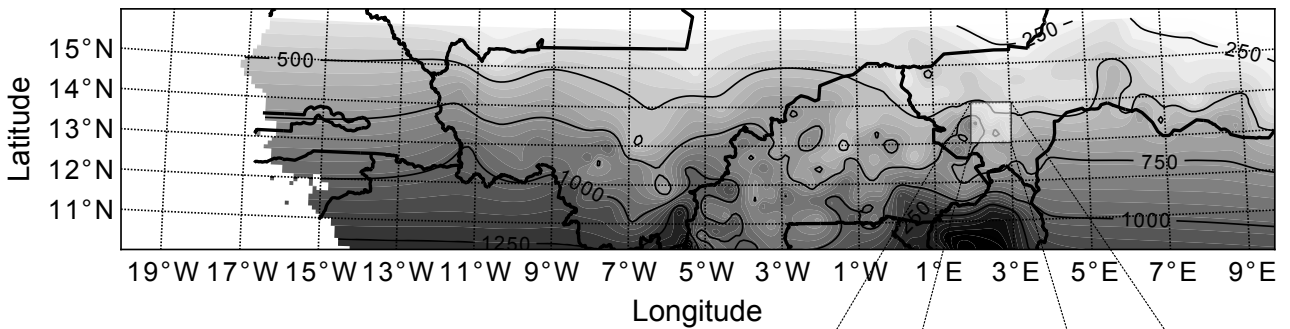


FIGURE II.7 – Événement du 14/08/1998. (a) situation géographique de la région de Niamey (carré rouge) (b) Cumul de pluie spatialisé sur la zone du degré-carré de Niamey ; (c) Intensité au pas de temps 5 minutes pour les trois stations de Niamey

2.3.3.b. Une forte variabilité encore visible à l'échelle d'une saison pluvieuse

La saison pluvieuse définit une échelle temporelle caractéristique. En effet c'est l'échelle où la climatologie moyenne de la mousson est encore apparente (gradient zonal, cycle saisonnier) et où la forte variabilité apportée par les événements pluvieux commence à apparaître. La saison pluvieuse de 1998 illustre ce fait (FIGURE II.8). Sur le Sahel entier le gradient est bien visible et correspond à des valeurs autour de 2 mm.km^{-1} , ce qui n'est pas très éloigné de la climatologie sur 60 ans. Néanmoins, il y a quelques "bulles" qui se détachent de cette description générale. C'est le cas, par exemple, autour de la région de Niamey (FIGURE II.8b) où les cumuls maximums ont atteints 1000 mm et où les gradients de cumuls annuels atteignent des valeurs de l'ordre de 20 mm.km^{-1} . Cette année là, cette quantité de cumul est plutôt observée dans des régions situées $\approx 200 \text{ km}$ plus au Sud. De tels cumuls en cette latitude pour une saison donnée et les gradients observés s'expliquent par le passage de quelques systèmes convectifs qui ont été très pluvieux à cet endroit, ce qui justifie d'avoir des mesures fines à des résolutions suffisantes pour échantillonner cette variabilité interne et externe des champs de pluie associés aux MCS [voir par exemple à ce sujet TAYLOR & LEBEL, 1998].

a)



b)

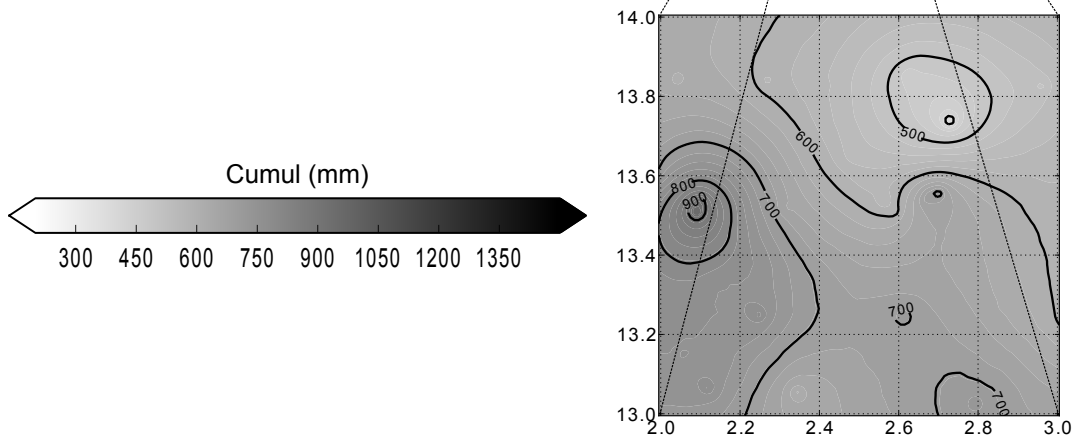


FIGURE II.8 – Cumul annuel observé pour l'année 1998. (a) Sur toute la région Sahélienne. (b) Zoom sur la région de Niamey

2.3.4. Une forte variabilité temporelle infra-événementielle

Les très fortes intensités de pluie observées sous un MCS se situent dans la partie convective du système; dans sa partie stratiforme les intensités de pluie sont nettement plus faibles. Un observateur fixe verra tout d'abord la partie convective puis la partie stratiforme. La FIGURE II.9 illustre l'évolution de l'intensité de pluie pendant le passage de deux événements pluvieux. La FIGURE II.9a

illustre le passage d'un événement à Niamey ORSTOM. La partie convective dure très peu de temps ($\approx 15 \text{ min}$) et apporte la majorité du cumul de l'événement. Ce système est un système organisé ne présentant qu'un front convectif. Le cas du 29 avril 2004 (FIGURE II.9b) est un peu différent. Le cumul et la durée de l'événement sont largement plus conséquents (123 mm en $\approx 5 \text{ h}$), mais surtout la longueur et la forme de la partie convective semblent montrer que plusieurs cellules sont passées successivement sur la zone.

Ces deux événements illustrent très bien la variabilité temporelle des intensités. Des intensités supérieures à 60 mm.h^{-1} sont régulièrement observées dans la partie convective des système et sont suivies par les très faibles intensités de la partie stratiforme ($i < 5 \text{ mm.h}^{-1}$ et souvent de l'ordre de 1 à 2 mm.h^{-1}).

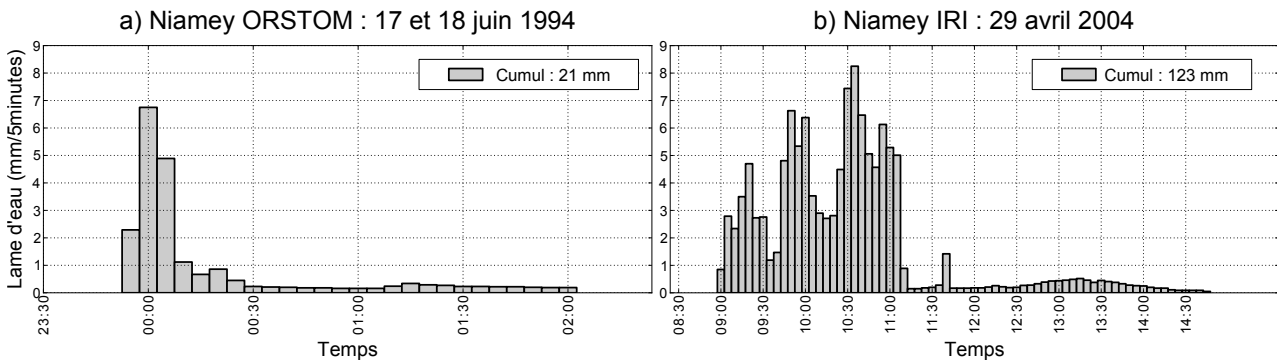


FIGURE II.9 – Intensité de pluie lors du passage d'un MCS. (a) Station Niamey ORSTOM les 17 et 18 juin 1994. (b) Niamey IRI le 29 avril 2004

2.3.5. Caractérisation de la corrélation temporelle des événements

La séparation temporelle nette entre les événements pluvieux impacte la probabilité que deux pas de temps consécutifs soient pluvieux. Cette constatation est illustrée à la FIGURE II.10. Pour les pas de temps très fins (5 min), lorsqu'un pas de temps est pluvieux, le pas de temps suivant a de fortes chances de l'être également. La raison est que le pas de temps est inférieur à l'échelle caractéristique des systèmes pluvieux. Lorsque la résolution temporelle augmente la probabilité d'avoir deux pas temps consécutifs pluvieux diminue. Lorsque que le pas de temps est supérieur à l'échelle caractéristique des systèmes (pas de temps journalier par exemple), la durée importante entre le passage de deux systèmes réduit considérablement la probabilité de pluie entre deux pas de temps consécutifs.

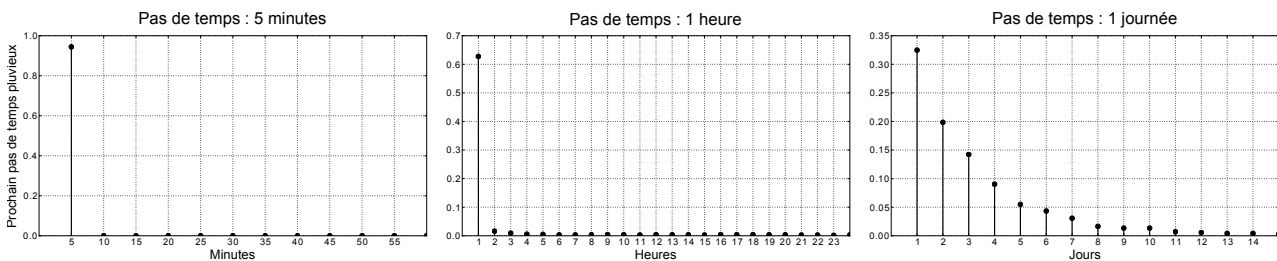


FIGURE II.10 – Temps d'arrivée entre deux pas de temps pluvieux à la station Niamey Aéroport pour différents pas de temps

L'auto-corrélation temporelle des intensités de pluie dépend aussi de la résolution temporelle (FIGURE II.11). Pour des pas de temps courts, il y a une forte auto-corrélation temporelle des fortes intensités produites par la partie convectives des systèmes. À l'échelle journalière, il n'y a plus

aucune auto-corrélation, suggérant qu'un MCS ne dépend pas physiquement (à priori) du passage du MCS précédent. L'échelle horaire est une échelle très intéressante et caractéristique des MCS car s'il est très probable que deux pas de temps horaires consécutifs soient pluvieux (FIGURE II.10) ils ne sont pas du tout corrélés (FIGURE II.11). Cela nous renseigne sur le fait que la durée d'un système est généralement supérieure à une heure mais que la partie convective dure en générale moins longtemps (deux pas de temps 1 h consécutifs ont souvent des intensités très différentes).

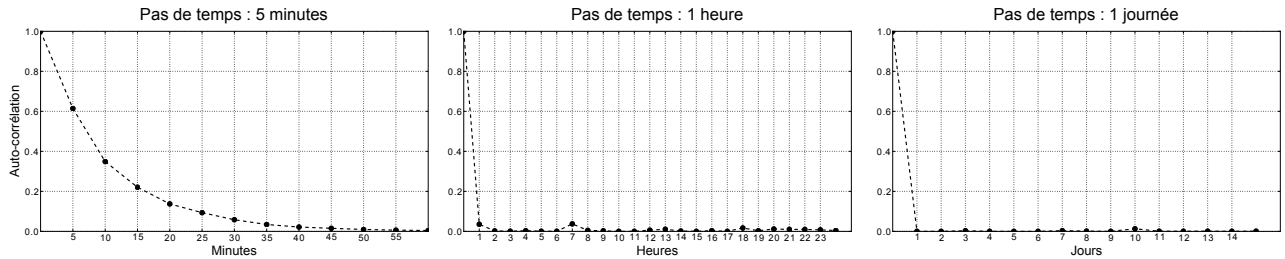


FIGURE II.11 – Auto-corrélation des intensités de pluies (r^2) entre deux pas de temps pluvieux à la station Niamey Aéroport pour différents pas de temps

3. Variabilité pluviométrique inter-annuelle et décennale

La climatologie présentée précédemment est une climatologie moyenne. La particularité de la Mousson Ouest Africaine est la très forte variabilité inter-annuelle et décennale des cumuls annuels à l'échelle régionale, liée au fait que les conditions atmosphériques susceptibles d'affecter la région entière varient fortement d'une année à l'autre. Le FIGURE II.12 représente l'Indice de Pluie Standardisé (SPI) sur le Sahel central. Trois périodes sont assez bien distinctes sur ce graphique : 1950-1970, 1970-1990 et 1990-2010.

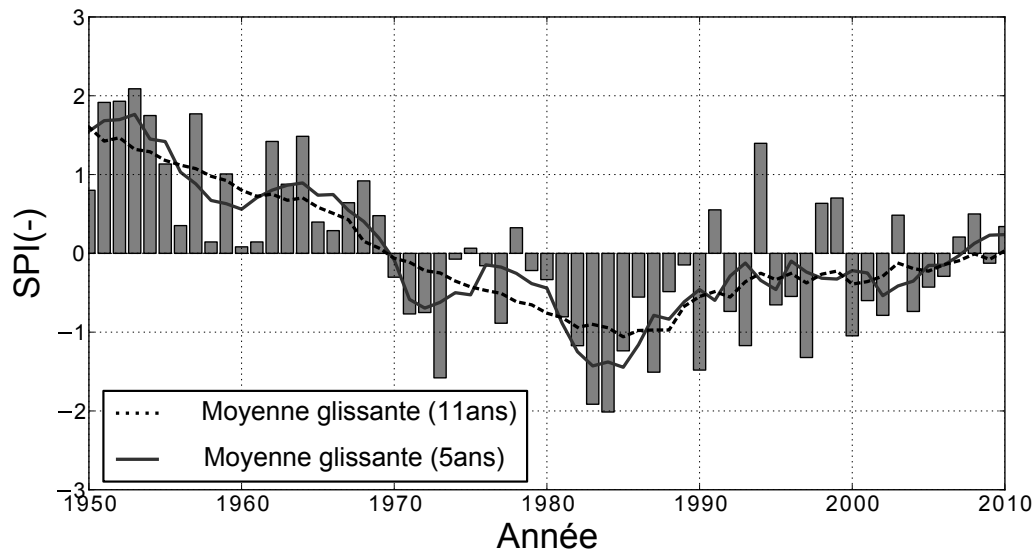


FIGURE II.12 – Indice Pluviométrique Standardisé (SPI) calculé sur le Sahel central (5°W , 7°E ; 9.5°N , 15.5°N) pour la période 1950-2010. L'indice est calculé comme suit : $I_i = \frac{P_i - \bar{P}}{\sigma_P}$. P_i étant le cumul annuel pour l'année i , \bar{P} et σ_P représentent la moyenne et écart type du cumul annuel.

Après une période très humide (1950-1970), le Sahel a connu une sécheresse sans précédent pendant la période 1970-1990 [DAI et al., 2004b]. Cette baisse des cumuls a été soudaine et a affecté toute la région sahélienne, ce qui en fait le plus fort signal climatique que la Terre ait connue depuis

que les mesures météorologiques existent [DAI et al., 2004b]. Cette rupture climatique [HUBERT & CARBONNEL, 1987; HUBERT et al., 1989] a fait l'objet de nombreuses études, certaines se sont intéressées aux modifications de la dynamique de la mousson [c.f. GIANNINI et al., 2008; NICHOLSON, 2013 pour une revue bibliographique], d'autres ont cherché à caractériser les changements dans le régime pluviométrique [LE BARBÉ & LEBEL, 1997; D'AMATO & LEBEL, 1998; LE BARBÉ et al., 2002; LEBEL et al., 2003; BALME et al., 2006b; BELL & LAMB, 2006].

Les deux dernières décennies sont caractérisées par une hausse de la pluviométrie. Cette reprise est pourtant très relative car :

- i. les cumuls moyens sur 1990-2010 restent nettement inférieurs aux cumuls de la période 1950-1970, et, de ce fait, sont légèrement en deçà de la moyenne sur la période 1950-2010 ;
- ii. la variabilité inter-annuelle est très forte avec des années déficitaires (1993, 1997, 2000, 2002, 2004) et des années excédentaires (1994, 1998, 1999, 2003, 2008).

Les causes de la modification récente de la variabilité décennale ne sont pas connues. Les 20 dernières années souffrent d'un manque de documentation souvent lié à la difficulté d'accéder aux données dans la région. On peut néanmoins citer les travaux de LEBEL & ALI [2009] et de ALI & LEBEL [2009] qui traitent de la période récente et de la reprise relative de la pluie, qui est contrastée selon les régions du Sahel.

Pour une analyse plus approfondie concernant la variabilité inter-annuelle des précipitations et le lien avec la dynamique de la mousson, le lecteur pourra se reporter à la revue de littérature très fournie réalisée par NICHOLSON [2013].

4. Variabilité hydrologique : entre extrêmes secs et humides

La variabilité pluviométrique présentée dans la section précédente et les modifications des hydro-systèmes dues à la pression anthropique ont modifié la réponse et le régime des bassins versants en Afrique de l'Ouest.

4.1. Modifications du régime moyen des hydro-systèmes : une baisse généralisée du débit des grands fleuves et de forts contrastes entre les bassins au comportement "hewlettien" et "hortonien"

À l'échelle régionale, la baisse de la pluie enregistrée pendant les années 1970-1980 a entraîné une baisse du débit des grands fleuves comme le Niger ou le Sénégal proportionnellement supérieure à la baisse de la pluviométrie [LEBEL et al., 2003; MAHÉ & PATUREL, 2009].

Derrière cette constatation générale, deux comportements diamétralement opposés sont observés en Afrique de l'Ouest [DESCROIX et al., 2009; AMOGU et al., 2010; SÉGUI et al., 2011].

4.1.1. Les bassins versants Soudano-Guinéens

Une baisse du débit des rivières a été observée dans la partie Soudano-Guinéenne, au sud de l'isohyète 700–800 mm [MAHÉ et al., 2005a; DESCROIX et al., 2009]. Dans ces bassins le ruissellement

est de type hewlettien [ruissellement de sub-surface, c.f. CAPPUS, 1960 ; HEWLETT & HIBBERT, 1967] et les rivières sont connectées à la nappe. La baisse du débit est causée par un tarissement progressif des nappes d'accompagnement et donc une diminution progressive du débit de base des rivières [MAHÉ et al., 2000 ; MAHÉ, 2009]. Cette constatation s'applique aussi bien aux grands hydro-systèmes régionaux qu'à des petits bassins versants [MAHÉ et al., 2000 ; MAHÉ et al., 2005a].

4.1.2. *Le cas des bassins versants sahéliens*

En région Sahélienne, où le ruissellement est de type hortonien [dépassement de la capacité d'infiltration du sol, HORTON, 1933], les coefficients de ruissellement et les volumes ruisselés ont augmenté malgré la sécheresse. Ce phénomène - appelé le "paradoxe sahélien" [ALBERGEL, 1987] - a tendance à contre-balancer les effets de la sécheresse [BOULAIN et al., 2009]. Dans ces bassins versants, la production de débit est dictée par le ruissellement de surface et par les conditions hydro-dynamiques à la surface du sol. La hausse des coefficients de ruissellement a été provoquée par une modification des états de surface. Si la sécheresse a pu jouer un rôle en augmentant les croûtes de surface et en diminuant la végétation, la majeure partie de l'augmentation des coefficients de ruissellement vient des modifications d'origine anthropiques et notamment le changement d'occupation des sols [SÉGUIE et al., 2004 ; LI et al., 2007 ; LEBLANC et al., 2008].

L'accroissement des coefficients de ruissellement a provoqué une augmentation de la ressource en eau dans différents systèmes hydrologiques en zone Sahélienne [DESCONNETS et al., 1997 ; LEDUC et al., 1997 ; LEDUC et al., 2001 ; FAVREAU et al., 2002 ; SÉGUIE et al., 2004 ; MAHÉ et al., 2005b ; MASSUEL, 2005 ; BOULAIN et al., 2009 ; FAVREAU et al., 2009] du fait :

- d'une hausse du débit des rivières dans les systèmes exoréiques¹ situés (quasiment exclusivement) sur la rive droite du fleuve Niger (en zone de socle) ;
- d'une augmentation de la taille et du nombre de mares (lieu de recharge préférentielle des nappes) et du niveau piézométrique des nappes dans les systèmes endoréiques² situés en rive gauche du fleuve Niger (zone sédimentaire).

4.2. **Évolution des crues : une augmentation récente des inondations ?**

Bien que le phénomène ne soit pas nouveau - sur la seule région du Niger, près de 80 épisodes de pluie torrentielle et inondations ont été recensés entre 1970 et 2000 détruisant plus de 5000 maisons et laissant plus de 27000 personnes sans toit [TARHULE, 2005] - un nombre croissant d'événements hydrologiques extrêmes et de dommages associés ont été répertoriés durant la dernière décennie.

4.2.1. *Quelques exemples d'inondations récentes*

4.2.1.a. 2000-2010 : Une décennie ponctuée par des inondations marquantes

La dernière décennie a vu une recrudescence du nombre de crues majeures en Afrique de l'Ouest, comme le montre l'extrait suivant tiré d'un bulletin spécial sur les inondations du centre régional AGRHYMET [CILSS, 2010] :

1. système dont le bassin hydrographique est connecté à l'océan par un écoulement de surface (fleuve)
2. système non-connecté directement à l'océan

2005 : “Entre le 16 et le 22 août, Dakar a enregistré 367 *mm* de pluie, soit plus de la moitié du cumul pluviométrique moyen annuel. Il s'en est suivi l'inondation de nombreuses habitations en banlieue et celle de la route nationale 1.”

2007 : “Pires inondations en Afrique de l'Ouest depuis plus de 30 ans avec 33 morts au Burkina Faso, 23 au Nord Togo, 46 000 déplacés dont 26 000 au Burkina Faso et 14 000 au Togo. Au Burkina Faso, 17689 *ha* de cultures inondées, des pertes de production de l'ordre de 13 500 tonnes, 55 barrages dont les digues ont cédé.”

2008 : “Les fortes pluies dans la région des Hauts Plateaux dans le Centre du Togo ont détruit des milliers de terres arables, ainsi que plus de 30 000 maisons et 6 barrages, plus de 10 000 personnes déplacées, 20 morts, 68 ponts effondrés dont celui de la Nationale 1 à Amakpapé. Bénin : destruction de 25000 *ha* de cultures vivrières et 1204 *ha* de champs de coton, environ 53 674 producteurs touchés. Des dégâts estimés à 9, 4 milliards de F CFA.”

2009 : “fortes pluies et inondations au Burkina Faso : Ouagadougou et ses environs ont enregistré en 2009 entre le 1er septembre et le 2 septembre une pluie cumulée de 263 *mm*. Cette pluie est 130 % supérieure au 90^e percentile (pluies extrêmes) causant plus de 150 000 sinistrés et 8 morts, la destruction de plusieurs ponts ; plus de 9300 *ha* de cultures ont été inondées sur l'ensemble du pays.”

Plus récemment, la mousson de 2012 a provoqué des inondations considérables sur toute l'Afrique de l'Ouest [SIGHOMNOU et al., 2013]. A titre d'exemple, on peut citer la pluie torrentielle (157 *mm* en 2 *h*) du 26 août 2012 à Dakar qui a inondé de nombreux quartiers de la ville. La crue du Niger moyen est sûrement l'événement le plus marquant de cette mousson de 2012.

4.2.1.b. Les crues du Niger de 2010 et de 2012 : deux événements emblématiques

En aval de son delta intérieur, le fleuve Niger moyen connaît deux périodes de hautes eaux :

- La première est provoquée par les affluents sahéliens se situant à l'aval du delta intérieur. Cette crue “locale” - appelée la crue rouge - se produit pendant la saison des pluies au Sahel, généralement entre août et septembre.
- La seconde - appelée crue noire - provient des bassins versants situés à l'amont du delta intérieur (au Mali et en Guinée). Cette crue se produit plus tard dans la saison à cause du temps de transfert depuis la partie amont du bassin.

Historiquement, à la station de Niamey, la crue “guinéenne” est toujours beaucoup plus forte que la crue “locale”. Mais, depuis peu, la crue rouge dépasse régulièrement la crue noire [c.f. fig. 10 de DESCROIX et al., 2009] :

- la première crue rouge nettement supérieure à la crue noire s'est produite en 1984 ;
- les années 90' sont caractérisées par un nombre équivalent d'années où la crue noire est plus forte que la crue rouge ;
- durant la dernière décennie, les années où la crue rouge est plus forte que la crue guinéenne sont plus nombreuses que les années où la crue guinéenne est la plus forte.

Cette tendance à l'augmentation des débits de la crue rouge est devenue clairement visible en 2010 lorsque la crue a atteint 2000 $m^3.s^{-1}$ le 07/09/2010, un niveau record (pour une crue rouge) depuis le début des enregistrements en 1929, tuant une dizaine de personnes, laissant près de 110 000

personnes sans abris. Au moment de cette crue, seules les crues Guinéennes de 1968 et 1970 avaient eu des débits plus forts [SIGHOMNOU et al., 2012].

Depuis, la crue rouge a avoisiné les $2500m^3.s^{-1}$ le 21 août 2012, établissant ainsi un nouveau record absolu à Niamey [SIGHOMNOU et al., 2013]. Cette crue a été dévastatrice. Au Niger, 81 personnes y ont perdu la vie, il y a eu près de 400000 sinistrés et les dégâts matériels ont été considérables. Plus à l'aval cette crue a aussi fait des dégâts, notamment au Bénin (4 morts et 10000 sinistrés) et au Nigéria [SIGHOMNOU et al., 2012]. Le débit à Lokoja a approché les $32000m^3.s^{-1}$ le 29 septembre, dépassant ainsi la plus forte valeur enregistrée depuis le début des mesures en 1914 [SIGHOMNOU et al., 2012].

La recrudescence des inondations en Afrique de l'Ouest durant cette dernière décennie - dont le caractère exceptionnel n'est qu'une constatation qualitative et probablement subjective - fait partie d'une tendance à l'accentuation du risque d'inondation dans la région qui n'est pas récente.

4.2.2. Une hausse continue du risque inondation depuis les années 1950

Parallèlement aux modifications des régimes pluviométriques et hydrologiques, le risque inondation a augmenté. L'étude de DI-BALDASSARRE et al. [2010] - dont la FIGURE II.13 a été extraite - montre qu'il y a une augmentation très forte des dommages dus aux crues depuis les années 1950. Cette hausse du risque inondation se voit bien au travers de la forte augmentation du nombre de pertes de vies en Afrique depuis 1950 (FIGURE II.13a).

L'analyse de cette hausse nécessite de mieux comprendre le risque inondation qui combine l'aléa hydrologique (fréquence et intensité des crues) et la vulnérabilité des populations face aux crues :

$$\text{Risque} = \text{Aléa} \times \text{Vulnérabilité} \quad (\text{II.1})$$

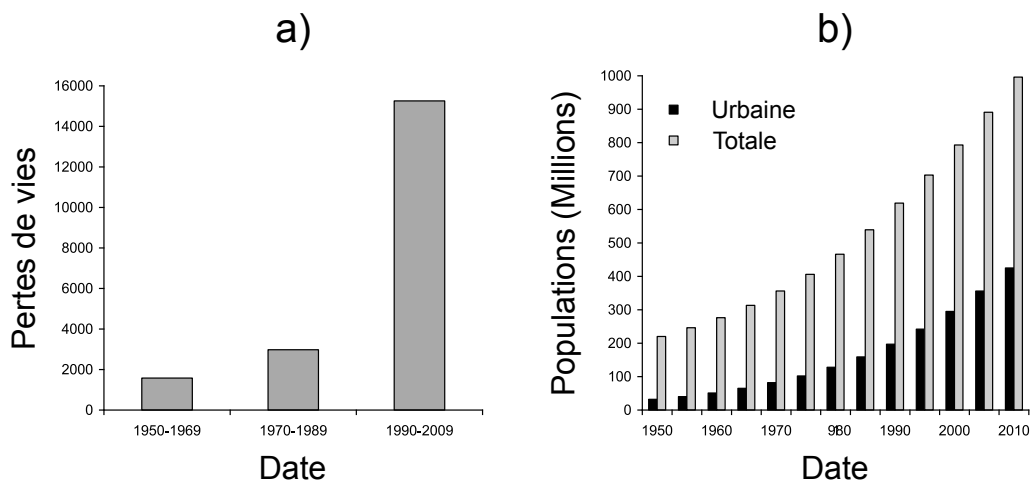


FIGURE II.13 – Figure tirée et reprise de DI-BALDASSARRE et al. [2010]. (a) Décès provoqués par les crues, (b) Population urbaine et totale

4.2.2.a. Une hausse de la vulnérabilité

Après une brève analyse des données de débit à leur disposition, DI-BALDASSARRE et al. [2010] concluent à une stationnarité de l'aléa hydrologique, et attribuent donc la hausse du risque inondation

à une accentuation de la vulnérabilité [même conclusions pour SENE & OZER, 2002]. Les auteurs expliquent qu'elle est liée à :

- l'accroissement démographique, principalement en zone urbaine (c.f. FIGURE II.13b);
- l'urbanisation intensive et non planifiée;
- l'augmentation du nombre de personnes vivant dans des plaines d'inondation;
- l'absence de système d'alerte des crues.

Bien qu'une part importante de l'augmentation du risque inondation provient indéniablement de la hausse de la vulnérabilité, l'étude de l'évolution de l'aléa hydro-météorologique n'a été effectuée que succinctement dans le papier de DI-BALDASSARRE et al. [2010]. Cette question ne peut être éludée dans le contexte global du changement climatique et le contexte régional où des crues majeures ont touché la région durant la dernière décennie.

4.2.2.b. Une mauvaise gestion hydraulique

La gestion des ouvrages hydrauliques peut influencer la propagation d'une onde de crue. Les ouvrages peuvent être gérés pour être "transparents" ou pour tamponner une crue; dans d'autres cas, si la gestion des ouvrages n'est pas bien réalisée elle peut amplifier les crues [cas de la crue du Niger en 2012 à Lokoja, c.f. SIGHOMNOU et al., 2012].

Lors de ruptures de digues ou de barrages, le remède peut devenir pire que le mal, car les volumes d'eau stockés et retenus sont libérés en un temps très court. La rupture de la digue installée sur l'oued Agadès en est un exemple [SIGHOMNOU et al., 2013].

4.2.2.c. Des hydro-systèmes plus ruisselants

Au premier abord, on pourrait penser que l'augmentation de la ressource en eau due aux changements d'occupation du sol est plutôt positive. Mais cette augmentation des coefficients de ruissellement entraîne aussi une accélération des écoulements rapides et donc des réactions beaucoup plus fortes et rapides des bassins versants. Les études de MAHÉ et al. [2000] et de MAHÉ et al. [2005a] montraient déjà que cette hausse de ruissellement rapide avait tendance à augmenter les débits de crues, et donc à endommager les ouvrages hydrauliques devenus sous-dimensionnés. Cette hausse de l'aléa a été beaucoup plus visible lors des deux récentes crues de 2010 et 2012 du Niger à Niamey, provoquées (au moins en partie) par la modification des états de surface.

4.2.2.d. Quid des pluies extrêmes ?

Si le risque inondation est principalement associé à une accentuation de la vulnérabilité ainsi qu'à une plus grande capacité des sols à ruisseler, on ne peut pas éviter de se poser la question du rôle joué par une éventuelle intensification des précipitations, ces dernières restant le facteur déclenchant des événements extrêmes dévastateurs.

5. Que sait-t-on des pluies extrêmes en Afrique de l'Ouest ?

Le manque de littérature au sujet des pluies extrêmes en Afrique de l'Ouest est assez troublant tant les enjeux opérationnels et scientifiques sont importants. Cette faible documentation contraste fortement avec l'importante littérature disponible sur l'hydrologie et la climatologie de la région.

On ne recense à ce jour que deux études portant spécifiquement sur l'analyse de l'évolution des précipitations extrêmes en Afrique de l'Ouest. NEW et al. [2006] ont analysé six stations journalières sur l'Afrique de l'Ouest (deux en Gambie et quatre au Nigéria) ne montrant de tendances significatives (à la hausse) des pluies maximales journalières annuelles que sur une station. GOULA et al. [2012] ont effectué une analyse des tendances et des ruptures en Côte d'Ivoire à partir de 44 postes pluviométriques sur trois indices (pluie maximale annuelle, nombre de jours dépassant le seuil de 50 *mm* et contribution au cumul annuel des jours dépassant 50 *mm*). Les principaux résultats de l'étude montrent que quelques séries présentent une rupture ou une tendance à la baisse mais la majorité des stations ne présente pas de non stationnarités significatives. Les tests régionaux appliqués sur des régions homogènes montre un contraste entre des régions où la baisse des indices est significative avec des régions où il n'y a pas de tendance significative. Cette étude démontre la difficulté à laquelle on est confronté lorsque l'on cherche à caractériser l'évolution des séries d'extrêmes car le signal est très bruité. On notera par ailleurs des études plus globales [e.g. GROISMAN et al., 1999 ; ALEXANDER et al., 2006 ; MIN et al., 2011 parmi d'autres]. Ces études souffrent en général d'un manque de données en Afrique de l'Ouest et ne peuvent donc pas donner d'estimations de l'évolution des extrêmes pluviométriques sur la région.

L'étude des extrêmes peut aussi porter sur la caractérisation d'un événement passé : c'est ce que l'on appelle un retour d'expérience. Dans ce cas, les scientifiques cherchent à évaluer la période de retour de l'événement, à comprendre ses causes météorologiques, à documenter ses impacts, etc. La mousson exceptionnelle de 2007 qui a provoqué de nombreuses inondations en Afrique de l'Ouest, a fait l'objet d'un retour d'expérience. Les études de PAETH et al. [2010] et de SAMIMI et al. [2012] reviennent sur cette année exceptionnelle. À partir de données pluviométriques issues du produit TRMM, PAETH et al. [2010] ont estimé que la période de retour des événements de 2007 varie entre 1 et 50 ans (allant jusqu'à ≈ 1200 ans sur le bassin de la haute Volta). Toutefois, au vu de la faible longueur des séries utilisées (12 ans) et des incertitudes encore importantes des estimations par satellite, de telles estimations sont à prendre avec précaution. Cette étude revient aussi sur les causes météorologiques de ces événements exceptionnels. L'étude de SAMIMI et al. [2012] se concentre sur la description que les médias ont fait de ces événements exceptionnels.

Par ailleurs quelques études abordent le sujet à travers l'établissement d'outils statistiques d'aide au dimensionnement d'ouvrages hydrauliques tels que les courbes IDF (Intensité-Durée-Fréquence) en Afrique non-sahélienne : au Congo [MOHYMONT et al., 2004 ; MOHYMONT & DEMARÉE, 2006 ; VAN DE VYVER & DEMARÉE, 2010], au Ghana [SORO et al., 2008 ; SORO et al., 2010], en Côte d'Ivoire [OYEGOKE & OYEBANDE, 2008] et au Nigéria [OKONKWO & MBAJIORGU, 2010]. Ces courbes servent à documenter pour différentes durées la fréquence des intensités de pluie. Ces études sont toutefois très localisées et aucune d'entre elles ne concerne la région Sahélienne.

Deux raisons peuvent expliquer le manque d'étude sur les extrêmes pluvieux en Afrique de l'Ouest : (i) la prédominance du "discours sécheresse" qui a longtemps favorisé les études sur les extrêmes secs plutôt que les extrêmes humides [TSCHAKERT et al., 2010] ; et (ii) la difficulté de disposer de données pluviométriques au pas de temps journalier et infra-journalier sur des périodes suffisamment longues pour pouvoir échantillonner les événements extrêmes et donc rares par définition [PAETH et al., 2010].

6. Synthèse

La Mousson Ouest Africaine est connectée à la circulation atmosphérique générale et à ce titre, le changement climatique global affectera son fonctionnement et son climat. Mais, par ailleurs, la MOA a aussi une forte composante régionale due à sa position géographique particulière. Les systèmes pluviométriques (MCS - Mesoscale Convective System) ajoutent une composante de plus petite échelle à cause de leur interaction avec leur environnement météorologique local. Ces trois échelles caractéristiques de la MOA ont un impact sur le régime pluviométrique de la région.

Le climat Ouest Africain est caractérisé par une très forte variabilité et différents phénomènes hydro-climatiques extrêmes se côtoient : d'un côté, les sécheresses récurrentes depuis la fin des années 1970 et, d'un autre, une dernière décennie ponctuée de crues majeures. Si dans cette région, le déficit pluviométrique des années 70'80 a été fortement étudié, la récente augmentation du risque inondation l'est beaucoup moins. Bien que la hausse du risque inondation soit incontestablement liée à une accentuation de la vulnérabilité de la population et une augmentation de la capacité de ruissellement de sols, il n'existe, à notre connaissance aucune étude caractérisant la contribution potentielle de l'aléa pluviométrique dans la région Sahélienne et très peu d'études pour la région Ouest-Africaine alors même que les précipitations intenses sont une condition nécessaire pour la genèse des crues.

7. Questions en suspens

Au delà de la nécessaire actualisation des études statistiques menées sur des séries pluviométriques ponctuelles au milieu des années 1980, deux questions concernant le lien entre le régime pluviométrique Ouest Africain et les extrêmes pluviométriques n'ont pas encore été traitées :

- i. Quel a été l'impact de la sécheresse des années 1970-1990 sur les extrêmes pluviométriques ?
- ii. L'augmentation apparente des inondations depuis les années 1990 résulte-t-elle en partie d'une intensification des pluies en Afrique de l'Ouest ?

Objectifs de la thèse

Les deux premiers chapitres du mémoire ont montré que la documentation des extrêmes pluviométriques en Afrique de l'Ouest revêt une importance toute particulière.

Dans cette région où la population est déjà très vulnérable aux aléas climatiques, une accentuation potentielle du cycle hydrologique pourrait avoir des conséquences sociétales et économiques désastreuses. Une analyse scientifique des extrêmes pluviométriques et de leur évolution dans la région est un élément essentiel pour la mise en place de politiques de gestion opérationnelle et de mitigation du risque inondation actuellement peu développées dans la région.

Par ailleurs, la connaissance limitée des extrêmes pluviométriques dans les régions tropicales et en particulier en Afrique de l'Ouest est un argument supplémentaire pour se focaliser sur la région, grande absente des études soit disant "globales" d'évolution du cycle hydrologique et de sa composante pluviométrique. Le présent travail de thèse est donc motivé par des enjeux sociétaux forts et des questions opérationnelles et scientifiques cruciales.

Dans ce travail, les extrêmes pluviométriques seront considérés comme :

- i. des marqueurs de la modification du régime hydro-climatique, potentiellement en lien avec les changements climatiques globaux : on se concentrera alors sur une description climatologique des précipitations extrêmes ;
- ii. des objets d'étude de l'aléa hydrologique : on s'attachera alors à caractériser les extrêmes et fournir des indicateurs utiles pour les applications de l'hydrologie opérationnelle.

1. Objectif 1

Le **premier objectif de la thèse** est de mieux caractériser l' **aléa pluviométrique** dans la région. On cherchera pour cela à :

- *Objectif n°1.1* : développer des méthodes statistiques permettant d'estimer la distribution des extrêmes en prenant en compte la variabilité régionale des précipitations ;
- *Objectif n°1.2* : parcourir les échelles de temps de la variabilité de la pluie à méso-échelle (de quelques minutes au pas de temps journalier) pour évaluer les effets de résolution spatiale et temporelle dans l'abattement statistique des extrêmes pluviométriques.

La démarche permettra de disposer d'indicateurs statistiques utiles pour des applications en :

- ingénierie hydrologique : cartes d'aléa pluviométrique et courbes Intensité-Durée-Fréquence ;
- climatologie : caractérisation de la sévérité des épisodes pluvieux historiques.

2. Objectif 2

Le **second objectif de la thèse** (*Objectif n°2*) est d'analyser la **stationnarité temporelle des extrêmes pluviométriques** en Afrique de l'Ouest. Les questions suivantes guideront la démarche d'analyse :

- la période récente (depuis les années 1950) caractérisée par une instationnarité démontrée du régime pluviométrique moyen s'est-elle accompagnée de tendances temporelles sur les extrêmes pluviométriques ?
- l'augmentation apparente des inondations depuis les années 1990 résulte-t-elle d'une intensification des pluies en Afrique de l'Ouest ?

On se reposera ici sur les outils statistiques développés dans le premier objectif pour caractériser l'instationnarité temporelle potentielle dans les distributions des extrêmes pluviométriques en prenant soin de documenter les contrastes spatiaux et de dissocier l'évolution des événements les plus intenses en occurrence et en intensité.

3. Plan du manuscrit

Lorsque les données à disposition nous le permettront, une approche régionale sera privilégiée afin de documenter les extrêmes sur l'ensemble de la région mais également car - comme nous le montrerons au cours de mémoire - l'utilisation de jeux de données régionaux permettent de diminuer les effets d'échantillonnage qui touchent particulièrement les séries d'extrêmes.

Compte tenu de la spécificité statistique des variables extrêmes et des effets d'échantillonnage liés à leur mesure dans le cas des précipitations, une attention particulière sera portée à la sélection des données pluviométriques permettant de répondre aux objectifs de l'étude. Cet aspect sera l'objet du CHAPITRE IV. Par ailleurs, un cadre méthodologique adapté doit être défini pour l'étude des pluies extrêmes. Le présent travail reposera sur la théorie des valeurs extrêmes présentée dans le CHAPITRE V et proposera dans ce cadre des méthodologies originales pour analyser leur variabilité spatiale et temporelle (CHAPITRE VI à IX).

Deuxième partie

DONNÉES, OUTILS ET MÉTHODES

Problématiques liées à l'échantillonnage de la mesure : Données disponibles, régions et périodes d'étude

Le processus même de la pluie rend sa mesure incertaine et soumise à de nombreux effets d'échantillonnage.

La principale raison de l'incertitude de la mesure de pluie est que la pluie est un flux, et physiquement il est généralement plus facile de mesurer les quantités scalaires que les quantités vectorielles. En météorologie et en hydrologie, il est par exemple plus facile de mesurer une température, une pression ou une hauteur d'eau que de mesurer un flux (flux de chaleur, vents, débits ...).

Les effets d'échantillonnage s'expliquent par : (i) le caractère "erratique" de la pluie (forte variabilité et intermittence) et (ii) les échelles de mesure des capteurs qui ne sont pas toujours adaptées à cette variabilité, du moins à l'échelle où les objectifs de caractérisation ou de dimensionnement le nécessitent parfois. Certains capteurs vont mesurer une accumulation sur une petite surface tandis que d'autres mesurent une intensité instantanée sur de grandes surfaces. La mesure sera donc toujours associée à une incertitude d'échantillonnage. Le fait d'étudier les extrêmes pluviométriques, et donc les événements rares va amplifier ces effets d'échantillonnage [voir CERESSETTI, 2011 pour des illustrations].

Ce chapitre présente les données disponibles pour réaliser l'étude et celles utilisées dans la suite de ce manuscrit. Le choix des données revêt une importance capitale pour la suite de l'étude et doit se faire en sélectionnant un capteur ayant une faible incertitude de mesure et permettant de réduire au maximum les effets d'échantillonnage.

1. Caractérisation d'une source de donnée : à la recherche de la donnée idéale

Cette section a pour but d'indiquer quelle serait la donnée idéale pour réaliser notre étude. Les deux caractéristiques qui sont en lien avec les objectifs de l'étude concernent l'incertitude de mesure et les effets d'échantillonnage. Cette étude requiert des mesures ayant de faibles incertitudes concernant l'estimation de fortes pluies. Les effets d'échantillonnage peuvent se décliner de plusieurs façons. La prochaine section formalise le concept d'échantillonnage et définit la sémantique appropriée pour le décrire.

1.1. Cadre conceptuel pour définir les effets d'échantillonnage associés à une mesure

L'étude de BLÖSCHL & SIVAPALAN [1995] offre un cadre rigoureux pour définir les échelles caractéristiques d'une mesure. Les auteurs proposent trois échelles associées à un instrument de mesure : la fréquence d'échantillonnage, l'étendue et le support. Ces trois échelles de mesure doivent être définies dans chacune des dimensions du phénomène que l'on veut étudier.

BLÖSCHL & SIVAPALAN [1995] montrent trois erreurs d'échantillonnage associées à une mauvaise échelle de mesure (FIGURE IV.1) :

- une fréquence d'échantillonnage trop faible comparée à la variabilité du processus mesuré entraîne une perte de signal et/ou du bruit (FIGURE IV.1a) ;
- une étendue de mesure trop faible peut entraîner une mauvaise interprétation d'une tendance causée par une variabilité à plus long terme (FIGURE IV.1b) ;
- un support trop grand conduit à un signal lissé et une réduction de la variabilité (FIGURE IV.1c).

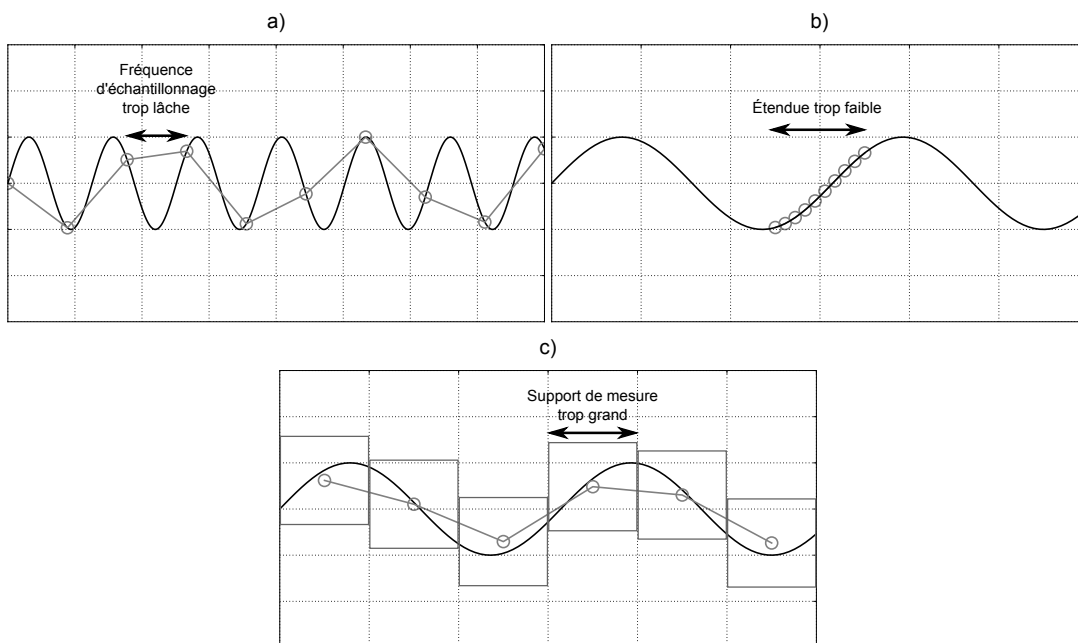


FIGURE IV.1 – Effets d'échantillonnage associés à une échelle de mesure : (a) fréquence d'échantillonnage (b) étendue de la mesure et (c) support de mesure. Figure inspirée/reproduite de [Spatial patterns in catchment hydrology](#) [2001]

La pluie tombant au sol étant un processus ayant une dimension spatiale et une dimension temporelle, on considérera donc les effets d'échantillonnage (fréquence, support, étendue) temporel et spatial.

1.2. La donnée idéale pour cette étude

1.2.1. Caractéristiques essentielles pour les objectifs de la thèse

La source de données retenue devra avoir une faible **incertitude de mesure** (en particulier des fortes pluies). C'est la caractéristique absolument nécessaire pour mener à bien cette étude. Tout biais ou erreur de mesure systématique impacterait directement les statistiques calculées pour décrire les séries pluviométriques ou inférer les distributions. Des séries de mesures non-homogènes risqueraient de fausser les analyses climatologiques.

La deuxième qualité essentielle pour l'étude des extrêmes est la **longueur des séries**. Que ce soit pour estimer de fortes périodes de retour, pour analyser l'évolution des extrêmes pluviométriques ou pour caractériser l'abattement spatio-temporel, de longues séries sont nécessaires pour obtenir un échantillon d'événements extrêmes suffisamment grand pour une description statistique robuste.

1.2.2. Caractéristiques spécifiques à un objectif particulier

La liste qui suit dresse l'importance de chacune des autres caractéristiques d'une source de données en fonction des objectifs de l'étude :

- La **zone et la période d'étude** ont une importance capitale pour le volet climatologique de cette étude en particulier celui de la documentation de l'évolution des extrêmes et de son éventuelle disparité régionale. C'est aussi un point important pour la répartition spatiale de l'aléa.
- Une grande **couverture spatiale** est importante pour caractériser l'évolution des pluies extrêmes et leur répartition spatiale afin de donner un sens régional aux résultats.
- Un petit **support temporel** est très important pour l'étude de l'abattement temporel où les échelles d'intérêt sont infra-journalières. C'est une caractéristique relativement importante pour les autres objectifs de l'étude où l'échelle d'intérêt est un peu plus grande (journalière au maximum).
- Un petit **support spatial** est une caractéristique très importante pour l'étude de l'abattement spatial où les échelles d'intérêt vont du ponctuel à quelques dizaines de *km*. Pour les autres objectifs, ce support ne devrait excéder la dizaine de *km*.
- Dans l'idéal, les **fréquences d'échantillonnage temporel et spatial** devraient être égales à leur support, mais aucun capteur n'est capable de combiner ces deux points. Une **fréquence d'échantillonnage temporel** forte est un point critique pour l'étude de l'abattement temporel. Une bonne **fréquence d'échantillonnage spatial** va être primordial pour l'étude de l'abattement spatial et de la répartition spatiale de l'aléa.

1.2.3. La rosace idéale

La rosace présentée en FIGURE IV.2 synthétise les différentes caractéristiques recherchées pour atteindre chacun des objectifs de l'étude. Si la rosace parfaite (grise) n'existe pas, il faudra chercher à

se rapprocher au maximum des rosaces spécifiques à chacun des objectifs. La SECTION 2 fait le bilan des données à disposition qui seront sélectionnées dans la SECTION 3 à partir des critères définis dans la rosace.

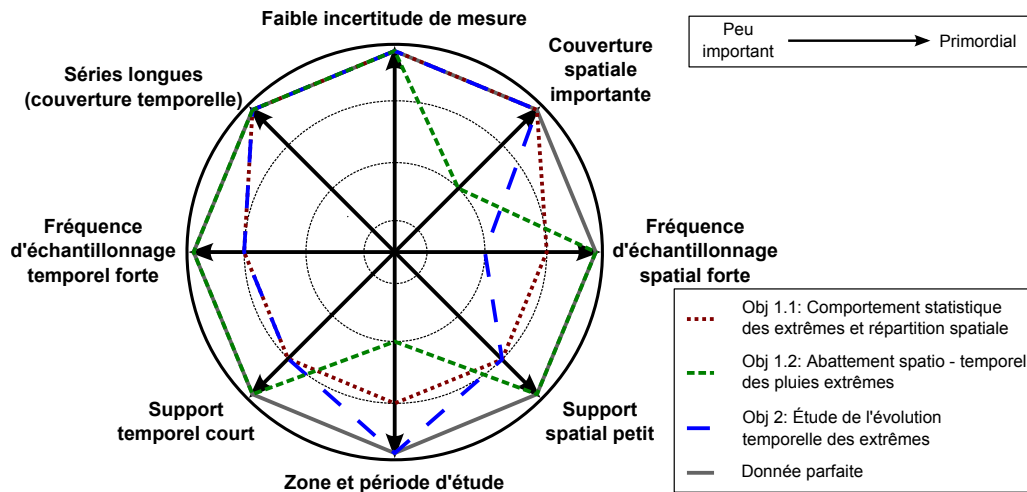


FIGURE IV.2 – Rosace décrivant les caractéristiques importantes que doit avoir une source de données pour remplir chacun des objectifs de l'étude

2. Données pluviométriques disponibles sur l'Afrique de l'Ouest

Les données à disposition pour réaliser cette étude sont représentées à la FIGURE IV.3, les paragraphes qui suivent décrivent leurs caractéristiques.

2.1. Stations pluviométriques journalières

2.1.1. Description générale

Le LTHE dispose d'une base de données journalières conséquente sur l'Afrique de l'Ouest. Ces données proviennent de différentes sources :

- le CIEH-ORSTOM (ancien nom de l'Institut de Recherche et de Développement) a construit une importante base de données (BADOPLU) jusqu'à la fin des années 1990 pour la plupart des pays du CILSS (Comité permanent Inter-Etats de Lutte contre la Sécheresse dans le Sahel) ;
- différentes collaborations entre le LTHE et les différents services météorologiques nationaux ont permis de compléter certaines séries jusqu'en 2010 ;
- l'autres données ont été récoltées auprès des services météorologiques dans le cadre du projet AMMA.

En tout et pour tout, cette base contient plus de 2000 stations, dont certaines sont situées en dehors de l'Afrique de l'Ouest (Cameroun, Tchad, République Centre Africaine). Finalement, il y a 1375 stations disponibles sur l'Afrique de l'Ouest qui sont cartographiées à la FIGURE IV.3. Cette carte montre que la couverture de la zone ouest africaine n'est pas homogène. Les pays de la bande sahélienne (Sénégal, Guinée-Bissau, Mali, Burkina-Faso, Niger) situés entre 11°N et 16° N ont une forte densité de stations. Plus au Sud, il y a des pays (Guinée, Sierra-Léone, Liberia, Ghana, Nigeria)

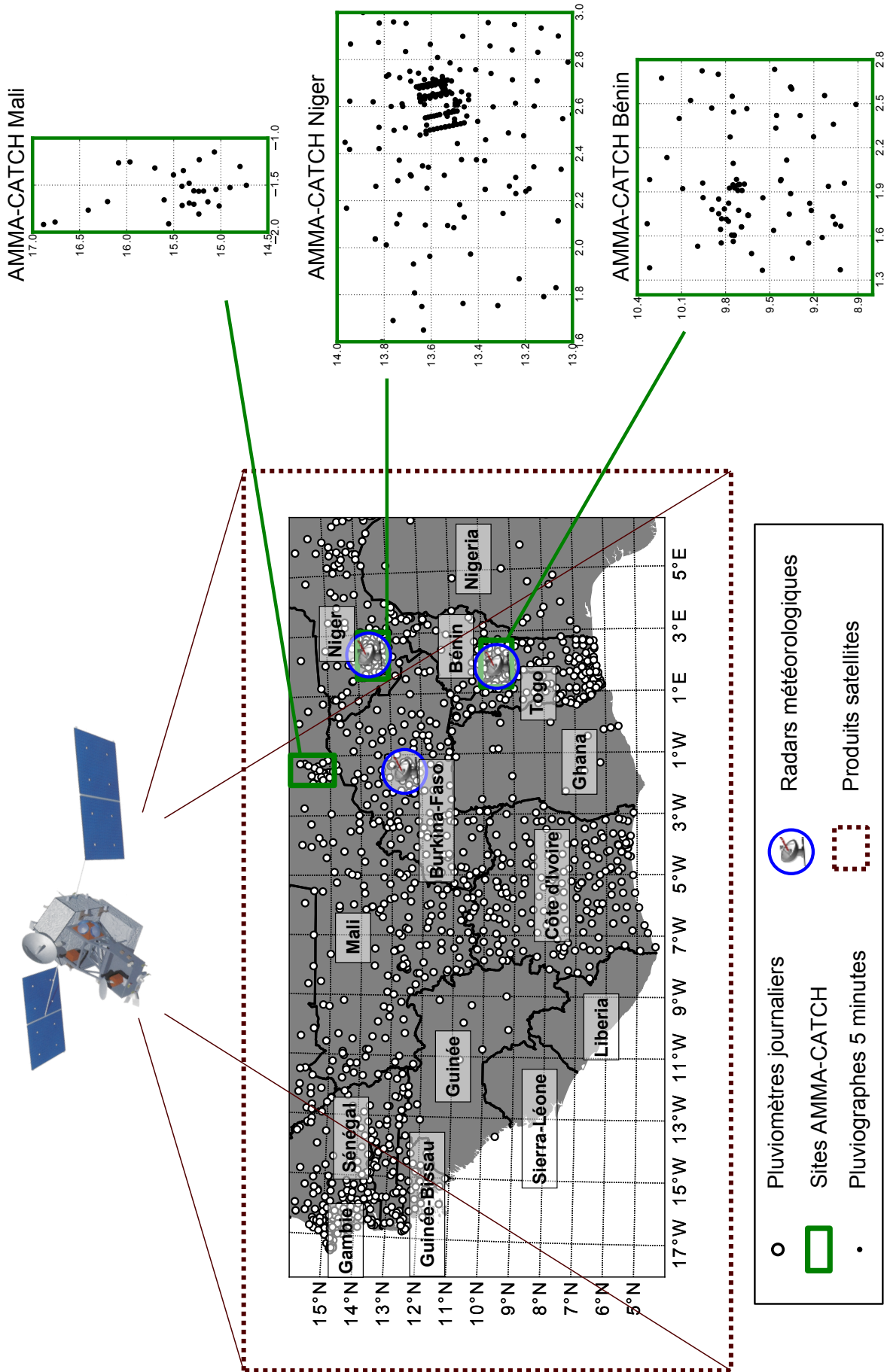


FIGURE IV.3 – Carte des différents capteurs mesurant la pluie en Afrique de l'Ouest à disposition

où les données n'ont pas été recueillies (correspondant "peu ou prou" aux pays anglophones), et d'autres (Côte d'Ivoire, Togo, Bénin) où le réseau est dense.

Le nombre de stations en fonctionnement année par année est reporté à la FIGURE IV.4a. Certaines séries commencent dès la fin du XIX^e siècle ou au début du XX^e siècle, notamment pour les stations situées dans les capitales (Dakar et Porto-Novo en 1897, Niamey en 1905). Si 19 stations sont disponibles dès 1920, l'essor des mesures commence réellement au début des années 50' où plus de 400 stations sont accessibles. Après le pic atteint en 1980 (881 stations) le nombre de stations à notre disposition chute très rapidement (moins de 200 stations à partir de 2004). Cette baisse est en partie due à une diminution des réseaux de mesure, mais la principale raison étant que les services météorologiques nationaux ne facilitent pas l'accès à ces données.

Une autre information importante concerne la longueur des séries. En effet, il est important d'avoir des séries longues pour l'étude des extrêmes. La FIGURE IV.4b montre le nombre d'années disponibles pour chaque station. Sur l'ensemble des stations, plus de 100(400) ont des séries de plus de 60(40) années. La plus longue série de données est celle Niamey aéroport : 104 années de données sur la période 1905-2010 (seulement deux années où les données sont manquantes en 1911 et en 1920).

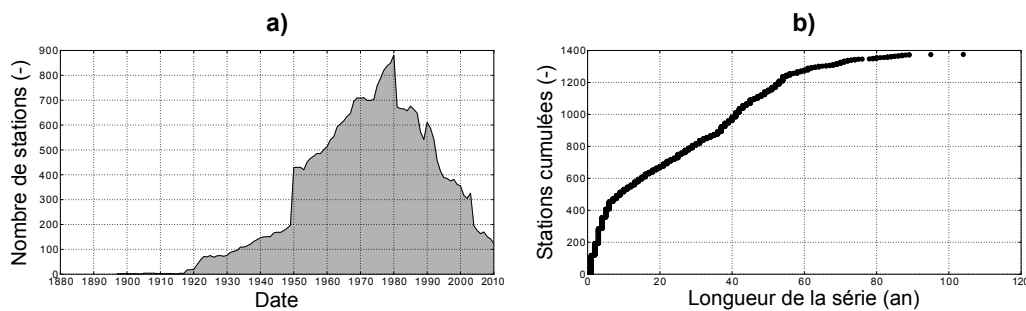


FIGURE IV.4 – Description des données journalières disponibles sur l'Afrique de l'Ouest : (a) Nombre de stations en opération année par année (b) Longueur des séries

Les graphiques présentés précédemment (FIGURE IV.3 et FIGURE IV.4) caractérisent le réseau de façon globale et ne permettent pas de définir une période d'étude. Les stations affichées sur la carte peuvent avoir des périodes de mesure différentes. Le fonctionnement du réseau compte simplement le nombre de stations année par année et ne garantit pas la continuité des séries. La longueur des séries ne garantit pas non plus que les séries contiennent une période commune importante. En particulier, il est impossible à partir de cette figure de connaître la période de n années qui contient le plus de stations en opération (sauf si $n = 1$). L'information complémentaire, qui concerne donc le nombre de stations disponibles pour une période donnée, est fournie à la FIGURE IV.5, où l'évolution du nombre de stations est cartographiée en fonction de la longueur de la période et de sa position (date du milieu de la période). L'intérêt d'un tel graphique est de trouver un bon compromis entre le nombre de stations disponibles et la longueur de la période. Pour une date donnée, lorsque la longueur de la période augmente, le nombre de séries diminue ou stagne (cas d'une iso-ligne verticale). Lorsque les iso-lignes sont inclinées vers la droite (gauche), la diminution du nombre de stations au fur et à mesure que la longueur de la période augmente vient du fait que la date de début (fin) de la période commence (se termine) de plus en plus tôt (tard). C'est le cas par exemple au niveau de l'iso-ligne 0 sur la gauche (droite) de la figure. Sur cette figure, on peut remarquer que pour les périodes ayant des longueurs comprises entre 30 et 55 ans, le nombre maximal de séries disponibles est obtenu pour

les périodes commençant en 1950. Un autre point à noter est le fait que pour les périodes contenant la période récente, le nombre de séries disponibles est très faible.

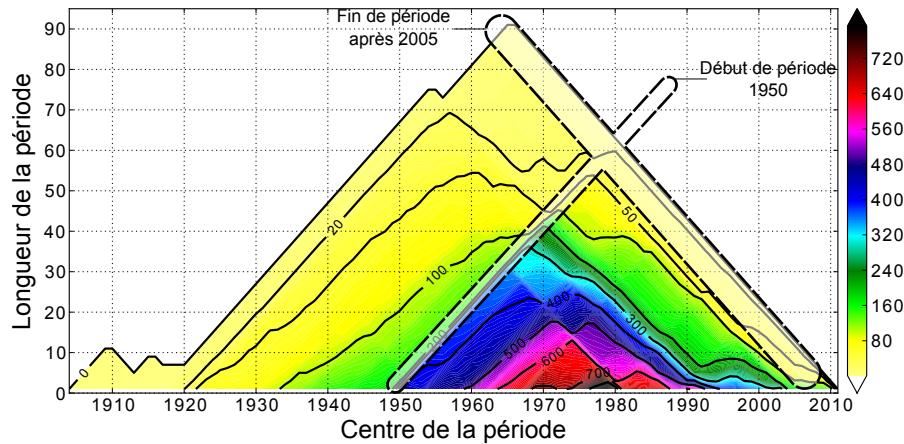


FIGURE IV.5 – Nombre de stations disponibles pour une période prédéfinie. Une station est comptabilisée si elle contient la période en entier en n'autorisant pas d'années de lacunes

2.1.2. Principe de mesure et échantillonnage

La mesure faite par les stations pluviométriques au sol consiste à recueillir le volume de pluie qui est passé par une surface définie (quelques centaines de cm^2) pendant un laps de temps. La mesure est journalière, mesurée à 6h UTC. Comme ces stations mesurent une accumulation, la fréquence d'échantillonnage temporel est égale au support temporel. Les incertitudes liées à cette mesure peuvent être dues au vent, aux éventuels embâcles dans l'entonnoir (sable, poussières ...), à la phase des précipitations, etc. Le support spatial de la mesure peut être considéré comme ponctuel. Le véritable point critique provient donc de la fréquence d'échantillonnage spatial (densité du réseau).

2.2. Réseaux pluviographiques des réseaux AMMA-CATCH

2.2.1. Description générale

L'observatoire AMMA-CATCH¹ [LEBEL et al., 2009] a pour objectif de mesurer différentes composantes de la Mousson d'Afrique de l'Ouest. Le but de ces mesures est de mieux comprendre les rétroactions entre le cycle de l'eau et la mousson. Parmi ces interactions, on peut citer la retro-action de la surface et de la végétation sur la dynamique atmosphérique et le cycle hydrologique et l'impact de la variabilité du forçage pluviométrique sur les hydro-systèmes. Ce dernier point nécessite de caractériser le forçage pluviométrique des MCS finement, et c'est pourquoi les trois sites de méso-échelles du Niger, du Bénin et du Mali ont été instrumentés :

- Le Degré-Carré de Niamey (10 000 km^2 , 2°E - 3°E; 13°N - 14°N) fut le premier site installé (1990) pour l'expérience EPSAT² Niger [LEBEL et al., 1992] et pour la campagne HAPEX Sahel³. Ce réseau offre une source d'information unique, il y a en effet 30 stations ayant opéré continuellement pendant la période 1990-2012 sur 10000 km^2 , ce qui permet d'étudier la pluviométrie sous les MCS de façon très fine.

1. Analyse Multidisciplinaire de la Mousson Africaine - Couplage de l'Atmosphère Tropicale et du Cycle Hydrologique, <http://www.amma-catch.org/>

2. Estimation des Pluies par Satellite

3. Hydrological and Atmospheric Pilot Experiment in the Sahel

- Le haut bassin de l'Ouémé ($14\,000\text{ km}^2$), suivi depuis 1997, s'étendant sur un degré de longitude ($8.9^\circ\text{N} - 10.4^\circ\text{N}$ et $1.3^\circ\text{E} - 2.8^\circ\text{E}$)
- Le Gourma Malien ($30\,000\text{ km}^2$, $14.5^\circ\text{N} - 17^\circ\text{N}$ et $1^\circ\text{W} - 2^\circ\text{W}$) sur lequel le réseau pluviométrique a été installé en 2002.

Ces différents réseaux sont présentés à la FIGURE IV.3.

2.2.2. Principe de mesure et échantillonnage

Le principe de mesure des pluviographes est le même que celui des pluviomètres mais la mesure de la pluie se fait avec des augets basculants. L'intervalle de temps entre chaque basculement permet d'obtenir l'intensité de la pluie. L'incertitude est légèrement supérieure à celle des pluviomètres car le réglage des augets peut diverger avec le temps. Pour les pas de temps courts, la mesure peut être limitée par la capacité d'évacuation de l'entonnoir [CERESSETTI, 2011]. Les séries pluviographiques sont souvent traitées pour obtenir des séries de cumul sur des pas de temps courts (de l'ordre de quelques minutes), le support temporel est alors plus grand que la fréquence d'échantillonnage. La fréquence d'échantillonnage temporel des pluviographes est nettement meilleure que celle des pluviomètres, par contre les séries pluviographiques sont en général moins longues.

2.3. Données radar

2.3.1. Description générale

En Afrique de l'Ouest la couverture temporelle et spatiale des radars météorologiques auxquels nous avons accès est faible. Elle se cantonne à des données issues de campagnes de mesure ponctuelles réalisées en 1992 au Niger (HAPEX), 2006 au Bénin et au Niger durant AMMA et de 2010 à 2012 au Burkina. Les longueurs de séries n'excèdent donc pas quelques années.

2.3.2. Principe de mesure et échantillonnage

Le principe de la mesure radar est d'émettre une onde électromagnétique en direction d'une cible et de mesurer l'écho renvoyé par celle-ci. Dans le cas des précipitations, les longueurs d'onde choisies sont de l'ordre du centimètre (de 2 cm à 15 cm , bandes X, C et S). Le radar mesure l'intensité du signal réfléchi : la réflectivité (Z). L'intensité de précipitation (R) est estimée par une relation $Z - R$ de la forme $Z = a \times R^b$. La principale source d'incertitude de la mesure radar vient de l'estimation de cette relation [AUSTIN, 1987 ; SEO et al., 2000] et de sa variation pouvant dépendre de la distribution des gouttes. D'autres effets peuvent entacher la mesure, notamment la présence de bandes brillantes, les effets de masque, les échos provenant d'objet divers, l'atténuation du signal.

La couverture spatiale des radars accessibles pour cette étude est un rayon d'environ 100 km , leur fréquence d'échantillonnage est comprise entre 300 m et 1 km au fur et à mesure que l'on s'éloigne du récepteur. Le support spatial est de 1 km^2 . En ce qui concerne l'échantillonnage temporel, la mesure radar est une mesure instantanée donc un support ponctuel temporellement. La fréquence d'échantillonnage correspond au temps que met le radar pour faire une rotation complète ($\simeq 5\text{ min}$).

2.4. Données satellites

2.4.1. Description générale

Les données issues des produits satellitaires de précipitation sont des données très prometteuses pour de nombreuses applications hydrologiques. Les produits ont une très bonne couverture spatiale (de l'échelle régionale à globale) à des résolutions spatiales ($\leq 25 \text{ km}$) et temporelles ($\leq 3 \text{ h}$) très attractives. Ces produits montrent de très bonnes performances sur l'Afrique de l'Ouest à des pas de temps saisonniers [NICHOLSON et al., 2003], mensuels [JOBARD et al., 2011] ou encore décennaires [ROCA et al., 2010]. Pour des pas de temps journaliers et infra-journaliers, les performances de ces produits se dégradent [plus ou moins fortement en fonction du produit, c.f. ROCA et al., 2010]. Néanmoins, pour certaines études - notamment en modélisation hydrologique - ces produits peuvent s'avérer utiles [TSINTIKIDIS et al., 1999; STISEN et al., 2008; PIERRE et al., 2011]. Les deux défauts principaux de ces produits sont qu'ils ont tendance à faire de mauvaises estimations des fortes pluies [ROCA et al., 2010; SYLLA et al., 2012] et que la période couverte est relativement courte (1998 pour TRMM, années 1980 pour les données infra-rouges).

2.4.2. Principe de mesure et échantillonnage

Les estimations de pluie par les satellites proviennent de mesures d'ondes électromagnétiques réalisées dans des longueurs d'ondes infrarouges et micro-ondes. Comme pour le radar, le support temporel est instantané.

L'infrarouge thermique (IR) mesure la température de surface, et permet ainsi de distinguer les nuages puisqu'ils sont bien plus froids que la surface du sol [ARKIN & MEISNER, 1987; ADLER & NEGRI, 1988; BERGÈS et al., 2010]. Les capteurs infrarouges sont placés sur des plateformes géostationnaires (METEOSAT, GOES ...) ce qui offre une très bonne fréquence d'échantillonnage temporel (15 minutes) et spatial ($\simeq 4 \text{ km}$) et une couverture quasi-globale (totalité de la Terre en longitude et pour des latitudes comprises entre 60°S et 60°N). L'inconvénient de cette mesure dans l'infrarouge thermique est qu'elle est indirecte et souffre en général d'erreurs dans la transformation de la donnée brute vers la donnée de précipitation [GRIMES & DIOP, 2003; PEREIRA FILHO et al., 2010].

La mesure micro-ondes (MO) est une mesure plus physique du contenu en eau des nuages et permet d'avoir une meilleure estimation instantanée de la précipitation. Comme pour le radar et la mesure infra-rouge, il y a des incertitudes lors du passage de la donnée brute vers l'intensité de la précipitation [particulièrement au-dessus des terres, c.f. BERGÈS et al., 2010]. Le fait que les capteurs MO soient placés sur des satellites défilants impacte directement la fréquence d'échantillonnage temporel qui est nettement plus faible que pour la mesure infrarouge. La multiplication des satellites défilants augmente cette fréquence d'échantillonnage qui reste cependant relativement faible [PEREIRA FILHO et al., 2010]. Une zone au niveau de l'équateur est vue deux fois par jour. La mesure étant une mesure instantanée de la précipitation, les cumuls sont difficilement estimables.

Les mesures infrarouges souffrent d'une mesure trop indirecte mais ont une bonne fréquence d'échantillonnage spatio-temporel. À l'inverse, les méthodes micro-ondes permettent une bonne estimation de la précipitation instantanée mais ont une faible fréquence d'échantillonnage temporel. Afin d'utiliser les avantages des deux techniques d'estimation, les scientifiques couplent les mesures

infrarouges avec les mesures micro-ondes [voir par exemple ADLER et al., 1993; HUFFMAN et al., 1997; ANAGNOSTOU et al., 1999; BELLERBY et al., 2000; HUFFMAN et al., 2001; TODD et al., 2001; KIDD et al., 2003; SCOFIELD & KULIGOWSKI, 2003]. Différents produits satellitaires de précipitations ont ainsi été développés (e.g. MSG, TRMM 3b-42, PERSIANN, CMORPH, GSMaP ...).

2.5. Récapitulatif des données disponibles

Le TABLEAU IV.1 récapitule les caractéristiques qui viennent d'être énoncées pour chacune des sources de données disponibles en Afrique de l'Ouest.

Tableau IV.1 – Les différents capteurs de précipitations en Afrique de l'Ouest et leurs spécificités

Capteur	Incertitude de mesure	Échantillonnage spatial			Échantillonnage temporel		
		étendue	fréquence	support	étendue	fréquence	support
Pluviomètres	Faible	Régionale	$\approx 300 \text{ km}^2$	400 cm^2	1900-2010	1 j	1 j
Pluviographes	Faible	Restreinte	$\geq 1000 \text{ km}^2$	400 cm^2	1990-2012	5 min	5 min
Radars	Moyenne	Restreinte	$\leq 1 \text{ km}^2$	1 km^2	quelques années	5 min	Instantanée
Satellites	Forte	Globale	$\approx 20 \text{ km}^2$	625 km^2	1980-2012	$\leq 1 \text{ j}$	Instantanée

3. Choix du capteur utilisé

Le TABLEAU IV.1 synthétise les données disponibles sur l'Afrique de l'Ouest. La compatibilité des capteurs avec nos objectifs d'étude sur les extrêmes est évaluée par rapport à la rosace spécifique à chacun des objectifs de l'étude (c.f. FIGURE IV.2).

3.1. Sélection de données pour évaluer des méthodologies décrivant le comportement statistique des extrêmes et leur répartition spatiale

Les caractéristiques recherchées pour atteindre l'objectif concernant le comportement statistique des pluies extrêmes et leur répartition spatiale (*Objectif n°1.1*, c.f. CHAPITRE III) sont rappelées à la FIGURE IV.6. Les données satellites et radars n'ont pas suffisamment d'années disponibles et leur mesure de la pluie est trop incertaine pour atteindre cet objectif. Les données provenant des réseaux AMMA-CATCH ne sont pas non plus adéquates en raison de leur faible couverture spatiale et temporelle. Finalement les données provenant des réseaux pluviométriques journaliers sont adaptées pour atteindre cet objectif.

Une période de 41 années semble raisonnable pour pouvoir étudier les extrêmes de façon robuste (analyse de sensibilité non montrée ici). La période 1950-1990 est la période de 41 années qui contient le plus grand nombre de stations quelle que soit la région considérée en Afrique de l'Ouest. Une forte densité et un nombre important de stations permettront aussi de mettre en oeuvre des procédures de validation robustes.

Étant donné l'objectif climatologique qui est de documenter la répartition spatiale des extrêmes dans la région, il est important de définir des zones d'étude ayant un sens climatique tout en ayant des réseaux denses. Pour la période 1950-1990 (deux années de lacunes autorisées), quatre réseaux

ont pu être extraits (TABLEAU IV.2 et FIGURE IV.9) sur quatre zones climatiques caractéristiques : deux réseaux sont situés en zone Sahélienne et deux en zone Soudano-Guinéenne. Cela permettra de documenter les différences de comportement des extrêmes dans ces quatre zones climatologiques différentes.

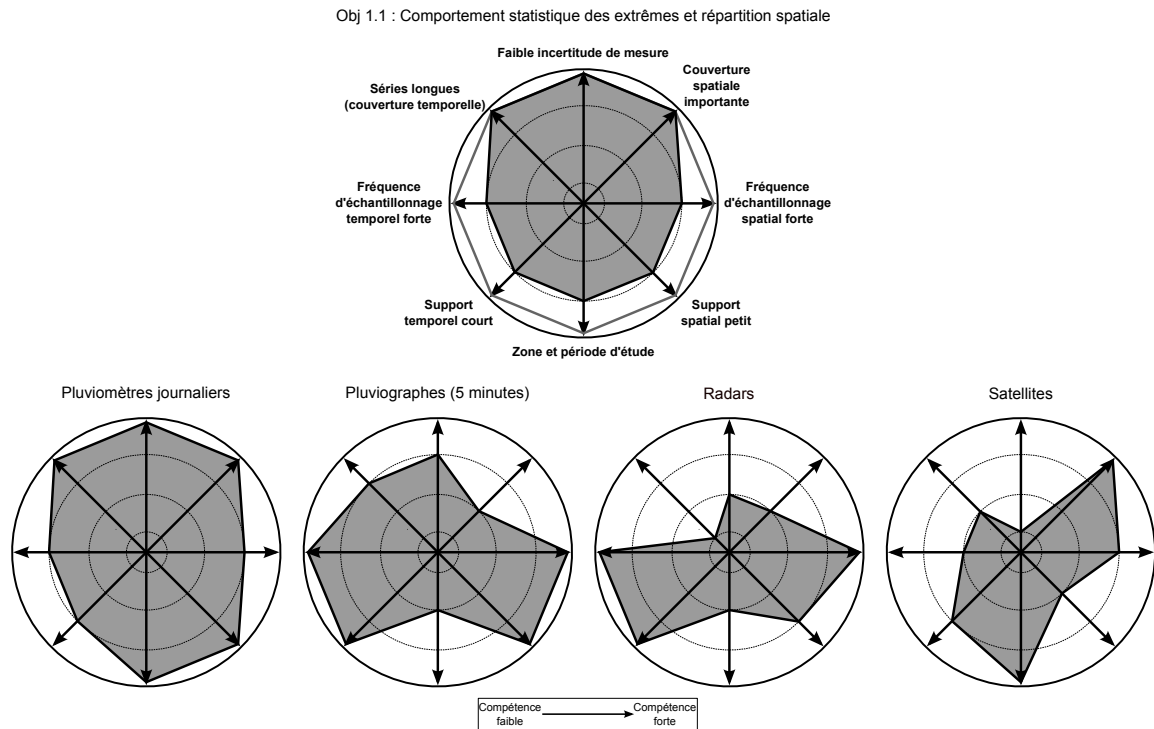


FIGURE IV.6 – Comparaison des caractéristiques des différentes données avec la rosace de l'Objectif n°1.1

Tableau IV.2 – Caractéristiques pour les différents sous réseaux contenant la période 1950-1990 (deux années de lacunes autorisées)

Nom	N Stations	Longitudes	Latitudes	Surface (10^5 km^2)	Densité (stations.km^{-2})
Sahel central	126	$10^\circ W, 5^\circ E$	$10^\circ N, 15^\circ N$	≈ 9.10	1.4×10^{-4}
Togo - Bénin	44	$0^\circ, 4^\circ E$	$6^\circ N, 10^\circ N$	≈ 1.95	2.3×10^{-4}
Sénégal	55	$20^\circ W, 10^\circ W$	$11^\circ N, 15^\circ N$	≈ 4.82	1.1×10^{-4}
Côte d'Ivoire	32	$8^\circ W, 2^\circ W$	$4^\circ N, 10^\circ N$	≈ 4.40	0.7×10^{-4}

3.2. Sélection de données pour caractériser l'abattement spatio-temporel des pluies extrêmes

L'Objectif n°1.2 de cette étude (c.f. CHAPITRE III) est de caractériser l'abattement spatio-temporel des pluies extrêmes. La rosace minimale pour atteindre cet objectif est rappelée à la FIGURE IV.7. Les données issus des réseaux pluviométriques journaliers ne conviennent pas pour cet objectif car ils ont un support et une fréquence d'échantillonnage temporel trop grands. Les produits satellitaires ont des incertitudes fortes et des supports spatiaux trop élevés pour être des candidats valables. Les données radar seraient parfaitement adaptées pour cet exercice mais les séries disponibles sont trop courtes. Finalement, les données AMMA-CATCH ont toutes les caractéristiques nécessaires pour caractériser l'abattement des fortes pluies : une résolution temporelle fine, une forte densité de stations, des mesures fiables. La seule limitation provient de la longueur des séries, et c'est pourquoi

seules les données issues de l'observatoire AMMA-CATCH Niger seront utilisées dans cette étude. Les réseaux du Bénin et du Mali ont été mis en opération en 1997 et 2002. Le réseau AMMA-CATCH Niger a quant à lui était installé en 1990 et a donc plus de 20 années de données.

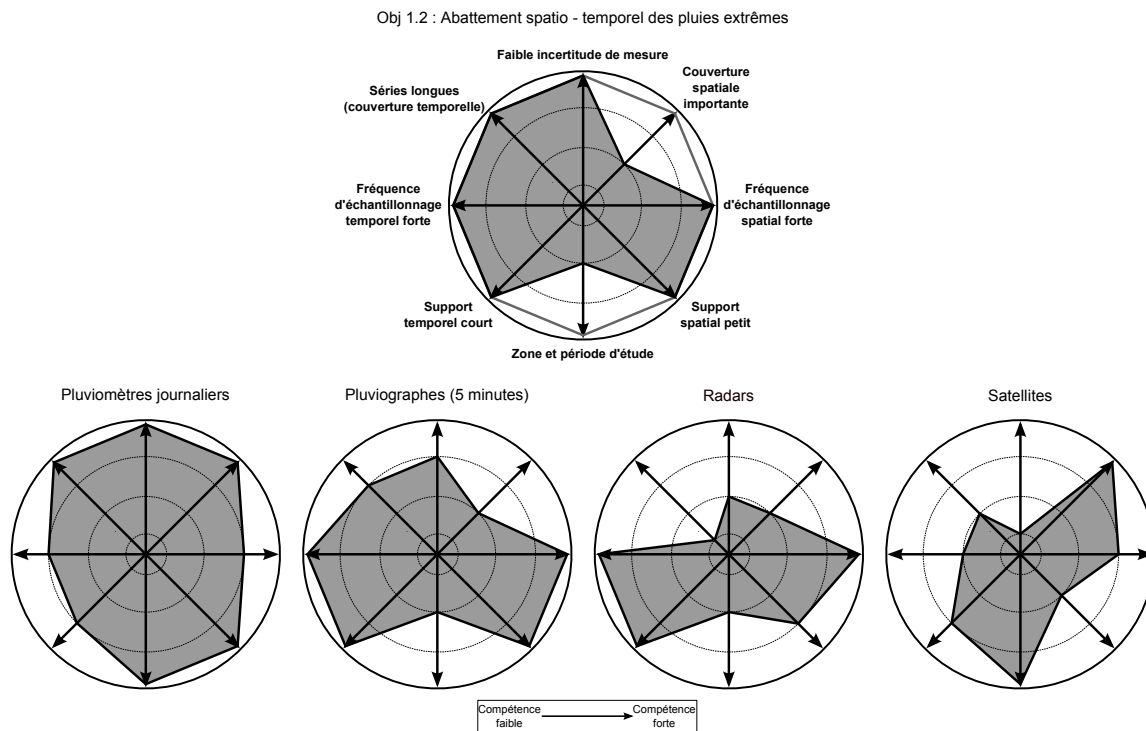


FIGURE IV.7 – Comparaison des caractéristiques des différentes données avec la rosace de l'Objectif n°1.2

3.3. Sélection de données pour étudier l'évolution temporelle des extrêmes

La rosace nécessaire pour étudier l'évolution des extrêmes (*Objectif n°2*, c.f. CHAPITRE III) est comparée aux différentes spécificités des données disponibles en FIGURE IV.8. Cette rosace est très similaire à celle concernant l'*Objectif n°1.1* (comportement statistique des extrêmes et leur répartition spatiale, c.f. FIGURE IV.6) et pour les mêmes raisons, les données journalières sont les seules permettant d'étudier l'évolution des extrêmes dans la région.

L'étude de l'évolution des extrêmes est réalisée dans le but de documenter la climatologie de la région, la zone et la période d'étude sont alors deux points très importants. La période 1950-2010 a été retenue (en autorisant cinq années de lacunes) afin de comparer la période récente avec la période sèche et la période humide (c.f. CHAPITRE II, SECTION 3). Les données de la période récente sont difficilement accessibles et des efforts conséquents ont été réalisés durant le travail de thèse pour récupérer les données des 20 dernières années sur toute la zone ouest africaine. Au moment de réaliser cette étude, seules quelques données au Niger, au Burkina-Faso et au Bénin ont été fournies par les services météorologiques nationaux. Ceci nous permet de considérer deux réseaux, un en zone Sahélienne et un en zone Soudano-Guinéenne (TABLEAU IV.3 et FIGURE IV.9).

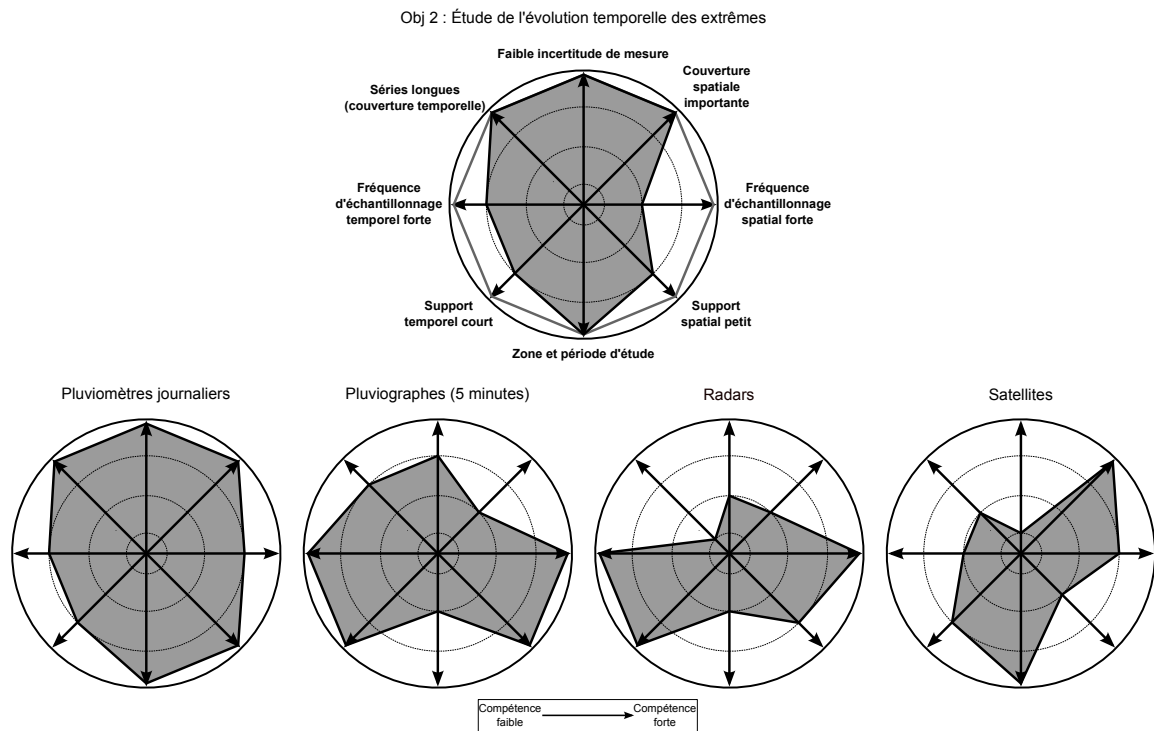


FIGURE IV.8 – Comparaison des caractéristiques des différentes données avec la rosace de l'Objectif n°2

Tableau IV.3 – Caractéristiques pour les différents sous réseaux contenant la période 1950-2010 (cinq années de lacunes autorisées)

Nom	N Stations	Longitudes	Latitudes	Surface (10^5 km^2)	Densité (stations.km^{-2})
Sahel central	41	5°W, 7°E	9.5°N, 15.5°N	≈ 8.70	0.5×10^{-4}
Togo - Bénin	26	0°, 4°E	6°N, 10°N	≈ 1.95	1.0×10^{-4}

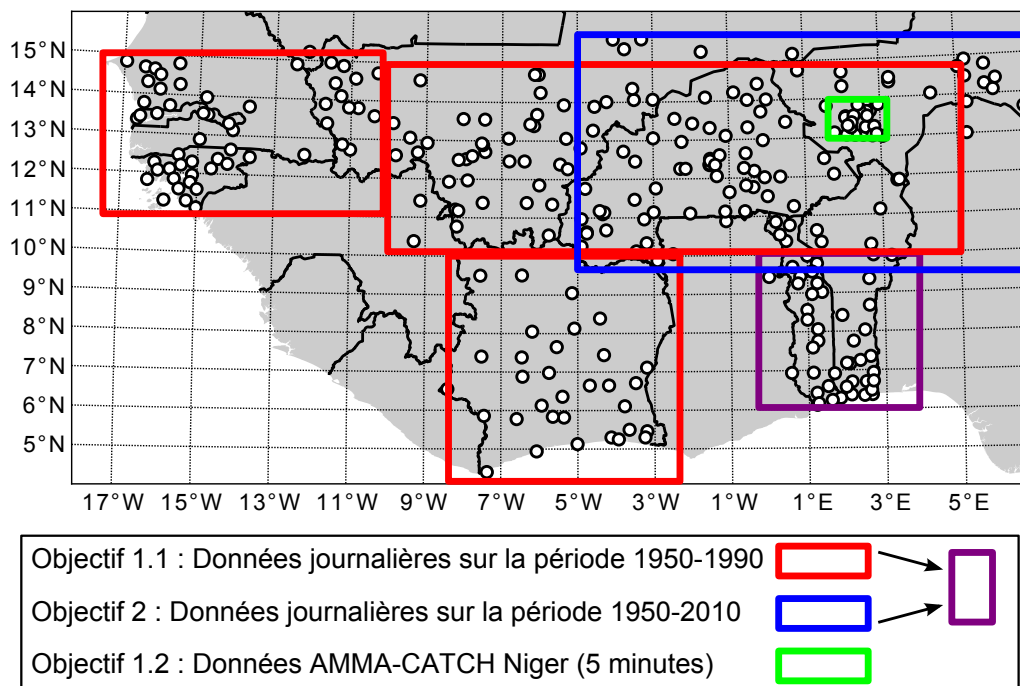


FIGURE IV.9 – Sous réseaux utilisés

4. Synthèse

Les différents types de données de précipitation disponibles sur la région ouest africaine (réseau pluviographique, réseau pluviométrique, mesures radar, produit satellites) ont été analysés selon les critères d'incertitude de mesure et d'échantillonnage nécessaires aux objectifs de la thèse. Nous retiendrons les données issues de **stations pluviométriques au sol** pour deux raisons principales : (i) ce sont les capteurs qui ont les incertitudes les plus faibles sur l'estimation des pluies fortes et (ii) qui disposent de séries longues.

Ces données ont néanmoins leurs propres effets d'échantillonnage notamment dus à la mesure qui est ponctuelle spatialement. Les réseaux journaliers ayant la plus grande densité sur une période de 41 années ont été retenus pour évaluer les méthodologies décrivant le comportement statistique des extrêmes et leur répartition spatiale. Les réseaux journaliers contenant la période 1950-2010 vont être utilisés pour étudier l'évolution des extrêmes pluviométriques. Enfin le réseau AMMA-CATCH Niger va permettre d'aborder la question de l'abattement spatio-temporel des fortes pluies en région Sahélienne à partir de la période 1990-2010.

Cette étude sur les données disponibles permet de réduire les effets d'échantillonnage liés à la mesure et à la variabilité de la pluie. Les réseaux sélectionnés bien qu'optimisés restent imparfaits pour une analyse robuste des précipitations notamment les plus intenses pour lesquelles les effets d'échantillonnage sont accentués. Un cadre méthodologique spécifique nécessite donc d'être employé pour répondre de façon robuste aux objectifs de ce travail.



Cadre statistique général pour l'étude des pluies extrêmes

Ce chapitre présente le cadre théorique permettant de décrire le comportement statistique des valeurs extrêmes d'une variable aléatoire X . Les notations utilisées pour ce chapitre sont définies dans les lignes suivantes.

On considère que la probabilité de non-dépassement de X est $Pr(X \leq x) = F(x)$. On cherche à connaître le comportement de F pour des quantiles x très élevés (extrêmes), ou en d'autres termes, le comportement asymptotique de F lorsque $F(x) \rightarrow 1$.

La loi de distribution F est inconnue et on cherche à estimer son comportement asymptotique à partir de k réalisations x_i (x_1, \dots, x_k) de la variable aléatoire X . Pour cela, deux choix sont possibles : (i) étudier et caractériser le processus complet pour en déduire les fréquences d'apparition des valeurs extrêmes ou (ii) étudier un échantillon de valeurs extrêmes et se placer dans le cadre de la théorie des valeurs extrêmes. Ces deux possibilités sont présentées dans ce chapitre.

1. Description du processus complet pour l'étude des extrêmes

Imaginons que l'on modélise la distribution complète $F(x)$ de la variable aléatoire X par un modèle théorique simple. Si l'on souhaite en déduire la valeur d'un quantile pour une période de retour élevée, trois cas peuvent se présenter :

- i. le modèle théorique décrit parfaitement $F(x)$, à la fois sa partie centrale mais aussi son comportement lorsque $F(x) \rightarrow 1$;
- ii. la distribution complète est globalement bien ajustée par un modèle théorique mais il y a une divergence au niveau des plus forts quantiles ;
- iii. il n'y a pas de modèle théorique simple qui soit capable d'ajuster la distribution complète dans son ensemble.

Ces trois cas sont illustrés à la FIGURE V.1, où des séries de pluies journalières ayant de très longues séries (plus de 85 années) ont été ajustées par deux modèles simples (loi exponentielle et gamma). La distribution complète est affichée ainsi qu'un graphique en période de retour¹. Pour les trois stations de la figure, les résultats des ajustements sont les suivants :

- à Niamey deux modèles s'ajustent bien à la distribution complète, par contre seule la loi gamma estime correctement les fortes périodes de retour ;
- les deux modèles représentent correctement la distribution complète à Bembereke mais les fortes périodes de retour ($T_r \geq 5 \text{ ans}$) sont largement sous-estimées ;
- dans le cas de Porto-Novo les deux modèles ne semblent pas s'ajuster correctement à la distribution complète, et les fortes périodes de retour sont sous estimées.

Cet exemple illustre les deux principales raisons qui justifient l'adoption de la théorie des valeurs extrêmes :

- i. la plupart des observations ne sont pas des extrêmes et n'apportent donc pas ou peu d'information sur le comportement asymptotique de F ;
- ii. il peut exister plusieurs modèles théoriques qui s'ajustent bien à $F(x)$ qui ont un comportement asymptotique différent.

1. Le nombre d'événements de retour T_e de la valeur x est $T_e(x) = 1/[1 - F(x)]$ et sa période de retour est $T_r(x) = T_e(x)/npy$ avec npy le nombre de valeurs par an.

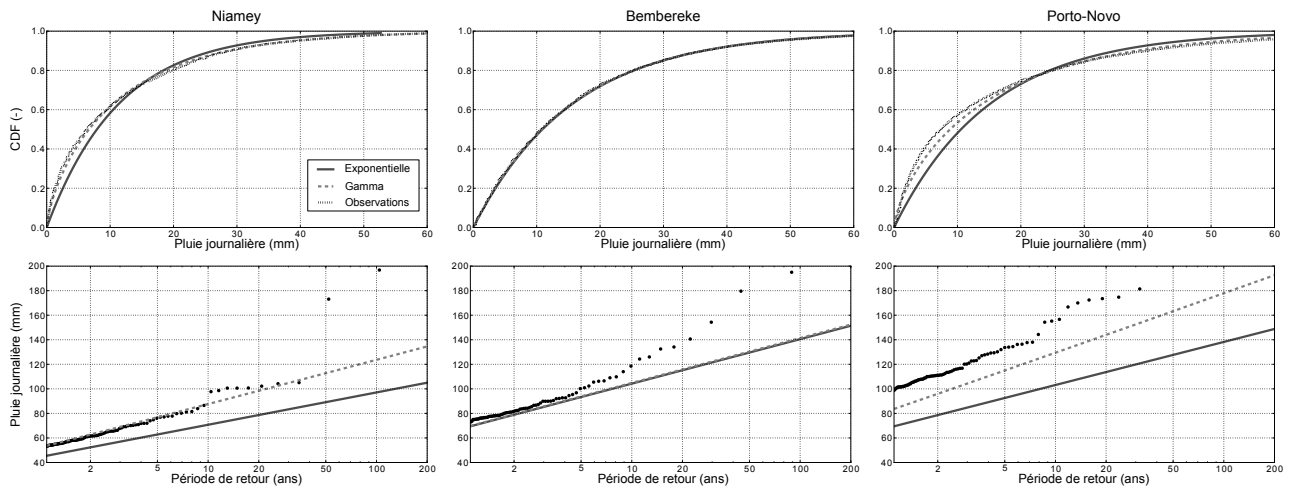


FIGURE V.1 – Illustration d’ajustements de lois Gamma et exponentielle sur les cumuls pluviométriques journaliers (> 0 mm) à trois stations longues (de gauche à droite : Niamey, Bembereke et Porto-Novo). En haut : Distribution cumulée, en bas : graphique en période de retour.

2. Théorie des Valeurs Extrêmes

Les sections précédentes nous ont montré qu’il est difficile de connaître précisément $F(x)$ surtout lorsque $F(x)$ tend vers 1 à partir de réalisations x_i . La théorie des valeurs extrêmes [EVT : Extreme Value Theory, voir COLES, 2001 ; NAVEAU et al., 2005 pour des ouvrages de référence accessibles] est un formalisme statistique rigoureux pour décrire le comportement asymptotique de F à partir d’une extraction des valeurs extrêmes. Elle propose deux méthodes d’échantillonnage des valeurs extrêmes (BMA : Block Maxima Analysis et POT : Peak Over Threshold) qui feront l’objet de la SECTION 2.1 auxquelles correspondent deux modèles de distribution théoriques (GEV : Generalized Extreme Value et GPD : Generalized Pareto Distribution) décrits dans la SECTION 2.2.

2.1. Méthodes d’échantillonnage des valeurs extrêmes

2.1.1. Block Maxima Analysis (BMA)

L’approche BMA consiste à définir des blocs de n réalisations de la variable aléatoire X et de prendre le maxima à l’intérieur de chaque bloc. Le vecteur de maxima z obtenu contient $l = \frac{k}{n}$ réalisations de la variable aléatoire Z :

$$z = \{z_1, \dots, z_l\} = \{\max(x_1, \dots, x_n), \max(x_{n+1}, \dots, x_{2n}), \dots, \max(x_{k-n+1}, \dots, x_k)\} \quad (\text{V.1})$$

Ce type d’échantillonnage est représenté à la FIGURE V.2.

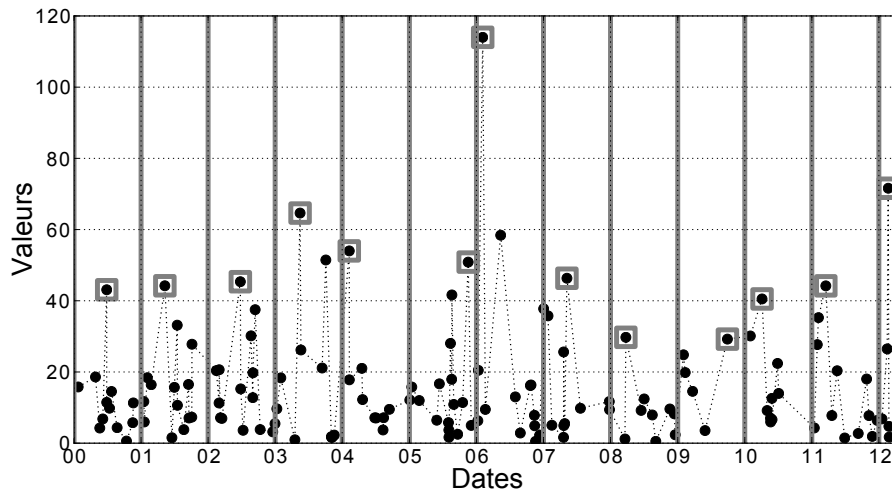


FIGURE V.2 – Échantillonnage selon l'approche BMA : la valeur maximale à l'intérieur de chaque bloc de n valeurs est retenue.

2.1.2. Peak Over Threshold (POT)

L'approche POT consiste à définir un seuil τ et de sélectionner toutes les réalisations de X pour lesquelles τ a été dépassé. On retient les valeurs de dépassement y , réalisations de la variable aléatoire Y :

$$y = x - \tau \quad \text{lorsque} \quad x > \tau \quad (\text{V.2})$$

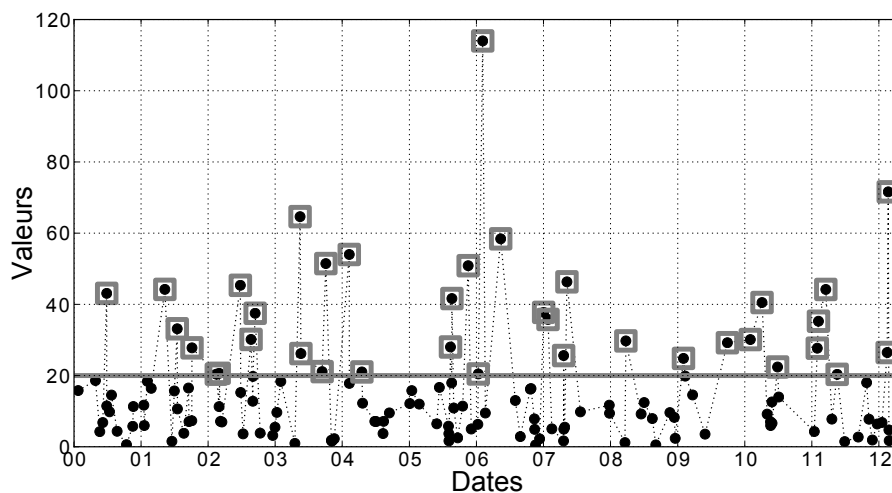


FIGURE V.3 – Échantillonnage selon l'approche POT : toutes les valeurs dépassant τ sont retenues.

2.2. Distributions théoriques des valeurs extrêmes

2.2.1. Modèle théorique pour la distribution de la valeur maximale d'une séquence de variables aléatoires (BMA)

Pour décrire le comportement asymptotique de F lorsque $F \rightarrow 1$, la théorie des valeurs extrêmes s'est d'abord intéressée à la distribution de la valeur maximale de n variables aléatoires et indépendantes. À l'instar du théorème central limite qui montre que la somme S_n de n variables aléatoires X tend vers la loi normale $\mathcal{N}(\mu_X, \frac{\sigma_X}{\sqrt{n}})$, le théorème de Fisher-Tippett [FISHER & TIPPETT, 1928]

montre qu'il existe trois types de lois possibles pour décrire le comportement asymptotique de la valeur maximale Z_n de n variables aléatoires et indépendantes X :

$$Z_n = \max(X_1, \dots, X_n) \quad (\text{V.3})$$

La distribution de Z_n est donnée par :

$$\begin{aligned} Pr(Z_n \leq z) &= Pr[\max(X_1, \dots, X_n) \leq z] \\ &= \prod_{t=1}^{t=n} Pr(X_t \leq z) \\ &= F(x)^n \end{aligned} \quad (\text{V.4})$$

Le théorème de Fisher-Tippet [FISHER & TIPPETT, 1928 ; GNEDENKO, 1943] est le suivant : s'il existe une séquence de constantes $a_n > 0$ et b_n permettant de renormaliser Z_n en $Z_n^* = \frac{Z_n - b_n}{a_n}$ et G une fonction non dégénérée tel que :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} Pr(Z_n^* \leq z) = \lim_{n \rightarrow \infty} \{F(a_n \times z + b_n)\}^n \rightarrow G(z) \quad (\text{V.5})$$

alors G appartient à l'une des trois familles de lois extrêmes (Fréchet, Gumbel ou Weibull). Ces trois lois peuvent être regroupées en une seule paramétrisation, celle de la loi GEV [Generalized Extreme Value, VON MISES, 1954 ; JENKINSON, 1955] :

$$F_{GEV}(z; \mu, \sigma, \xi) = \exp \left\{ - \left[1 + \xi \left(\frac{z - \mu}{\sigma} \right) \right]^{-\frac{1}{\xi}} \right\} \quad (\text{V.6})$$

L'influence de chacun des trois paramètres sur la forme de la distribution GEV est illustrée à la FIGURE V.4. Les paramètres de localisation (μ) et d'échelle ($\sigma > 0$) décrivent respectivement la position et la dispersion de la loi. Le troisième paramètre (paramètre de forme ξ) décrit le comportement asymptotique de la loi et son domaine d'attraction :

- un paramètre de forme positif correspond à une loi à queue lourde et au domaine d'attraction de Fréchet, la loi est alors définie sur l'intervalle $]\mu - \frac{\sigma}{\xi}, +\infty[$;
- le domaine d'attraction de Weibull correspond à des paramètres de forme négatifs (queues bornées), la loi est alors définie sur $]-\infty, \mu - \frac{\sigma}{\xi}[$;
- dans le cas où $\xi = 0$, la loi GEV tend vers la loi de Gumbel (ÉQUATION V.7), dont la queue est légère et qui n'est pas bornée ($-\infty < z < \infty$).

$$\lim_{\xi \rightarrow 0} F_{GEV}(z; \mu, \sigma, \xi) \rightarrow F_{Gumbel}(z; \mu, \sigma) = \exp \left\{ - \exp \left[- \left(\frac{z - \mu}{\sigma} \right) \right] \right\} \quad (\text{V.7})$$

S'il existe un nombre très important de modèles théoriques permettant de décrire la distribution complète de X , il n'y a que trois domaines d'attraction :

- Gumbel : domaine d'attraction par exemple des lois Normale, Exponentielle, Gamma, Lognormale ;
- Fréchet : domaine d'attraction par exemple des lois Pareto, Cauchy ;
- Weibull : domaine d'attraction par exemple des lois Béta, Uniforme.

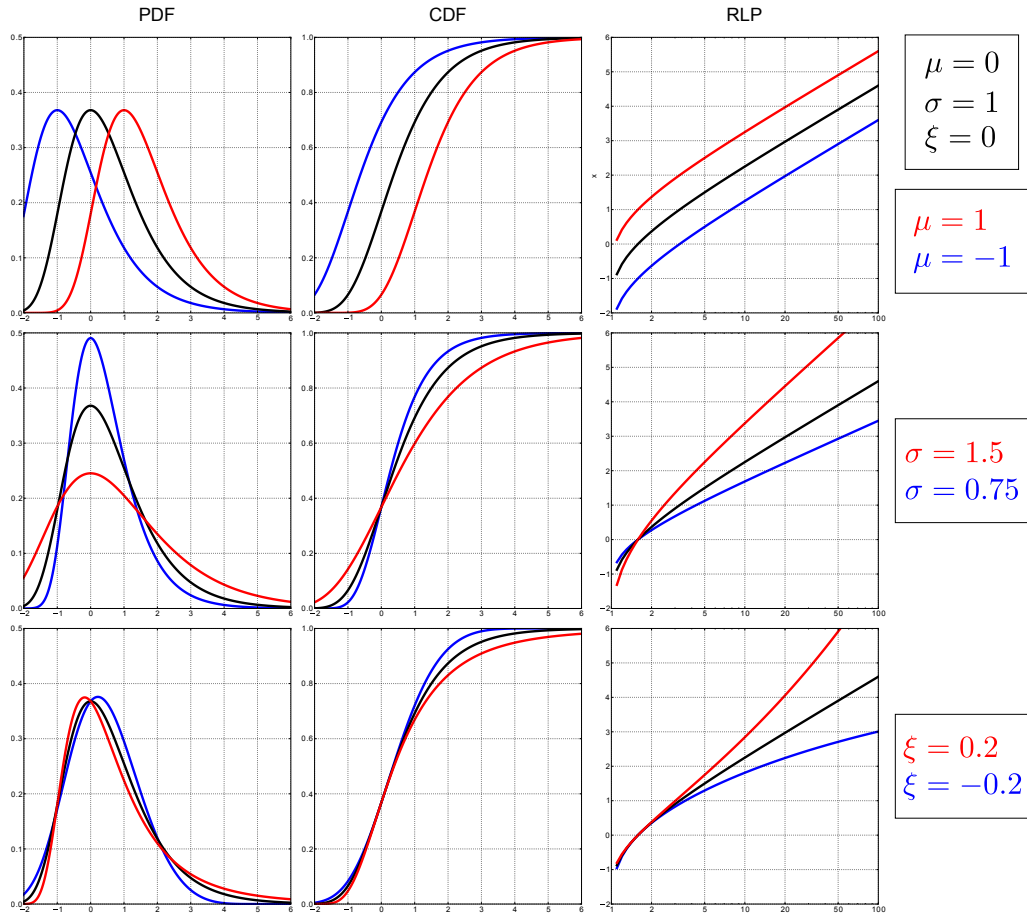


FIGURE V.4 – Influence des paramètres μ (en haut) , σ (au milieu) et ξ (en bas) sur la distribution GEV. De gauche à droite : densité de probabilité (PDF), fonction de répartition (CDF) et graphique de niveaux de retour (RLP)

2.2.2. Modèles théoriques pour la distribution d'une variable aléatoire seuillée (POT)

Une deuxième approche pour étudier le comportement asymptotique d'une distribution est d'étudier la probabilité conditionnelle du taux de dépassement $Y = X - \tau$ lorsque la variable X dépasse un seuil τ suffisamment haut. La distribution de Y (distribution des dépassements de τ), $Pr(Y \leq y)$, est directement reliée à F :

$$\begin{aligned}
 F(\tau + y) &= Pr(X \leq \tau + y) \\
 &= Pr \{[(X \leq \tau + y) \cap (X > \tau)] \cup (X \leq \tau)\} \\
 &= Pr \{[(Y \leq y) \cap (X > \tau)] \cup (X \leq \tau)\} \\
 &= Pr(Y \leq y) \times Pr(X > \tau) + Pr(X \leq \tau) \\
 &= Pr(Y \leq y) \times [1 - F(\tau)] + F(\tau)
 \end{aligned}
 \tag{V.8}$$

Soit :

$$Pr(Y \leq y) = \frac{F(\tau + y) - F(\tau)}{1 - F(\tau)} \Leftrightarrow Pr(Y > y) = \frac{1 - F(\tau + y)}{1 - F(\tau)} \quad (V.9)$$

L'étude de PICKANDS [1975] montre que si l'ÉQUATION V.5 est vérifiée pour F alors la distribution de Y est une distribution GPD (Generalized Pareto Distribution) :

$$F_{GPD}(y; \alpha, \xi) = 1 - \left(1 + \frac{\xi \times y}{\alpha}\right)^{-\frac{1}{\xi}} \quad (V.10)$$

Notons ici que le paramètre ξ est le même que celui de la loi GEV et qu'il décrit aussi le comportement asymptotique de F . Lorsque ξ tend vers 0 alors la loi GPD tend vers une loi exponentielle :

$$\lim_{\xi \rightarrow 0} F_{GPD}(y; \alpha, \xi) \rightarrow F_{EXP}(y, \alpha) = 1 - \exp\left(-\frac{y}{\alpha}\right) \quad (V.11)$$

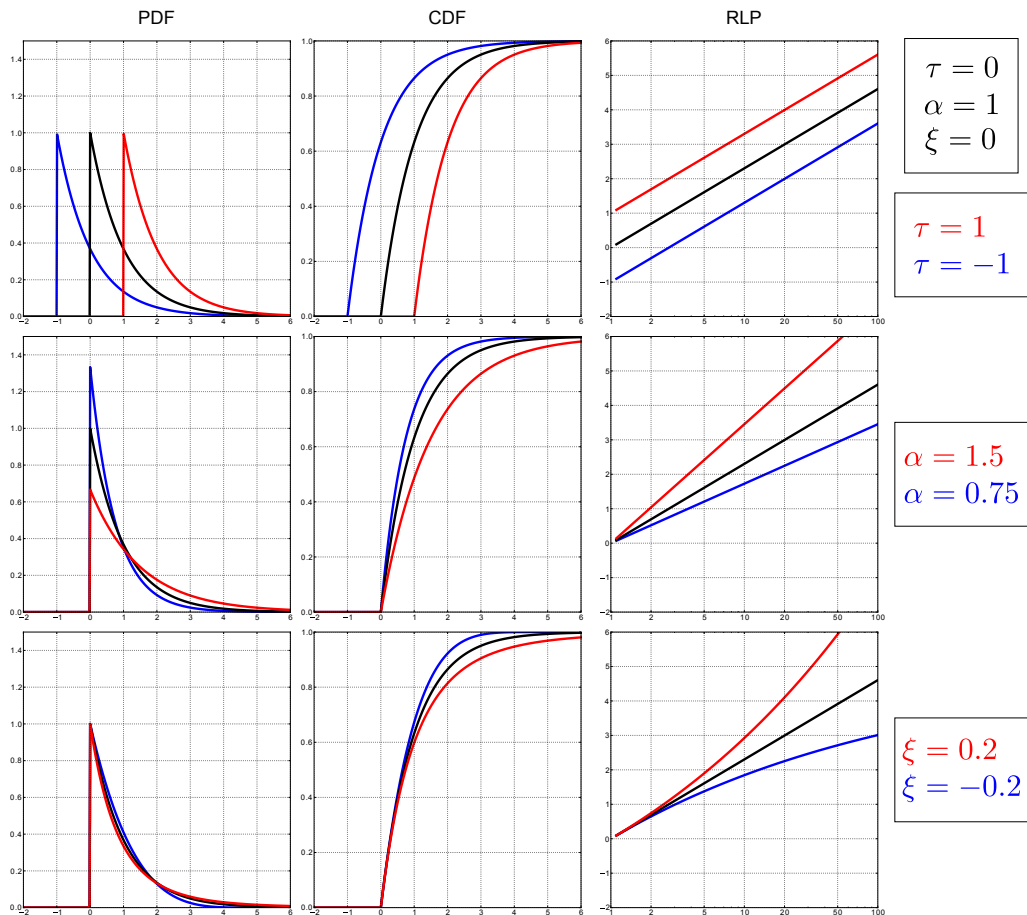


FIGURE V.5 – Influence des paramètres τ (en haut) , α (au milieu) et ξ (en bas) sur la distribution GPD. De gauche à droite : densité de probabilité (PDF), fonction de répartition (CDF) et graphique de niveaux de retour (RLP)

2.2.3. Point Process : Relation entre la distribution GEV et la distribution GPD

Admettons que l'ÉQUATION V.5 est vérifiée pour une distribution F . La loi $F_{GEV}(z; \mu, \sigma, \xi)$ et la loi $F_{GPD}(y; \alpha, \xi)$ décrivent les distributions de Z_n et de Y . De plus, admettons que la fréquence de dépassement de τ peut être représentée par une loi de Poisson de paramètre λ (égal au nombre

moyen de dépassement de τ par bloc de n variables aléatoires X). Dans ce cas il existe des relations entre les paramètres des lois Poisson/GPD (appelé Point Process) et la loi GEV [MADSEN et al., 1997; COLES, 2001] :

$$\begin{aligned} \mu &= \tau - \frac{\alpha}{\xi} (1 - \lambda^\xi) & \xi \neq 0 \\ \mu &= \tau + \alpha \times \ln(\lambda) & \xi = 0 \\ \sigma &= \alpha \lambda^\xi \\ \xi &= \xi \end{aligned} \tag{V.12}$$

3. Ajustement sur des observations

Les deux résultats asymptotiques précédents motivent le choix de modéliser des échantillons de valeurs maximales par une loi GEV et les échantillons de valeurs dépassant un seuil par une loi GPD.

La modélisation de la distribution Z par une loi GEV est souhaitable sous les hypothèses suivantes :

- que l'échantillon z soit suffisamment grand ;
- que n soit suffisamment grand ;
- que les variables aléatoires X_1, \dots, X_k soient indépendantes, ou qu'elles aient une faible dépendance temporelle [Leadbetter's D-condition, LEADBETTER, 1974].

Tout comme pour l'approche BMA, la modélisation de la distribution de Y par une loi GPD est motivée par un résultat théorique. Pour cette approche, les hypothèses suivantes doivent être vérifiées :

- τ doit être suffisamment grand, la principale difficulté lors de l'utilisation de cette approche est la définition de ce seuil [BEGUERIA, 2005] ;
- l'indépendance de la variable aléatoire Y doit être vérifiée. Ce point est rarement vérifié, ce qui nécessite de faire appel à des méthodes de dé-clustering.

3.1. Inférence des paramètres

Les méthodes d'inférence des paramètres des modèles GEV et GPD se font par les ajustements classiques :

- ajustement par la méthode des moments et des L-moments [c.f. HOSKING & WALLIS, 1997] : ces méthodes consistent à faire correspondre les moments de la loi statistique à ceux de l'échantillon ;
- ajustement par maximum de vraisemblance [COLES, 2001] : les paramètres sont estimés en maximisant la vraisemblance du modèle ;
- ajustement par une procédure bayésienne [CASELLA, 2001 ; LEE, 2012].

3.2. Qualité de l'ajustement

La qualité de l'ajustement entre les observations et le modèle théorique obtenu peut être évaluée à l'aide :

- de procédures visuelles : on peut citer ici par exemple les quantile-quantile plot (QQ-Plot) ou les graphiques en période de retour (RLP : Return Level Plot) ;
- de tests d'ajustement : les plus classiques étant les tests du Chi-deux, de Kolmogorov-Smirnov ou d'Anderson–Darling ;
- de scores divers : ils peuvent être basés sur l'écart entre la distribution empirique et la loi ajustée (scores quantile-quantile par exemple) ou se focaliser sur l'estimation d'un quantile particulier (QVS : Quantile Verification Score).

L'ANNEXE C rappelle les différentes formulations des scores et tests d'ajustement. Une étude de simulation y est réalisée pour connaître leur sensibilité à chacun des paramètres d'une loi GEV.

4. Synthèse

L'utilisation des lois de probabilité décrivant les séries complètes est bien souvent inadaptée pour décrire les valeurs extrêmes d'un échantillon. Ce travail se base sur la théorie des valeurs extrêmes qui offre un cadre statistique rigoureux pour sélectionner et modéliser spécifiquement les valeurs extrêmes. Cette théorie propose deux méthodes d'échantillonnages (BMA et POT) et les distributions théoriques associés (GEV et GPD).

Au cours de ce mémoire, l'approche BMA sera utilisée pour décrire le comportement asymptotique des pluies extrêmes en Afrique de l'Ouest (CHAPITRES VI à VIII). L'approche POT sera employée en complément de l'approche BMA pour documenter l'évolution des extrêmes pluviométriques (CHAPITRE VIII). Dans les deux cas, nous adopterons une approche régionale qui vise à réduire les effets d'échantillonnage liés aux faibles nombres de valeurs sélectionnées en pratique dans nos séries de pluies.

L'approche BMA sera employée pour étudier l'abatement spatio-temporel des pluies fortes (CHAPITRE IX).

Troisième partie

LES EXTRÊMES PLUVIOMÉTRIQUES EN AFRIQUE DE L'OUEST

Estimation robuste des forts quantiles de pluies : de la vision ponctuelle vers une analyse régionale

Ce chapitre a pour but d'estimer le plus robustement possible la distribution des extrêmes pluviométriques dans la région ouest africaine. Il concerne donc l'*Objectif n°1* de ce travail : la caractérisation de l'aléa pluviométrique dans la région, c.f. CHAPITRE III), et plus précisément sa répartition spatiale (*Objectif n°1.1*).

Il est ici question d'estimer la distribution des pluies extrêmes et les forts niveaux de retour en des lieux observés et non-observés. Pour ce faire, quatre approches peuvent être utilisées :

- RFA¹ : l'analyse fréquentielle régionale [CUNNANE, 1988 ; HOSKING & WALLIS, 1997] : cette approche, qui consiste à définir des sous-régions homogènes puis d'estimer les paramètres de la distribution par sous-région, est très populaire en hydrologie grâce à sa simplicité et à sa robustesse [e.g. SVEINSSON et al., 2001 ; GELLENS, 2002 ; SVEINSSON & BOES, 2002 ; BONNIN et al., 2004 ; DURRANS & KIRBY, 2004 ; TREFRY et al., 2005 ; YUREKLI et al., 2009] ;
- LFI² : l'estimation des paramètres de la distribution est réalisée ponctuellement [e.g. VILLARINI et al., 2011a ; VILLARINI et al., 2011b] puis les paramètres sont interpolés afin d'obtenir des estimations en des points non-observés si l'objectif est de cartographier l'aléa [e.g. LABORDE, 1982 ; PRUDHOMME, 1999 ; WOTLING et al., 2000 ; BEGUERIA & VICENTE-SERRANO, 2006 ; ZAHAR & LABORDE, 2007 ; KOHNOVÁ et al., 2009 ; SZOLGAY et al., 2009 ; BLANCHET & LEHNING, 2010 ; CERESSETTI, 2011] ;
- SMLE³ : cette approche consiste à incorporer des covariables dans l'ajustement par maximum de vraisemblance pour préfixer la forme spatiale des paramètres de la distribution [e.g. BUSHAND, 1991 ; BLANCHET & LEHNING, 2010] ;
- les approches bayésiennes permettent aussi de modéliser les extrêmes d'une région [COOLEY et al., 2007 ; COOLEY & SAIN, 2010].

1. Regional Frequency Analysis
 2. Local Fit and Interpolation
 3. Spatial Maximum Likelihood Estimation

Dans ce chapitre, différentes déclinaisons de deux approches (LFI et SMLE) vont être implémentées pour ajuster un modèle GEV sur les pluies maximales annuelles de la zone. L'évaluation de la robustesse (capacité à ne pas être sensible aux effets d'échantillonnage) des différents modèles va être évaluée par deux procédures de calibration/validation :

- i. la robustesse des modèles aux effets d'échantillonnage spatial est évaluée par des procédures de calibration/validation spatiales : le réseau de stations est séparé en un jeu de stations utilisé pour ajuster les modèles, et un jeu pour les évaluer (SECTION 1), cette section est sous la forme d'une publication et est accompagnée d'un résumé étendu en français pour faciliter la lecture ;
- ii. la robustesse des modèles aux effets d'échantillonnage temporel est réalisée en séparant les séries en une période de calibration et une période de validation (SECTION 2).

La SECTION 3 permettra de compléter les analyses de robustesse statio-temporelle en proposant une méthode d'estimation empirique de l'intervalle de confiance des modèles statistiques régionaux.

Tous les développements effectués dans ce chapitre se basent sur le réseau du Sahel central. Ce réseau est composé de 126 stations contenant la période 1950-1990. Cette période a été choisie parce qu'elle contient les réseaux les plus denses et une longueur suffisante (41 années) pour pouvoir évaluer les méthodologies proposées (c.f. CHAPITRE IV). Le réseau du Sahel central a été retenu car c'est la zone climatique qui contient le plus de stations parmi les réseaux à notre disposition sur cette période. Les modèles développés dans ce chapitre seront également étendus aux réseaux des autres zones climatiques (Sénégal, Côte d'Ivoire et Bénin-Togo) dans la SECTION 4.

1. Publication : Extreme rainfall in West Africa : A regional modeling.

Panthou G.¹, Vischel T.¹, Lebel T.¹, Blanchet J.², Quantin G.¹, Ali A.³

¹ LTHE (UMR 5564), Grenoble 1, IRD, Grenoble, France

² EPFL, EPFL-FSB-MATHAA-STAT, Lausanne, Switzerland

³ Centre Régional AGRHYMET, Niamey, Niger

Corresponding author : Dr Vischel Théo, theo.vischel@ujf-grenoble.fr

Article publié dans Water Resources Research [PANTHOU et al., 2012]

Résumé étendu

L'objectif de cet article est de comparer la capacité de différentes méthodes à prédire une distribution d'extrêmes (GEV) en des points non-observés. Ce résumé suit la démarche de l'article en se focalisant sur quatre points : le résultat des ajustements ponctuels (section III de l'article), les différents modèles spatiaux implémentés (sections IV.1 et IV.2 de l'article), les procédures d'évaluation des modèles spatiaux (section IV.3 de l'article) et les principaux résultats (section V de l'article).

N.B. : les deux premières sections de l'article ne sont pas résumées car elles concernent des points déjà évoqués dans ce manuscrit (l'introduction de l'article correspond à l'introduction de ce chapitre et la section sur les données fait l'objet du CHAPITRE IV de ce manuscrit). Un lecteur pressé pourra donc aller directement à la section III de l'article.

*Cadre statistique et ajustements ponctuels*¹

Le cadre statistique de cet article est l'approche BMA (Block Maxima Analysis, c.f. CHAPITRE V). Les pluies maximales annuelles obtenues à partir du réseau du Sahel central pour la période 1950-1990 (126 séries) sont modélisées par un modèle GEV. L'ajustement ponctuel de la loi GEV par maximum de vraisemblance à chacune des séries du réseau (FIGURE 3 et FIGURE 4 de l'article) montre que :

- le paramètre de localisation de la loi GEV (μ) a une organisation latitudinale claire, allant de 65 – 75 mm au Sud de la zone d'étude à 40 – 50 mm au Nord ;
- le paramètre d'échelle de la loi GEV (σ) présente aussi une organisation latitudinale, mais celle-ci est plus bruitée ;
- le paramètre de forme de la loi GEV (ξ) a une organisation spatiale erratique.

Ces constatations ont permis de proposer des modèles GEV spatiaux pouvant représenter ces variations spatiales.

1. section III de l'article

Présentation des modèles spatiaux¹

Comme précisé dans l'introduction de ce chapitre, différentes déclinaisons de deux approches (LFI et SMLE) ont été implémentés. Ces différentes déclinaisons sont présentées ici.

LFI

L'approche LFI consiste à ajuster la paramètres de la loi GEV localement et indépendamment puis d'interpoler les paramètres comme le montre le schéma conceptuel proposé à la FIGURE VI.1a. Pour ce faire, différentes techniques d'interpolation ont été testées :

- plus proche voisin (NN) ;
- krigeage ordinaire et universel (OK et UK) ;
- krigeage ordinaire et universel prenant en compte l'incertitude sur l'estimation des paramètres ponctuels (OK_UD et UK_UD).

La dénomination des modèles a pour préfixe LFI (Local Fit and Interpolation) suivi de la méthode d'interpolation (LFI-NN, LFI-OK, LFI-UK, LFI-OK_UD et LFI-UK_UD).

SMLE

Les modèles SMLE (FIGURE VI.1b) estiment les paramètres de la loi GEV en une seule fois de façon régionale. L'obtention d'un modèle SMLE se fait en trois étapes :

- i. tous les échantillons de maxima sont réunis dans un seul échantillon ;
- ii. chacun des paramètres est formulé en fonction de covariables spatiales (ou aucune, auquel cas le paramètre est constant) ;
- iii. les paramètres sont optimisés globalement par maximum de vraisemblance sur l'échantillon régional.

La conception des modèles régionaux permet implicitement de prédire en des points non-observés.

Pour cette étude on retiendra trois modèles : le modèle SMLE-NoCov n'utilise pas de covariable spatiale, les trois paramètres de la GEV sont donc considérés comme constants sur toute la région ; les modèles SMLE-Lat et SMLE-AR utilisent respectivement la latitude et le cumul inter-annuel moyen comme covariable pour les paramètres μ et σ (le paramètre ξ est supposé constant).

1. sections IV.1 et IV.2 de l'article

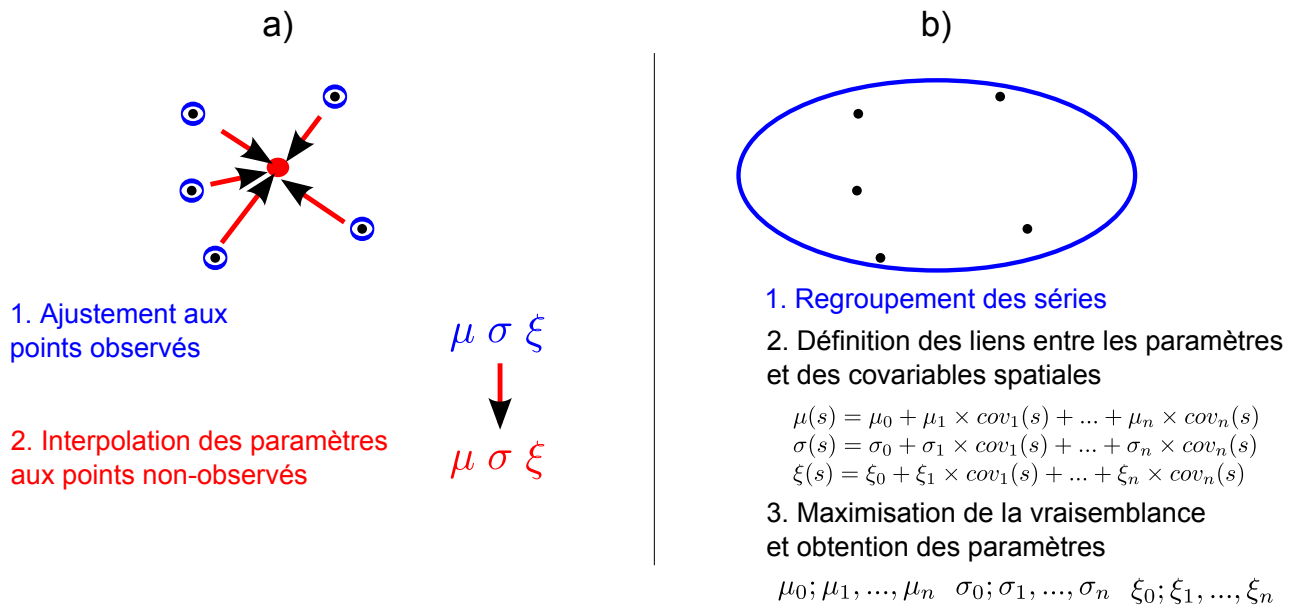


FIGURE VI.1 – Schéma conceptuel de présentation des approches (a) LFI et (b) SMLE

Procédure d'évaluation¹

L'évaluation de la capacité des modèles à prédire une distribution en des points non-observés se fait en séparant le réseau en un jeu de calibration et un jeu de validation. La constitution des jeux de calibration/validation est totalement supervisée et deux approches ont été testées : la classique validation croisée et la validation par sous-réseaux. Pour cette dernière méthode, une étude de sensibilité à la procédure de retrait des stations (deux méthodes employées) et au pourcentage de stations retirées a été réalisée (de 5 % à 50 % par pas de 5 %) soit 20 sous-réseaux (c.f. FIGURE 6 de l'article).

Principaux résultats²

Les principaux résultats montrent que les modèles utilisant la méthode SMLE avec des covariables spatiales (particulièrement SMLE-AR) ont de meilleures performances que les méthodes ponctuelles (même si le krigeage avec données incertaines améliore grandement les performances des approches ponctuelles). Leur supériorité est sans appel puisqu'aucune approche ponctuelle n'a de meilleurs performances pour les 20 sous-réseaux testés (c.f. TABLEAU 4 et FIGURE 10).

Ces résultats montrent donc la pertinence de l'approche SMLE pour prédire une distribution en des points non-observés (robustesse spatiale). Ceci ne garantit pas leur intérêt pour prédire une distribution en des points observés, ce point fera l'objet d'un complément à cet article dans la SECTION 2 de ce chapitre.

1. section IV.3 de l'article
2. section IV.3 de l'article

Abstract

In a world of increasing exposure of populations to natural hazards, the mapping of extreme rainfall remains a key subject of study. Such maps are required for both flood risk management and civil engineering structure design, the challenge being to take into account the local information provided by point rainfall series as well as the necessity of some regional coherency. Two approaches based on the extreme value theory are compared here, with an application to extreme rainfall mapping in West Africa. The first approach is a Local Fit and Interpolation (LFI) consisting in a spatial interpolation of the Generalized Extreme Value (GEV) distribution parameters estimated independently at each station. The second approach is a Spatial Maximum Likelihood Estimation (SMLE); it directly estimates the GEV distribution over the entire region by a single maximum likelihood fit using jointly all measurements combined with spatial covariates.

Five LFI and three SMLE methods are considered, using the information provided by 126 daily rainfall series covering the period 1950-1990. The methods are first evaluated in calibration. Then the predictive skills and the robustness are assessed through a cross validation and an independent network validation process.

The SMLE approach - especially when using the mean annual rainfall as covariate - appears to perform better for most of the scores computed. Using the Niamey 104-year time series, it is also shown that the SMLE approach has the attractive capacity to deal more efficiently with the effect of local outliers by using the spatial information provided by nearby stations.

I. Introduction

As they cause environmental, societal and economical damages, torrential rain and floods are a major concern for populations and decision makers. Assessing the statistical distributions of extreme rainfall has long been a research topic for hydrologists mostly with the aim of providing practical tools for flood risk management and civil engineering structure design. Initially, research in this area focused on obtaining as meaningful as possible extreme value (EV) distribution at measurement sites, based on long series of observations (typically longer than 30 years). It is however widely recognized now that one of the main challenges in this area is to obtain a spatial representation of the rainfall extremes in order to provide regional maps of high quantiles of the distributions (typically 20 to 100-year, or over, return period values), thus allowing to estimate these quantiles at non-observed sites. In doing so, one has to meet two challenges. First, extreme events are rare by definition, hence difficult to record. This leads to the generic problem that observed rainfall series are often too short to guar-

antee a robust estimate of the return levels [Buishand, 1991]. The second difficulty is specific to the requirement of producing spatial information from the few point series containing sufficiently robust information on the EV distribution [Cunnane, 1988]. Gathering the regional information that allows keeping the sampling errors resulting from the two above mentioned effects at a reasonable level is therefore a major issue.

The extreme value theory [EVT; see e.g. Coles, 2001; Katz et al., 2002] is the most widely used statistical framework to study the extremes. It is based on the analysis of series of block maxima (maximal values over a specified period, usually the year in hydrology) that are theoretically described by Generalized Extreme Value (GEV) distributions. Alternatively, series of peaks over threshold (values exceeding a given threshold), described by Generalized Pareto (GP) distributions, can be used. In the EVT framework, four main approaches are commonly used to obtain spatial estimates of return levels over a region:

- i. The regional frequency analysis [RFA; Cunnane, 1988; Hosking & Wallis, 1997]: it con-

- sists of defining homogeneous sub-regions for which the EV distribution parameters are assumed to be constant. The computational simplicity and the robustness of RFA makes it a popular method in hydrology [Sveinsson et al., 2001; Gellens, 2002; Sveinsson & Boes, 2002; Bonnin et al., 2004; Durrans & Kirby, 2004; Trefry et al., 2005; Yurekli et al., 2009 among others];
- ii. Interpolation of at-site EVT distributions (Local Fit and Interpolation : LFI): the EVT distributions are locally inferred at each station then either the return levels [e.g. Weisse & Bois, 2002; Szolgay et al., 2009] or most often the distribution parameters are spatially interpolated over the region [e.g. Laborde, 1982; Prudhomme, 1999; Wotling et al., 2000; Begueria & Vicente-Serrano, 2006; Zahar & Laborde, 2007; Kohnová et al., 2009; Szolgay et al., 2009; Blanchet & Lehning, 2010; Ceresetti, 2011]. Different interpolators can be used: linear regression-based methods, exact interpolators (e.g Nearest Neighbor, Inverse Distance Weight, Spline, Kriging) or a combination of both of them (residual interpolation);
 - iii. Spatial Maximum Likelihood Estimation (SMLE): this approach is based on the pioneering work of Buishand [1991] who proposed to incorporate covariates in the MLE process to shape the pattern of the EV distribution parameters. Many studies have used this approach to assess the temporal variability of extremes but there have been only few applications of this approach for regional mapping [Buishand, 1991; Blanchet & Lehning, 2010].
 - iv. Bayesian spatial modeling: this approach has been recently proposed to produce maps of precipitation extremes [Cooley et al., 2007; Cooley & Sain, 2010]. It is an extension of the frequentist framework of SMLE into a Bayesian framework. This approach is usually recommended over the SMLE approach when the spatial patterns of the EV distribution parameters are complicated enough not to be accurately modeled by "simple" regression models. However the usefulness of this approach is more questionable when the spatial pattern can be described by simple regression with few spatial covariates, such as the longitude, latitude or altitude.
- The results presented in this paper are part of a larger research aiming at producing updated maps of extreme rainfall in Sahelian West Africa, a region where rainfall is notoriously characterized by a strong local variability at the rain event scale. Extreme point rainfall distributions are strongly impacted by this spatial variability, resulting in local quantiles being unrealistically different at places separated by only a few dozen kilometers, with no logical physiographic explanation for such differences. Before producing relevant extreme rainfall maps, it was thus decided to address the issue of the balance to be taken between using local information versus using regional information in estimating the values of the extreme rainfall quantiles at any location in the study area. This is done here by comparing two approaches - namely LFI and SMLE - allowing giving more or less weight to the regional scale information in the overall process of extreme rainfall mapping.
- The LFI methods, which have a longer history of being used in extreme rainfall studies, will serve as a reference to evaluate the potential of the recently developed SMLE approach. A similar comparison between SMLE and LFI methods applied to the analysis of the snowpack in a mid-latitude region was recently presented by Blanchet & Lehning [2010]. One important difference with this study is that more elaborated interpolation methods are used here (based on ordinary and universal kriging, and accounting for data uncertainty), so that LFI methods are used at their best potential.
- The paper is organized as follows. The West African climatological context and the data available for the study are presented in the next section. In section 3, the GEV statistical framework is presented through a pointwise analysis of the rainfall series. The approaches used to produce maps of GEV parameters are described in Section 4, before assessing and comparing their per-

formances in section 5. The paper concludes in section 6 with a discussion of the results and perspectives for future research.

II. Region and Data

II.1. Climatological context in West Africa

West Africa is known for having experienced an extreme drought starting at the end of the 1960s that is recognized to be the greatest climatic signal since the beginning of meteorological measurements [Dai et al., 2004b; Bell & Lamb, 2006]. Despite a relative recovery since the 1990s in the Central and Eastern Sahel, rainfall over the last two decades remains lower than during the wet period of 1950-1970. Paradoxically, despite these prevailing dry conditions, the region is regularly affected by torrential rains and floods that strongly impact the environment, the human activities and the economy of the region. Although the phenomenon is not new - the region of Niamey has recorded 80 events of flooding and torrential rain between 1970 and 2000 [Tarihule, 2005] - an increase of damages associated with extreme hydrological events has been reported during the last decade [see Tschakert et al., 2010; Di-Baldassarre et al., 2010 for a review].

In spite of these scientific and societal challenges, studies focusing on the statistical modeling of extreme precipitations in West Africa are rare. This can mainly be explained by the scarcity of rainfall networks in West Africa and the difficulty to collect the data from national meteorological services. Most of the existing studies propose point inference of extreme rainfall distribution on regions of limited extension that locally provide multi-decadal point rainfall series [e.g. Mohymont & Demarée, 2006, in Congo; Endreny & Imbeah, 2009, in Ghana; Soro et al., 2008 and Soro et al., 2010, in Ivory Coast; Oyegoke & Oyebande, 2008 and Okonkwo & Mbajiorgu, 2010, in Nigeria]. To our knowledge, the only work of regional bearing is the recent publication by Paeth et al. [2010] who tried to characterize the year 2007 that was affected by extended floods, by analyzing different rainfall dataset (monthly rain gauges and satellite products). While this study allowed to characterize the severity of rainfall and

floods of 2007 for different spatial and temporal scales in sub-Saharan West Africa and potential causes of this extreme event, it is obviously based on a too short time series (not mentioning the question of the reliability of the satellite product) to be considered as a contribution to the characterization of the extreme rainfall distributions in West Africa.

II.2. Rainfall Data

The main rainfall data used here are daily observations coming from various sources: (i) the CIEH-ORSTOM (old name of Institut de Recherche pour le Développement) data base provides all the observations available over the region until 1985; (ii) collaborative research undertaken by the Laboratoire d'étude des Transfert en Hydrologie et Environnement (LTHE) and national services from various countries allowed to update the previous data base for the period 1985-2000; (iii) data for the years 2000-2010 were provided by national services in the framework of the AMMA project [African Monsoon Multidisciplinary Analysis, EU contract # 004089-2 AMMA; Lebel et al., 2010]. As can be seen from FIGURE 1, the number of stations available for this latter period is much smaller than the number that is available for the period 1950-2000. There are two reasons for this. First, the number of stations in operation has tended to decrease since the 1990s; secondly, in the AMMA project, not all the available data were provided by the met services. This led to choosing a restricted period of time for our study, as explained further below.

A complementary source of data is provided by the 5-minute rainfall records of the AMMA-CATCH observing system [see Lebel et al., 2009 for details], operating since 1990 in Niger, and 2002 in Mali. In a few cases this allowed to complete series of data when either observations by the met service stopped in the 1990s, or when observations of the 2000s decade were not provided to the AMMA community.

II.3. Area and period of study

Given the methodological goal of the study, it is important to work on an area presenting a sufficiently dense network of long series and with a

relatively homogeneous distribution of stations in space. At the same time we want this area to be sufficiently large to be representative of a climatic region. This led to select the area extending from 10°W to 5°E and from 10°N to 15°N (FIGURE 1), roughly corresponding to the Central Sahel [Lebel & Ali, 2009]. Niamey, the longest rainfall series in our database (104 years), belongs to this area, as well as Ouagadougou which has more than 60

years of data (1950-2010) and has recently experienced the biggest event record of the last decade (263 mm recorded the 1st of September 2009). These two long series will be used to test the stationarity hypothesis required to properly infer the statistical distributions (Section 3). They will also serve in Section 6 as a basis for discussing the relevance of the implemented models in a longer term perspective.

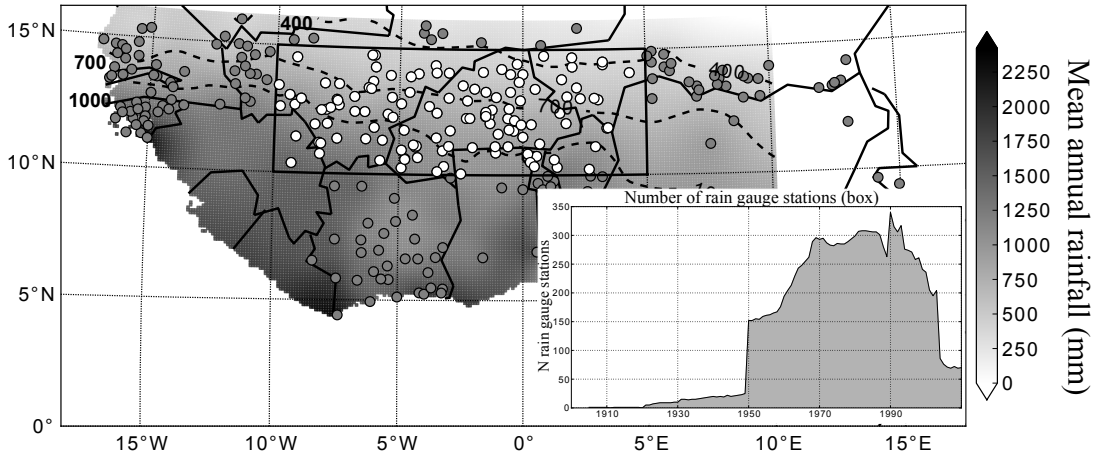


Figure 1: Daily rain gauge network over West Africa superimposed on the mean annual cumulative rainfall for the period 1950-1990. The black rectangle delimitates the study area. The evolution of the number of daily rain gauges since 1900 is shown in the inserted graphic.

The choice of the study period also results from a compromise. On the one hand, the period has to be sufficiently long to robustly estimate local return values; on the other hand, it is required to use enough stations for evaluating the spatial statistical models. The number of available rain gauges is reported in Table 1 for different periods. There are two different ways to consider how this number evolves over time. In the first case the total number of stations having operated for at least one year during the period is counted. In this case, the number increases continuously as new stations are regularly added in the met networks.

On the other hand, there are also stations that stop their operation and stations that operate in an intermittent way, due to a lower level of maintenance. If one considers only the stations that operated consistently over the various sub-periods explored in TABLE 1, then it is seen that the number increased until the end of the 1980s and then started to decrease. Our study period (1950-1990) was thus chosen as being the best compromise between having a sufficiently large period length (41 years) and the number of daily rainfall series (126 rain gauges) that have less than two years of missing data over this period.

Table 1: Number of rain gauges per period and number of rain gauges with less than 2 years of missing data for the period considered. The study period (1950-1990) was chosen as being the best compromise between having a sufficiently large period length (41 years) and the number of daily rainfall series (126 rain gauges) that have less than 2 years of missing data over this period.

	1950-1980	1960-1990	1950-1990	1960-2000	1950-2000	1960-2010	1950-2010
Length (years)	31	31	41	41	51	51	61
Rain gauges	340	434	440	543	548	577	582
Rain gauges (less than 2 years of missing data)	144	175	126	125	91	12	12

III. Point analysis of rainfall series

III.1. Block maxima statistical framework

The study is based on block maxima analysis [see Coles, 2001 for a comprehensive description]. Let X_1, \dots, X_k be a sequence of k independent and identically distributed (iid) variables. The block maxima approach consists of defining blocks of n observations and to take the maxima within each block. This leads to obtain a vector of $N = k/n$ maxima Z_1, \dots, Z_N :

$$(Z_1, \dots, Z_N) = [\max(x_1, \dots, x_n), \max(x_{n+1}, \dots, x_{2n}), \dots, \max(x_{k-n+1}, \dots, x_k)] \quad (1)$$

As X_1, \dots, X_k are iid, Z_1, \dots, Z_N forms an iid sample of the block maxima variable Z . If n is large enough, the block maxima distribution can be approximated by the GEV distribution [Coles, 2001]:

$$G(z, \mu, \sigma, \xi) = \exp \left\{ - \left[1 + \xi \left(\frac{z - \mu}{\sigma} \right) \right]^{-\frac{1}{\xi}} \right\} \quad (2)$$

for $z > \mu - \frac{\sigma}{\xi}$

with μ being the location parameter, $\sigma > 0$ the scale parameter and ξ the shape parameter. The shape parameter describes the behavior of the distribution tail: a positive (resp. negative) shape corresponds to a heavy tailed (resp. bounded) distribution. When ξ is equal to 0, the GEV becomes the Gumbel distribution (light tailed distribution):

$$G(z, \mu, \sigma) = \exp^{-\exp \left(- \left(\frac{z - \mu}{\sigma} \right) \right)} \quad (3)$$

The goodness of fit of the GEV approximation can be assessed by standard statistical diagnostics, such as return level and quantile-quantile plots [Coles, 2001]. Two methods are commonly used to estimate the parameters of the GEV distribution at a given station: the Maximum Likelihood Estimation and the method of L-Moment.

The maximum likelihood estimation consists of finding the 3 GEV parameters maximizing the likelihood of the model. The method of L-moment estimates the set of parameters by matching the L-Moments of the model to the L-Moments of the empirical distribution. Both methods have been tested on our stations individually, showing similar results, but the maximum likelihood approach was preferred because, unlike the L-Moments, it can incorporate covariates. By the use of spatial covariates, the maximum likelihood approach allows a regional inference by directly estimating a spatial GEV model through the Spatial Maximum Likelihood Method (see Section 4.2). GEV models require that the underlying variables X_1, \dots, X_k are independent, or at least short-term dependent (i.e. that they follow Leadbetter's D-condition; Leadbetter, 1974). Under the GEV model of Eq. 2, it is further assumed that block maxima are stationary in time since the GEV parameters are constant. Estimation of the GEV model also assumes intrinsically that the block maxima Z_1, \dots, Z_N are independent. The short-term dependence of daily rainfall was verified by Ali et al. [2006] and Gerbaux et al. [2009]. The independence of block maxima is thus ensured by working on annual daily rainfall maxima. The complex issue of stationarity in time of block maxima is investigated below.

III.2. Stationarity hypothesis

It is very difficult to 'prove' that climatological series are indeed stationary in time, if only because this notion depends on the period of time considered. For instance, when looking at the mean, a signal may appear to be stationary at the decadal scale, non stationary at the centennial scale (e.g. trend in the mean over a single 100-year series) and stationary again at the millennium scale, because the apparent non stationarity of a single 100-year series then becomes part of the 'natural' variability of the mean. Thus stationarity will be considered here as a mere statistical assumption, to be checked before fitting a theoretical distribution on a time series. It is important to bear in mind that a positive test of stationarity on a n-year series does not prove that there does not exist some non stationarity over a longer period.

The occurrence of a shift in the mean Sahelian annual rainfall around the end of the 1960s is a well known fact studied by several authors [e.g. Hubert & Carbonnel, 1987; Lamb & Peppler, 1992; Nicholson, 2001; Le Barbé et al., 2002; Ali & Lebel, 2009]. On the other hand, there is no published examination on whether/how this shift impacted the EV distributions. The goal of this paper is not to address comprehensively this question but rather, as already stated, to compare two approaches for deriving spatial EV models for the Sahel over a reference period. This requires verifying whether the stationarity of the empirical EV distributions is a statistically acceptable assumption. To be able to validate this assumption for our reference 40-year period, it is necessary to work on a longer time frame. The two long series of Niamey and Ouagadougou provide the required material for this.

A trend or a break in a time series can be detected by statistical tests. We use 3 tests for trend detection (Pearson, Mann-Kendall [Mann, 1945; Kendall, 1975] and Spearman [Lehmann & D'Abrera, 1998]) and 2 change-point tests [Pettitt, 1979; Smadi & Zghoul, 2006]. This battery of tests was applied to the annual cumulative rainfall and the annual maxima for the two stations of Ouagadougou and Niamey (TABLE 2).

In FIGURE 2a, both the Niamey and Ouagadougou standardized precipitation index (SPI¹

) display the occurrence of a much greater number of dry years since the end of the 1960s. It is worth noting however that the two series are far from being perfectly in phase, even when smoothed by a 11-year moving average, a fact illustrated by the low coefficient of determination ($r^2 = 0.13$) between the two series for the period 1950-2010; note also that from the mid 1970s the interannual variability is much larger for Niamey than for Ouagadougou. Testing the stationarity of these two annual rainfall series, either by the Pettitt or by the Smadi et Zghoul tests, leads in both cases to reject the null hypothesis of stationarity (TABLE 2a), a result conform to previous findings by various authors [Hubert & Carbonnel, 1987; Hubert et al., 1989]. The break date is earlier for Niamey (1969) than for Ouagadougou (1976). The two break point tests were also applied to the series of annual maxima (FIGURE 2b). In this case the hypothesis of stationarity is not rejected (TABLE 2b). In order to further check for other possible sources of non stationarity, trend tests were then applied. The statistics given in TABLE 2b show that no trend was either detected. We thus consider that fitting GEV distributions stationary in time to the annual maxima series of the 1950-1990 period is statistically justified, at least from the standpoint of respecting the stationarity hypothesis.

1. SPI is the centred and reduced variable obtained from the series of annual rainfall recorded at a given station.

Table 2: Change-point and Trend tests at Niamey and Ouagadougou. The null hypothesis H_0 assumes that the series are stationary in time.

(a) Annual Rainfall

	Niamey			Ouagadougou		
Change-point test	p - value	$H_0(0.05 \%)$	Break Date	p - value	$H_0(0.05 \%)$	Break Date
Pettitt	0.015	reject	1969	0.001	reject	1976
Smadi et Zghoul	0.001	reject	1969	0.000	reject	1976

(b) Annual Maxima

	Niamey			Ouagadougou		
Change-point test	p - value	$H_0(0.05 \%)$	Break Date	p - value	$H_0(0.05 \%)$	Break Date
Pettitt	0.580	accept	-	0.729	accept	-
Smadi et Zghoul	0.189	accept	-	0.214	accept	-
Trend test	p - value	$H_0(0.05 \%)$	Break Date	p - value	$H_0(0.05 \%)$	Break Date
Mann-Kendall	0.368	accept		0.876	accept	
Pearson	0.213	accept		0.460	accept	
Spearman	0.381	accept		0.849	accept	

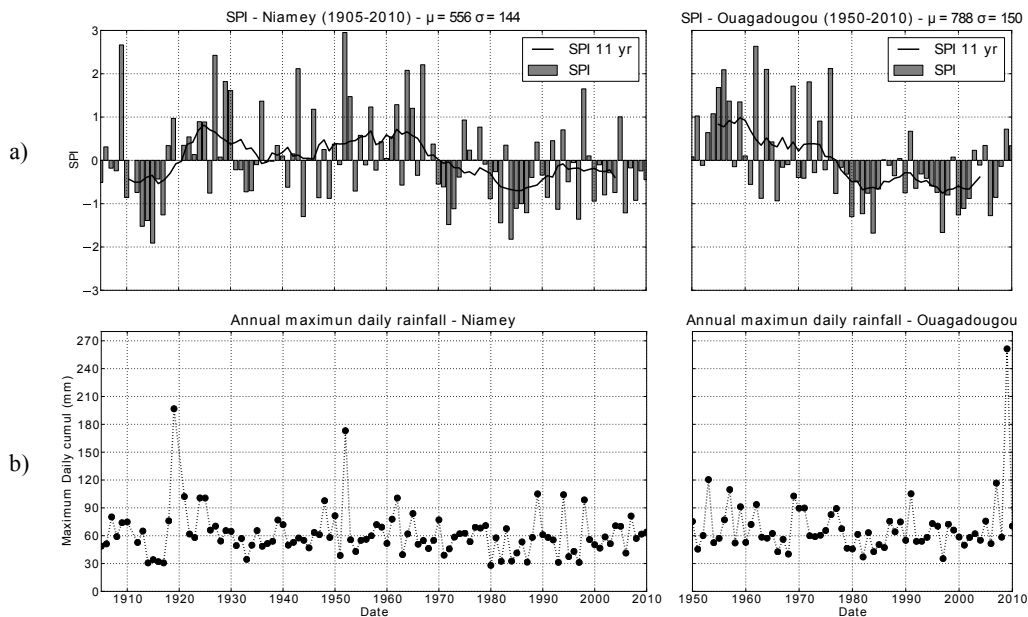


Figure 2: Standardized Precipitation Index and annual maximum daily rainfall for Niamey and Ouagadougou

III.3. Spatial pattern of the GEV parameters obtained from local fits

The maps of the GEV parameters obtained from the local fits are given in FIGURE 3a to FIGURE 3c. Also given are the maps of the associated errors of estimation. The location parameter displays a well established latitudinal organization with values ranging from 65 – 75 mm in the South to 40 – 50 mm in the North, that is to say an average gradient of 5 mm per degree of latitude (FIGURE 4); the associated relative standard er-

rors are small (most often smaller than 5 %, with a few values between 5 % and 7 %), with no clear spatial pattern. The latitudinal trend is much less obvious for the scale parameter in FIGURE 3. Moreover the relative standard errors are clearly higher than those of the location parameter ranging from 12 % to 18 % (the color scale of the relative errors are the same for the location and for the scale parameters in FIGURE 3, for sake of comparison). However, when averaging over latitudinal bands (FIGURE 4), there is a significant gradient of -0.9 mm per degree of latitude. The

higher uncertainty of the point estimation, combined with a shaky spatial pattern, raise the question of the relevance of using simple techniques - based on the sole interpolation of point values - in order to map this parameter. The shape parameter, on its side, displays the most erratic spatial pattern (FIGURE 3). Note that a specific colorbar has been used for this parameter in FIGURE 3 to differentiate positive (heavy tailed distribution, pink to red colors) and negative (bounded distribution, blue colors) values. Also for this parameter, the associated standard errors are given as absolute errors rather than relative errors, because the parameter values are close to 0. Averaging this parameter over latitudinal bands does not reveal any significant latitudinal trend. The standard errors of estimation of the shape parameter are quite high, often larger than the parameter itself (see FIGURE 4). This is no surprise, since

this parameter is known to be the most sensitive to the sampling. Producing a meaningful map for this parameter is thus a major issue, all the more since it plays a major role for the estimation of high return period quantiles.

FIGURE 3 also illustrates the different influence of the GEV parameters on the estimate of the return values, depending on the return level considered. The field of the 20-year return values (FIGURE 3d) displays a distinct and well organized South to North gradient, reflecting the dominant influence of the location parameter (FIGURE 3a) on the estimation for moderate return periods. The field of the 100-year return values (FIGURE 3e) retains some of this overall latitudinal gradient but at the same time displays a much more chaotic organization due to the larger impact of the shape parameter (FIGURE 3b) on the 100-year return level estimation.

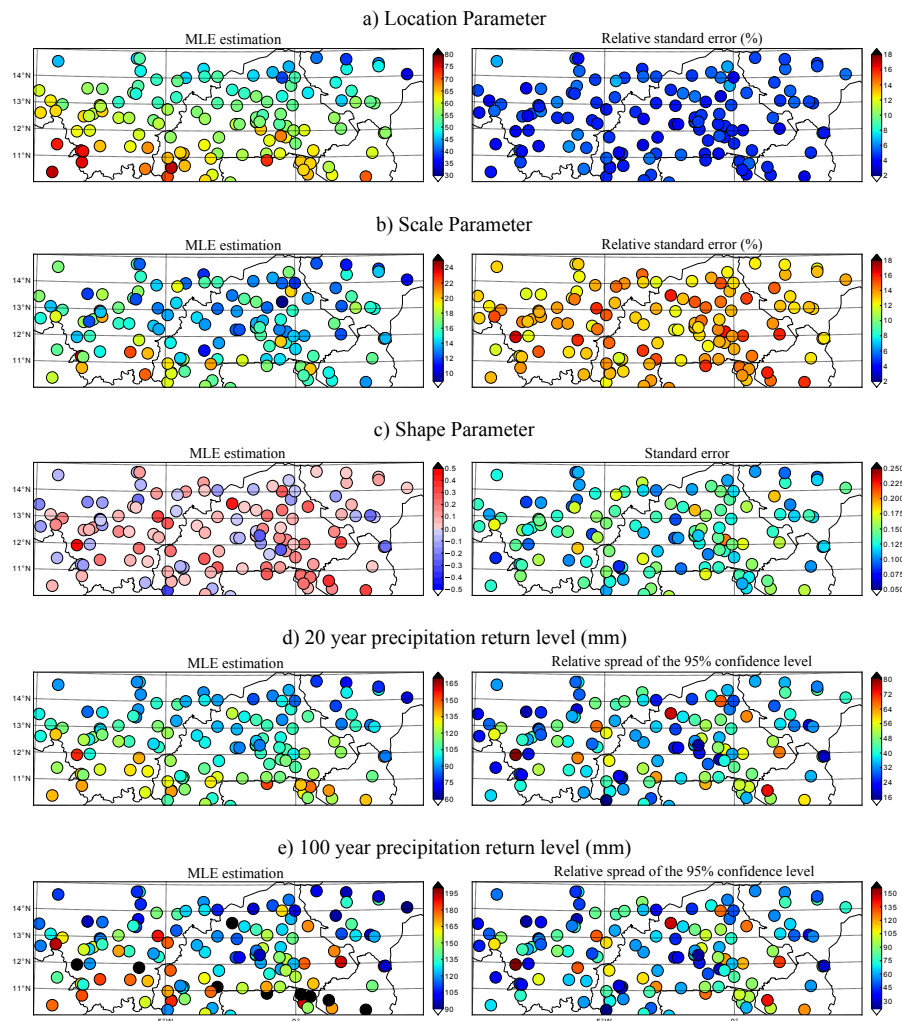


Figure 3: Point-wise estimates and standard errors of the three GEV parameters. Point-wise estimate and relative spread of the 95 % confidence level of the 20-year and 100-year return levels

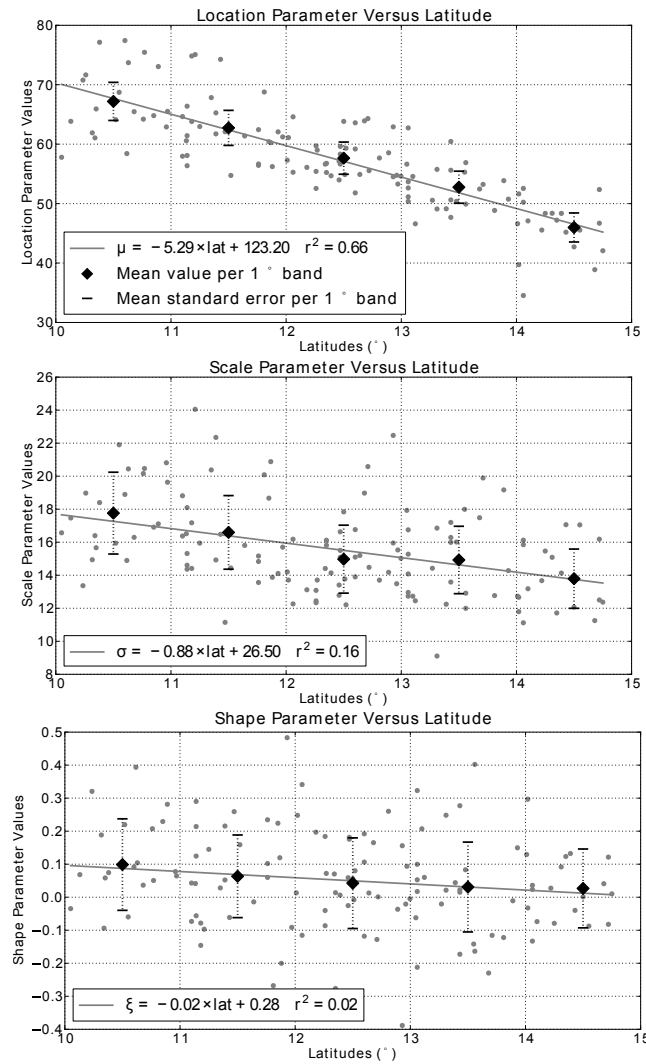


Figure 4: Point-wise estimation of the GEV parameters vs latitude

IV. Spatial statistical models

The goal of this study is to obtain maps of either the GEV distribution parameters or any quantile in a consistent way, which means that the three parameters of the GEV distribution have to be estimated over the whole study area. The two approaches tested here for that purpose are: (i) the spatial interpolation of at-site GEV parameters (LFI) and (ii) the Spatial Maximum Likelihood Estimation (SMLE).

IV.1. Spatial Interpolation of at-site GEV parameters (LFI method)

The principle of this method is to interpolate at non-observed sites the GEV parameters that have been locally fitted beforehand at each station. From the large variety of existing mathematical interpolators, kriging has been chosen since: (i) it is unbiased and minimizes the standard deviation

of estimation error, (ii) it is data driven, meaning that it takes into account the spatial structure of the process (through the use of the variogram function) and (iii) it offers the possibility to take into account a trend in the mean and/or the uncertainty of the interpolated data. In this study, different types of kriging [Diggle et al., 1998] have been tested:

- Ordinary Kriging (OK) is the most commonly used version of kriging. The mean component of the process is assumed to be spatially constant and is unknown.
- Universal Kriging (UK) assumes a linear trend on latitude and longitude. Its use is clearly justified by the spatial patterns of pointwise GEV parameters (FIGURE 3a).
- Ordinary and Universal Kriging with uncertain data (OK_UD and UK_UD, [Marsily, 1981]) is used when some level of uncertainty is attached to the data to be interpolated.

This is typically the case here, the interpolated values being statistical parameters produced by fitting the GEV distribution, thus entailing some level of uncertainty that is quantified by a theoretical parameter variance of estimation error [Coles, 2001]. Kriging can take into account this uncertainty by incorporating the parameter variance of estimation error into the covariance matrix (parameter variances replace the zeros of the main diagonal of the matrix). OK_UD and UK_UD have the advantage of making the interpolation less sensitive to local sampling effects: these sampling effects are incorporated in the parameter variance of estimation error and the interpolator is no longer required to be exact at the point of measurements. However, it remains unbiased and still minimizes the interpolation error variance.

Additionally to kriging methods, the nearest neighbor (NN) technique is also used as a basic method for comparison. The different model declinations (5 experiments) are presented in FIG-

URE 5a. When testing an interpolation technique, it is used for both the location parameter μ and for the scale parameter σ (i.e. we do not use, for instance, OK_UD for interpolating μ and OK for interpolating σ , but either OK_UD for both or OK for both). On the other hand, the absence of a clear spatial trend for the shape parameter ξ (FIGURE 3a) makes universal kriging inappropriate in this case; thus only ordinary kriging (either OK or OK_UD) is used for this parameter (OK for ξ being associated with either OK or UK for both μ and σ ; OK_UD for ξ being associated with either OK_UD or UK_UD for both μ and σ).

These 5 procedures have also been tested to interpolate the parameters of the Gumbel distribution (the GEV shape parameter is fixed to 0). The results of these 5 Gumbel experiments are not shown because their performances are significantly worse than those of the 5 GEV experiments. Accordingly, in the rest of the study, only the 5 LFI methods labeled in TABLE 3 and presented in FIGURE 5a are retained for the inter-comparison with the SMLE methods.

Table 3: Labels for the Five LFI Methods

	Name of LFI Method				
	LFI-NN	LFI-OK	LFI-UK	LFI-OK_UD	LFI-UK_UD
Interpolation of μ	NN	OK	UK	OK_UD	UK_UD
Interpolation of σ	NN	OK	UK	OK_UD	UK_UD
Interpolation of ξ	NN	OK	OK	OK_UD	OK_UD

IV.2. SMLE GEV model

The method of Spatial Maximum Likelihood Estimate aims at directly fitting a single GEV distribution over the study area from the entire regional dataset. To do so, spatial covariates are incorporated describing the spatial patterns of the GEV parameters with the following linear formulation:

$$\eta(s) = \eta_0 + \eta_1 \times cov_1 + \dots + \eta_m \times cov_m \quad (4)$$

where η represents either the location, or the scale or the shape parameter and s is the spatial coordinates. The number of parameters to be adjusted thus depends on the number of covariates. When no covariates are specified for a given parameter then it is considered as spatially uniform. The

SMLE GEV distribution is fitted on a global data set that gathers the series of maxima of all stations in the study area. The optimal parameter set ϕ composed of the three vectors $(\mu_0, \dots, \mu_{m\mu})$, $(\sigma_0, \dots, \sigma_{m\sigma})$ and $(\xi_0, \dots, \xi_{m\xi})$ is determined by maximizing the likelihood function $L(\phi)$.

Several covariates were evaluated (altitude, longitude, latitude, mean annual rainfall, mean number of daily rainfall, mean daily rainfall), the model being implemented under the following assumptions:

- the shape parameter ξ was assumed to be spatially constant (no specified covariates);
- the scale parameter σ was either spatially constant or covariate dependent; in this latter case, the covariates were the same as those specified for the location parameter μ ;

- in Equation 4, all covariates were tested individually to avoid co-linearity, except for the latitude and the longitude which were tested both separately and jointly;
- the spatial mean annual rainfall (used for mapping purpose) is estimated by kriging the rain gauge mean annual rainfall [Ali et al., 2003].

From all the SMLE model declinations tested in this study, only the results obtained with three of them are given in section 5 (FIGURE 5b):

- one reference method: SMLE using no covariate at all (SMLE-NoCov) is a benchmark method assuming homogeneity of the GEV distribution all over the domain;
- two methods yielding the best results according to the evaluation process are presented in section 4.3: (i) SMLE-AR uses Annual Rainfall as the covariate for both μ and σ , and (ii) SMLE-lat uses latitude as the covariate for both μ and σ .

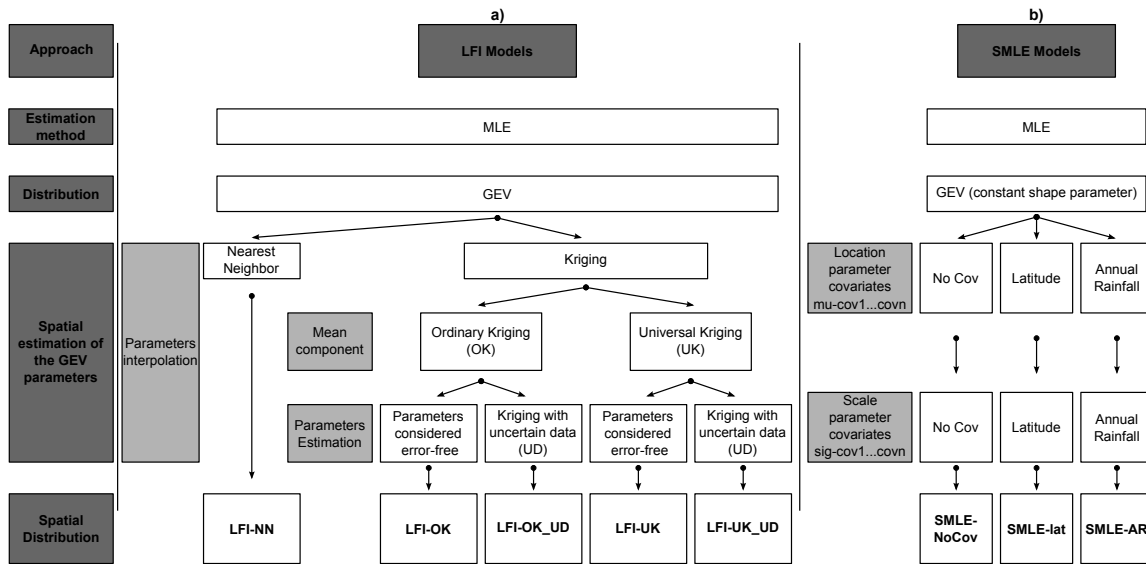


Figure 5: Statistical modeling experiments for the LFI (a) and the SMLE (b) models.

IV.3. Model Evaluation

IV.3.a. Principle

The evaluation of the various spatial statistical models focuses on the two following criteria: (i) the flexibility of the model in calibration, (ii) the robustness and predictive skills of the model in validation. The second criterion will prevail to define the best spatial models as the main goal of the paper is to provide quantile estimates at non-observed sites. The first criterion is however relevant to provide a comprehensive description of the behavior of the two types of spatial models.

To characterize the flexibility, all the available stations are used to calibrate the LFI and SMLE models; then different scores (presented below) are computed to evaluate the goodness of fit of the models. The robustness and predictive capacity of the model are assessed through two approaches :

- In the Leave one out Cross Validation, all stations are used to calibrate the model except one which is used to validate the model prediction. The process is realized for all stations. This approach is commonly used as it is simple and does not require any supervision.
- The sub-network validation approach is used to make up for the known drawback of the leave-one-out cross validation procedure that is the strong spatial autocorrelation between validation points. Using independent calibration and validation networks is thus an attractive and more meaningful procedure for comparing the performances of various statistical methods. However there is still the question of how to split the total network into a calibration sub-network and a validation sub-network, an ancillary question being to assess how sensitive the re-

sults of the comparison are, depending on the network selected. The sub-network validation approach is used here to specifically analyze how the different models predict precipitation at varying distances from rain gauges. To that purpose the definition of the sub-network is completely supervised in order to control the inter-distance between the calibration and the validation network. The choice was made to define two types of sub-networks: the first type (F like Far) aims at assessing the ability of models to estimate the distribution at points far away from the calibration points; the second type (N like Near) aims at assessing the ability of models to estimate the distribution at points close to the calibration points. Sub-networks of type F are obtained by defining an exclusion circle of radius r_e around each station s of the initial network: if there is at least one other station in this circle, then s is being kept in the calibration network. When the closest station to s is at a distance larger than r_e , then s is removed from the calibration network and becomes a validation station. By doing so we define a validation network where each validation point has to be reconstituted using information coming from outside of the circle of radius r_e . Sub-networks of type N are obtained

by defining an inclusion circle of radius r_i around each station s of the initial network: if there is no other station in this circle, then s is being kept in the calibration network. When the farthest station to s is at a distance smaller than r_i , then s is removed from the calibration network and becomes a validation station. By doing so we define a validation network where each validation point is reconstituted from information coming at least partially from within the circle of radius r_i . For instance in FIGURE 6 the ratio of rain gauges belonging to the two validation datasets is 20%. In the first case ($0.2F$; FIGURE 6a), the closest calibration station from any validation station is at least 63 km away ($r_e = 63$ km). In the second case ($0.2N$; FIGURE 6b), each validation station has at least one calibration station within a radius of 37 km ($r_i = 37$ km). The sub-network approach will be used in Section 5.3 to conduct a sensitivity analysis of the results to the network density.

In section 5.3, where the skills of the models are inter-compared in a calibration mode, a focus is made on the $0.2F$ and the $0.2N$ validation networks because the corresponding calibration networks then have an average density close to the density of the rain gauge network over the whole Sahel (1 rain gauge per 10000 km²).

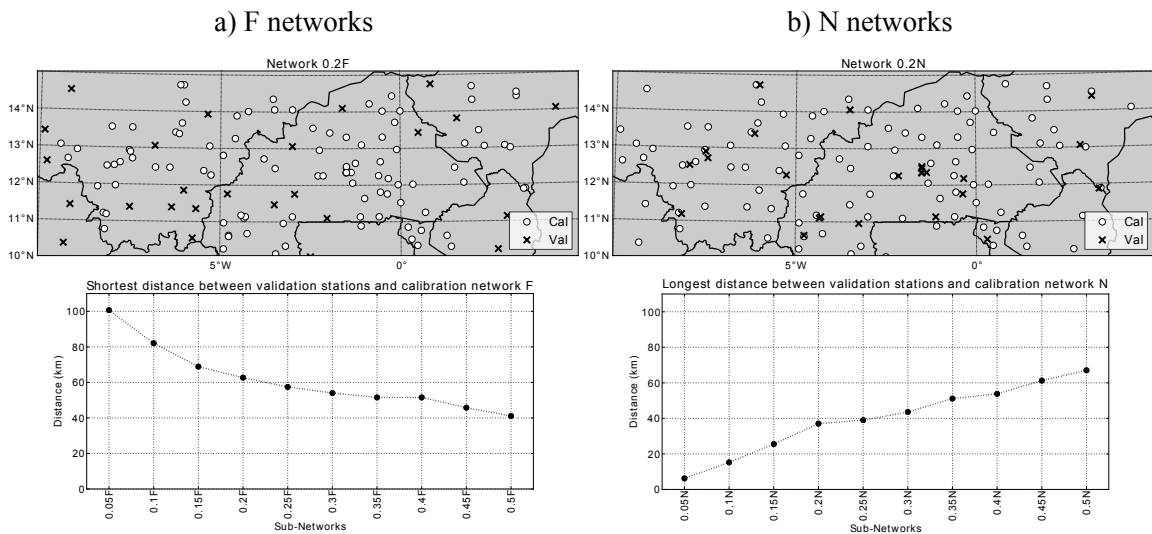


Figure 6: (a) Validation network of type F: 20 % of the stations are used for validation with a minimum distance of 63 km from the calibration stations. (b) Validation network of type N: 20 % of the stations are used for validation with a maximum distance of 37 km from the calibration stations. See text for more details.

IV.3.b. Scores computation

Different scores are calculated to assess the flexibility and predictive capacity of the models. These scores are presented hereafter.

IV.3.c. Goodness of fit Tests

Goodness of fit tests evaluate the capacity of a statistical model to yield with observations. We use the Anderson-Darling (AD) and the Kolmogorov-Smirnov (KS) tests to quantitatively assess the differences between the modeled point EV and the empirical CDFs. Each test provides a statistic and its corresponding p-value. The p-value is used as an acceptance/rejection criterion by fixing a threshold (here 1 %, 5 % and 10 %).

IV.3.d. Quantile-based Scores

Quantile based scores characterize the relationship between predicted and observed quantiles. The Root Mean Square Error (RMSE) and the Mean Absolute Error (MAE) quantile-based scores are computed (formulae are given in Appendix). A weighted version of these scores is also used in order to assign greater weight to unusual quantiles as proposed by [Begueria & Vicente-Serrano, 2006]. The coefficient of determination and the bias have also been tested leading to similar results (not shown). The whole data treatment presented in this section has been coded in the Python programming language [Rossum & Drake, 2001; <http://www.python.org/>] interfaced with the packages gstat [Pebesma, 2004] for interpolation and evd [Coles, 2001] for GEV distribution fitting, both being implemented in the R environment [R-Development-Core-Team, 2009].

V. Evaluation and comparison of spatial GEV models

A total of 8 methods are compared in the following section: 5 LFI methods, with LFI-NN as a benchmark for this family, and the 3 SMLE methods presented at the end of section 4.2, with SMLE-NoCov as a benchmark for the SMLE family.

V.1. Spatial patterns of the GEV parameter maps obtained with the various methods

The LFI methods are all based on the local parameters adjusted at each station (see FIGURE 3). The differences between the maps shown in FIGURE 7 for the GEV location parameter thus originate only from the type of interpolator used. The location parameter was chosen as an example to discuss the differences between the maps obtained with the 4 different kriging methods, because, as already seen in section 3.3, this parameter displays a coherent spatial organization, characterized by a South to North negative gradient. Although they both respect the at-site values, the Universal Kriging (UK) map is smoother than the Ordinary Kriging (OK) map, due to the incorporation of a linear trend by the UK method. At the same time, many common features can be found in both maps, most notably those linked to outlying values. As these values are most often characterized by a large estimation variance, the associated local highs and lows visible in the OK and UK maps are smoothed out when taking into account the values of the estimation variances in the Kriging process. The UK_UD map combines both the regional scale smoothing linked to the linear trend assumption (UK) and the local scale smoothing linked to kriging with uncertain data (UD). As a result it displays a regular spatial pattern with a strongly predominant latitudinal gradient, compounded by a slight inclination to the North-East where the smallest values of the position parameter are observed. The pattern associated with the SMLE methods provides the smoothest spatial pattern directly originating from the patterns of the covariates used to constrain the parameter adjustment (illustrated in FIGURE 7 by the independent use of the latitude and the mean annual rainfall covariates). The comments above also apply to the maps of scale parameter that also displays a latitudinal organization (not shown here). A similar smoothing effect is also observed on the shape parameter maps (not shown here) when using the LFI-OK_UD methods compared to the basic LFI-OK. For the other experiences (LFI Gumbel and SMLE) the shape parameter is assumed to be constant in space.

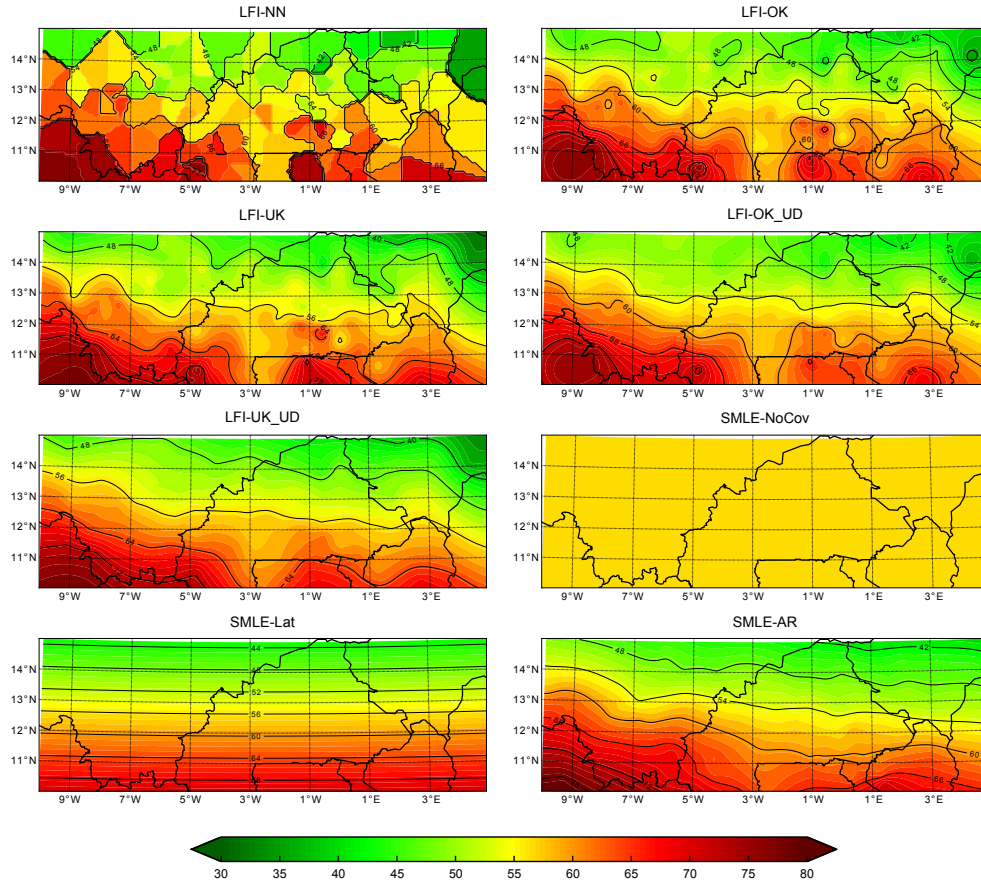


Figure 7: Location parameter estimated by the different LFI and SMLE models (mm)

FIGURE 8 and FIGURE 9 shows the maps of the 20-year return level rainfall (FIGURE 8) and of the 100-year return level rainfall (FIGURE 9) as estimated by the SMLE and the LFI approaches. These maps illustrate two effects. First, there is a clear hierarchy of methods in terms of spatial pattern. The LFI-.. maps are characterized by a spotty pattern because they are attached to the point estimates of the GEV parameters whose values may sharply vary over short distances, especially regarding μ and μ . As expected, LFI methods accounting for the uncertainty of point data (LFI-...UD) smooth out the local peaks appearing at stations where the scale and/or the shape parameter have a large value. As mentioned above these large values are most often associated with high standard errors of estimation, and the UD algorithm allows drifting away from such points. Finally, the SMLE maps are much smoother than

those derived by the LFI methods, because for these methods the regional coherency has much more influence than the local information. A second effect stems from the fact that the influence of each GEV parameter depends on the return period level considered. The larger this level is, the larger is the influence of the shape parameter ξ . On the opposite, the smaller the return period is, the larger is the influence of the location parameter μ . The influence of the scale parameter σ is more continuously felt over a large spectrum of return periods. Since σ and ξ have a much spottier spatial pattern than μ , the LFI 100-year maps are characterized by a much more bumpy aspect than the LFI 20-year maps.

Obviously, the spatial pattern is not per se a sufficient criterion to determine which method should be preferred. A more objective assessment is thus performed in the two next sections.

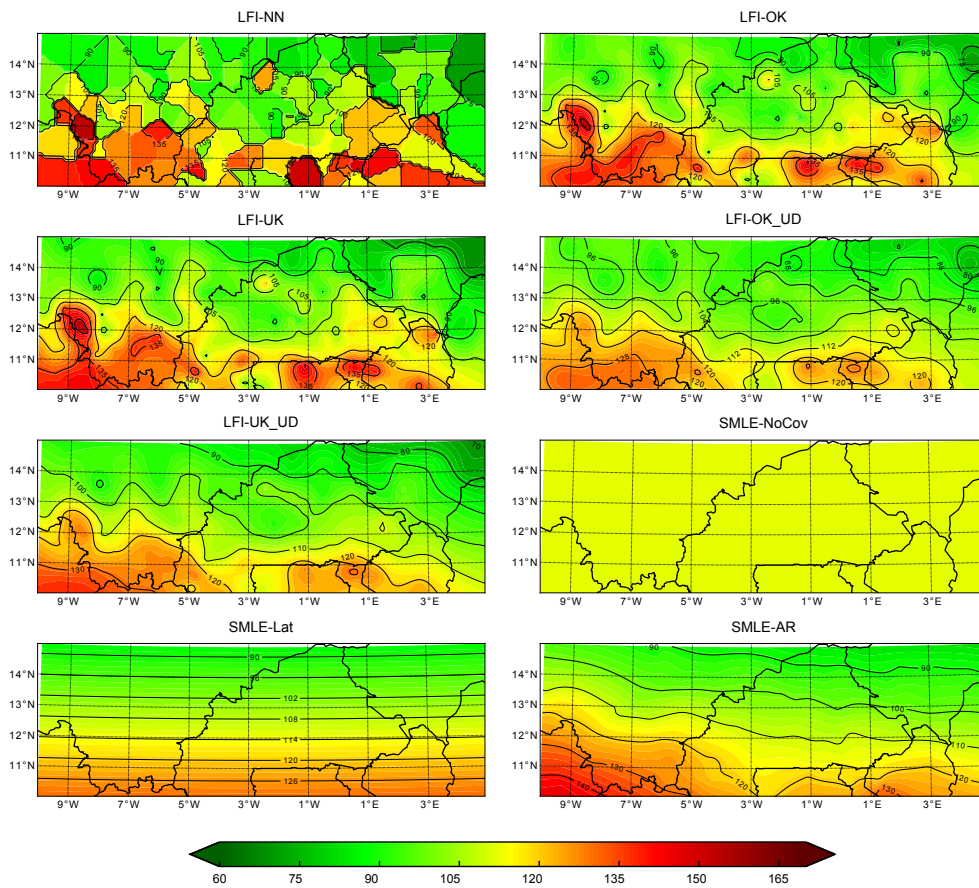


Figure 8: 20-year return levels estimated by the different LFI and SMLE models (*mm*)

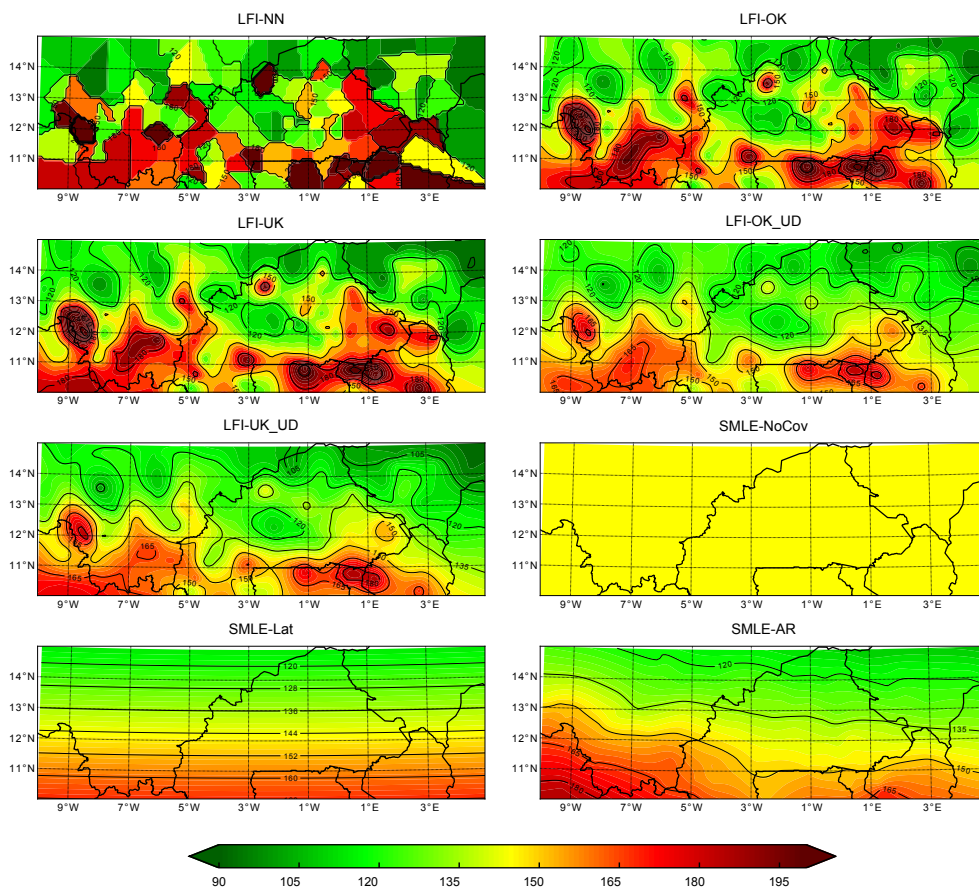


Figure 9: 100-year return levels estimated by the different LFI and SMLE models (*mm*)

V.2. Comparison of the LFI and SMLE models in calibration mode

The goodness of fit in calibration is illustrated in TABLE 4 by the number of rejected stations for different significant levels (1 %, 5 % and 10 %) for the AD test. Similar results have been obtained with the KS test (not shown). All exact interpolation methods (LFI-NN, -OK and -UK) match the at-site GEV fitting parameters. As a consequence, they have exactly the same p-values and thus the same number of rejected stations that correspond to the best fitting at each individual station. Note that the GEV distribution cannot be rejected at any stations at a 1 % significant level. On the other hand, the uncertain data LFI methods (LFI-OK_UD, LFI-UK_UD) and the SMLE models are not bounded to respect the point GEV fitting parameters, but they rather allow some drifting away in order to improve the overall regional coherence of the interpolation. Consequently the theoretical quantiles at measurement points can present significant differences with the empirical quantiles and thus produce lower p-values. Up to 5 % of the stations are rejected at a level of 10 % for the LFI-...UD. Without any covariates (SMLE-NoCov) 59 % of the stations are rejected at a level of 10 %. The

use of the mean annual rainfall covariate (SMLE-AR) significantly improves the calibration performances by limiting for instance to 17 % the percentage of rejected stations at a level of 10 %.

V.3. Skill evaluation in validation mode

The predictive capacity of the models is evaluated through the cross-validation process and the 20 % validation networks (0.2F and 0.2N) described in Section 4.3. As above, TABLE 4 illustrates the robustness of the SMLE methods with respect to the LFI methods by comparing the number of rejected stations for different levels of significance for the cross validation process, the 0.2F sub-network and the 0.2N sub-network. Whatever the type of validation used, three models stand out: (i) SMLE-AR has always the lowest number of rejected stations (from 0 % to 6 % at a 1 % level of significance and a maximum of 20 % at a 10 % level of significance); (ii) SMLE-NoCov and LFI-NN yield the poorest results with the greatest number of rejected stations (up to 44 % at a 10 % level of significance). LFI-OK_UD, LFI-UK_UD and SMLE-lat display very similar performances with a larger number of rejected stations than SMLE-AR. Finally LFI-OK and LFI-UK have intermediate performances between LFI-NN and LFI-...UD.

Table 4: Percentage of rejected stations for different significance level and different validation methods. The null hypothesis H_0 assumes that the observations are drawn from the fitted distribution.

Significance level	Calibration			Cross Validation			Validation on 0.2N Network			Validation on 0.2N Network		
	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%
LFI-NN	0%	0%	0%	27%	39%	48%	28%	40%	48%	32%	40%	44%
LFI-OK	0%	0%	0%	12%	27%	37%	12%	20%	28%	16%	28%	48%
LFI-UK	0%	0%	0%	13%	29%	34%	8%	24%	28%	16%	20%	32%
LFI-OK_UD	0%	2%	4%	10%	21%	33%	12%	16%	28%	16%	32%	40%
LFI-UK_UD	1%	2%	5%	10%	19%	29%	12%	16%	20%	16%	20%	28%
SMLE-lat	11%	22%	29%	12%	24%	29%	8%	16%	24%	16%	28%	28%
SMLE-AR	4%	10%	17%	6%	11%	17%	0%	8%	12%	4%	20%	20%
SMLE-NoCov	32%	46%	59%	33%	47%	59%	20%	36%	52%	48%	56%	76%

Quantile-based scores for the cross validation process are presented in Table 5. SMLE-AR is the best method for 3 out of 4 scores (second to SMLE-lat only for the RMSE weighted score, with in fact almost the same score value); SMLE-lat is first for one score, second for two scores and third (behind SMLE-AR and LFI-UK_UD)

for the MAE score. Overall, all the LFI methods have very similar scores except for LFI UK_UD having a better MAE score than even SMLE-lat. LFI-NN and SMLE-NoCov are always the two worse methods.

V.4. Sensitivity analysis with respect to the validation network

Here, we will examine how the average validation error fluctuates when the proportion of validation stations rises from 5% to 50% in the F configuration and in the N configuration respectively (see FIGURE 10). Remember, as can be seen from FIGURE 6b, that increasing the proportion of stations in the F configuration, involves including stations that are increasingly less remote in the validation network, while increasing the proportion of stations in the N configuration, involves including stations that are increasingly more remote in the validation network. Specifically, in the F configuration, the distances of the closest station range from 100 km to 146 km for the $0.05F$ network, while it ranges from 41 km to 182 km for the $0.5F$ network. In the N configuration, the corresponding values are 1 km to 6 km for the $0.05N$ network and 5 km to 67 km for the $0.5N$ network.

In FIGURE 10 the weighted RMSE was chosen to illustrate how the estimation errors evolve with the density of the validation networks (the results are similar with the other criteria used in TABLE 4 for the cross validation). The five following comments arise from the sensitivity analysis:

- i. The errors for the N -networks and F -networks are similar, meaning that basically the estimation errors may be as large in the close neighborhood of a measurement station as in areas further away from a measurement station;
- ii. When increasing the number of stations in the validation network, the number of stations in the calibration network is decreased, thus the errors are expected to increase. This is the observed behavior when the proportion of stations in the validation network increases from 15 % to 30 %. There is however a minimum - for both the F -networks and the N -networks - observed for the 15 % networks, a fact that is not easy to interpret. On the other hand there is a good overall coherency in the fluctuations displayed by the various methods. Worth noting is the fact that the SMLE and LFI-...UD methods display a more consistent

pattern of fluctuation, than the basic LFI-... methods. This comes down to the fact that the SMLE and LFI-...UD methods are less sensitive to the network configuration and thus more robust.

- iii. For the F networks, SMLE-AR is the best method (for all networks), ahead of SMLE-lat and LFI-UK_UD.
- iv. For the N networks, SMLE-lat is the best method (for all networks), ahead of SMLE-AR. It should be noted that SMLE-NoCov is sometimes nearly as good as SMLE-AR, meaning that, for some specific configurations a constant regional fit of the GEV distribution can provide reasonably good results as compared to those obtained from more sophisticated methods making use of local information. This is a direct consequence of the strong rainfall variability at local scale combined with the fact that 41-year samples of daily rainfall are not sufficient to properly eliminate the effects of this local variability on the estimation of high return period quantiles. In other words, even if the theoretical distribution of extremes is very similar for two close stations, the local variability of rainfall can produce two very different samples of 41 annual maxima at these two stations. In this case, the use of a mean statistical distribution (as for instance SMLE-NoCov) is in average more reliable than the use of the nearby locally fitted distribution. This effect will be illustrated further in the conclusion by discussing the results obtained for the 104-year long series of Niamey.
- v. SMLE methods are better than LFI. As a consequence of the effect of the local variability discussed above, it is expected that non-local methods (LFI-...UD and SMLE) will generally perform better than the other methods. FIGURE 10 shows that, overall, this is the case;but, in addition, there is a clear superiority of the SMLE methods over the LFI-...UD methods. The first reason for this superiority is that SMLE methods are better at capturing the regional trend. But the main reason lies in the optimiza-

tion algorithm used to jointly estimate the three parameters of the GEV distribution (by the use of the covariate parameter) for the entire region, while local models will interpolate the values of the three parameters independently. In particular, the interpolation of one parameter can be very local,

while the interpolation of another can be very regional. This is detrimental to the overall coherency of the procedure and enhances the influence of local randomness on the estimation of the GEV parameters in the surroundings of a measurement station.

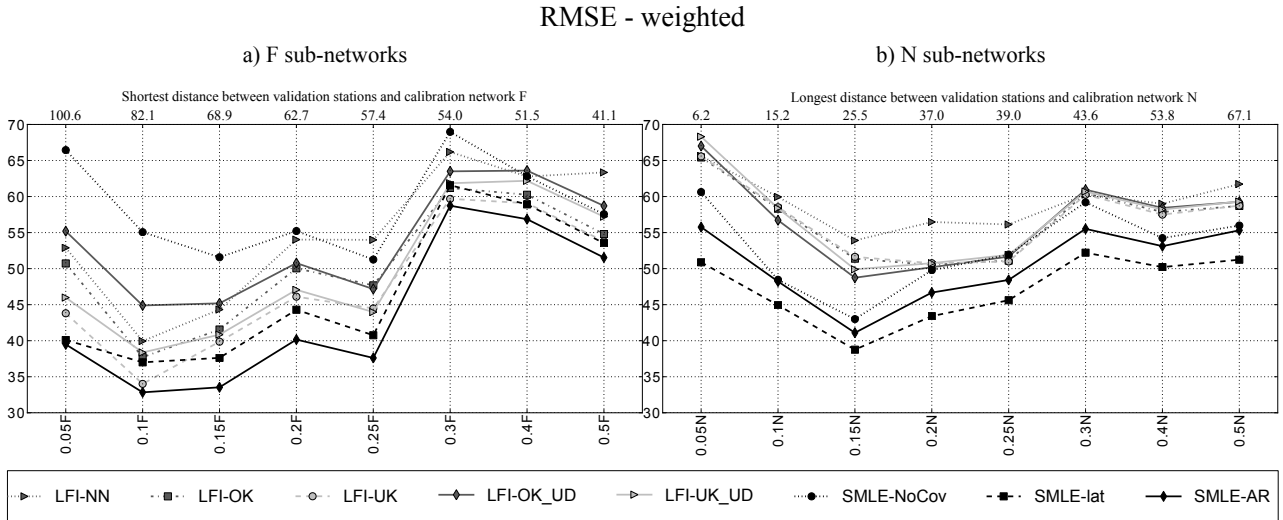


Figure 10: Sensitivity of the statistical model performances to network configuration and density.

VI. Conclusions and discussion

Extreme rainfall modelling and the spatial interpolation of the parameters of extreme value distributions are a research topic of great actuality as natural disasters regularly question our ability to provide a reasonable assessment of the return periods of such events. The devastating inundations that struck Ouagadougou in 2009, occurring in a context of lasting drought, pointed to the fact that, even in regions characterised by a fairly homogeneous climate, extreme rain events can indeed be very localised. From such a baseline stems the difficulty and importance of assessing the weight to be given to such extreme local events versus the weight to be given to the regional coherency of extreme rainfall distribution on the ground of climatological knowledge. In the work presented above, two statistical approaches were compared allowing balancing differently the local information versus the regional information.

It is first assumed that the GEV (General Extreme Value) theory provides an appropriate framework for inferring point distributions of extreme values. The GEV distribution is defined

by 3 parameters. Inferring the values of these 3 parameters at any given point of the region under study leads to a straightforward computation of the rainfall value for any return period level at this point. The regional mapping of the three GEV parameters is thus a classical and synthetic way to assess the frequency of occurrence of extreme rainfall anywhere in the region. This is done here by comparing two approaches differing by the way used for incorporating regional information in the mapping process.

The first method (LFI : Local Fit and Interpolation) consists in spatially interpolating the 3 parameters estimated at each station. The second approach (SMLE: Spatial Maximum Likelihood Estimation) directly fits a spatial distribution by incorporating covariates in the parameters and by maximizing the likelihood function from the entire regional dataset. While the LFI approach is widely used in hydrology, SMLE remains somewhat more confidential; evaluating its potential is thus an important contribution of this work. In its crudest version - interpolation of point GEV parameters by a Nearest Neighbour approach (LFI-NN) - LFI is a purely local

method. In its simplest version, - no covariate (SMLE-NoCov) - SMLE provides a single value over the whole region for each parameter. Regional information is progressively introduced in the LFI approach by using more elaborated interpolation schemes, including a linear drift (UK); at the final step, the interpolator is allowed to drift away from the point estimates by using kriging with uncertain data (LFI-UK_UD). In this configuration, the weight of the local information is all the more diminished that the uncertainty of the point estimation is the larger, thus giving much more importance to the regional vision. In the SMLE approach, local information is progressively introduced via physiographic or climatological considerations. Altitude being not a discriminating factor in the Sahel, the two physiographic factors tested here were the latitude and the longitude, while climatology is taken into account via the mean annual rainfall. In total, 19 methods were implemented over a $15^\circ \times 5^\circ$ region in the Central Sahel where a dense daily rainfall dataset is available: 10 LFI with different interpolators and 9 SMLE with different covariates. A period of forty one years (1950-1990) was chosen to inter-compare the prediction skills of these 19 methods.

A cross-validation approach and an independent validation network approach were used to compare the predictive skills of the 19 methods, based on various statistical criteria. The best performances are obtained with SMLE methods. The use of gradually smoothing interpolation methods, especially through the use of kriging with uncertain data, was shown to potentially improve the skills of the LFI methods but not sufficiently to overcome the best SMLE methods, especially SMLE using solely the annual rainfall at the measurement stations as the covariate (SMLE-AR).

The main remarkable skill of the SMLE is its statistical robustness demonstrated by the stability of its performances over rainfall network of varying organization and density. A valuable consequence is that the SMLE approach is able to diminish the impact of the sampling effect that makes the pointwise distribution uncertain. This is clearly illustrated by comparing the results obtained by the various methods on the Niamey

long rainfall series as shown in FIGURE 11. This 104 annual maxima series allows testing temporal sampling effects on the performances of the different methods. It also has two other stations (Kare-Say and Torodi) located close by, with shorter recording periods, which allows testing spatial sampling effects.

In FIGURE 11a the pointwise and SMLE-AR distributions of Niamey and of the two nearby stations are plotted for the same reference period of 1950-1990. From a climatologic point of view, the local theoretical distributions of the three stations are expected to be very close (same altitude, same environment, close location). Due to the sampling effect, the empirical distributions are however significantly different, resulting in the pointwise fits to be also very different; if only considering the shape parameter ξ of the GEV model, it is positive (heavy tailed distribution) for Niamey because of a 175 mm outlier, close to 0 for Torodi (Gumbel distribution) and negative for Kare-Say (bounded distribution), resulting in very contrasted extrapolation behaviors. On the opposite, by taking into account the regional information, the SMLE distributions at the three stations are very similar and are located in between the three locally fitted distributions.

The temporal sampling effect is illustrated in FIGURE 11b showing the pointwise distributions at Niamey fitted over four different 41-year periods as well as the fit over the whole 1905-2010 period (104 values, 2 years missing) and the SMLE distribution computed over 1950-1990. There is a strong dispersion of the pointwise distributions depending on the fitting period, ξ being strongly positive for 1910-1950 and for 1930-1970, because of 2 outliers, while it is negative for 1970-2010. As a consequence, the estimation of the 200-year return period rainfall ranges from 120 mm to 175 mm. The SMLE distribution is less influenced by the local outliers and provides a distribution located in between the various pointwise adjustments.

In FIGURE 11c, one will notice that both the SMLE distribution and the LFI-UK_UD distribution are close and that they differ significantly from the pointwise distribution fitted over the entire period 1905-2010 that would be taken as

a reference if only the Niamey series were available. This illustrates the effect of taking into account the regional information, independently of the method used for doing so. The large 95 % confidence intervals around the 1905-2010 distribution also indicates that despite 104 years of observation the uncertainty attached to fitting a single series is very large due to the presence of two outliers. As long as the basic assumption of

stationarity is held true there is every statistical reason to trust the SMLE distribution rather than the pointwise fit in order to provide an assessment of the return period of the two outliers observed at the Niamey station. From a purely climatological point of view, one has of course to question whether outliers may escape this stationary hypothesis and at this point there is no definite answer to the question.

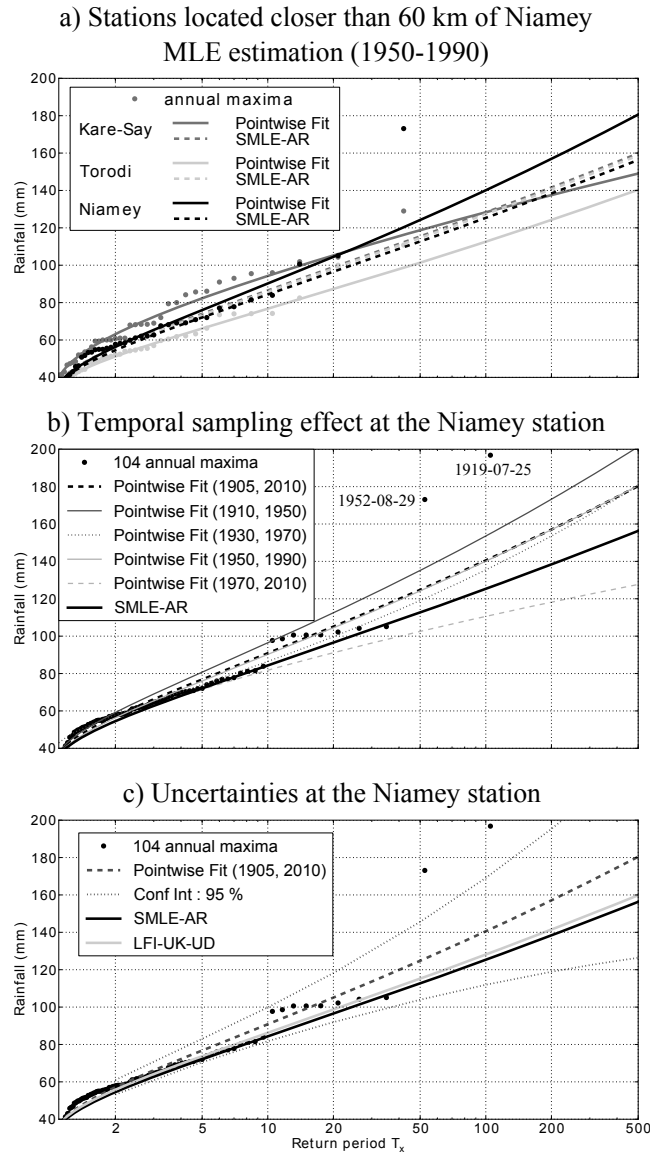


Figure 11: Return levels estimated by SMLE model and point-wise fit at Niamey and Ouagadougou

The good performances of the SMLE approach observed in our study are in line with the findings of Blanchet & Lehning [2010]. However it is clear that this result cannot be blindly generalized to other regions of the world. The suitability of the SMLE approach is conditioned by the way the predicted variable is spatially orga-

nized and how this organization can be described by covariates. This condition was fulfilled in the study of Blanchet & Lehning [2010] as snowpack depends on topography, as well it is for our study since the West African monsoon creates a well-organised rainfall pattern at regional scale. In configurations where the spatial organisation is

not so strong, LFI based on kriging with uncertain data (LFI-UK_UD) might provide an attractive alternative to SMLE. In our case its performance was inferior to that of SMLE-AR, while remaining one of the three best methods. Its ability to take into account the uncertainty of the point estimation in balancing the weight of local information versus the weight of regional information is clearly an asset for this classical approach.

We restricted the study area to the Central Sahel, however from a climatological point of view it would be very interesting to extend the study to neighbouring areas in the Western Sahel as well as in the Southern part of the region, down to the Guinea Gulf. This would allow evaluating the model on contrasted climate regions and documenting to a larger spatial extent the regional climatology of extreme precipitations. However this proves difficult at the moment due to the difficulty of accessing the required data. Another issue worth mentioning is the nature of the relation between the mean annual rainfall and the parameters of the GEV. The fact that the mean annual rainfall is the best covariate that could be found for SMLE, points to an implicit relationship that is food for thought for future work.

In the present study, it was sought to improve the prediction of rainfall quantiles associated with return periods in the order of one to a few hundred years. However estimating the return period of exceptional events such as the one observed in Niamey in 1919 and the one that struck Ouagadougou the 1st September 2009 remains knotty. Combining long term rainfall series and a regional perspective is the way to obtain a better appraisal of the return periods of such rare events; this clearly justifies maintaining ground rainfall observation networks of good quality. It is equally important to promote and facilitate the diffusion of data.

Acknowledgements

This study was funded by IRD and INSU, two French national research agencies. It has benefited from the access to rainfall datasets provided by the AMMA international program, DMN Burkina and DMN Niger: we greatly thank all of them, as well as the people of the LT

computation centre (Véronique Chaffard, Patrick Juen, Wajdi Nechba) for its technical support. SOFRECO and ANRT are gratefully acknowledged for jointly supporting Jeremy Panthou's PhD grant (contract number 0054/2010).

Appendix

Let $\{z_{j1}, \dots, z_{jr}, \dots, z_{jN_j}\}$ be a vector of sorted annual maxima at rain gauge j , r being the rank of each observation and N_j being the size of the vector.

The empirical probability corresponding to each z_{jr} can be computed as follows:

$$p_{jr} = empCDF(z_{jr}) = \frac{r - a}{N_j + b} \quad (5)$$

where a and b are constants. Here we choose $a = 0$ and $b = 1$.

The corresponding estimated quantile is:

$$z_{jr}^* = F_j^{-1}(p_{jr}) \quad (6)$$

where F_j is the cumulative distribution function of the GEV estimated at station j (through the LFI or the SMLE approach).

All the following scores compare the estimated quantile z_{jr}^* to the observation z_{jr} .

The root mean square error :

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{J=126} \sum_{r=1}^{N_j} (z_{jr} - z_{jr}^*)^2}{J \times N_j}} \quad (7)$$

The mean absolute error:

$$MAE = \frac{\sum_{j=1}^{J=126} \sum_{r=1}^{N_j} abs(z_{jr} - z_{jr}^*)}{J \times N_j} \quad (8)$$

A weighted version is also computed, given a larger importance to high values. The weight is computed like in Begueria & Vicente-Serrano [2006]:

$$w_{jr} = \frac{1}{1 - p_{jr}} \quad (9)$$

The weighted observed and estimated quantiles (zw_{jr} and zw_{jr}^*) become thus:

$$zw_{jr} = w_{jr} \times z_{jr} \quad , \quad zw_{jr}^* = w_{jr} \times z_{jr}^* \quad (10)$$

Weighted scores are obtained by replacing z_{jr}^* by zw_{jr}^* and z_{jr} by zw_{jr} in Eq. A-3, A-4 and A-6.

References

- Ali, A. & Lebel, T. [2009]. "The Sahelian standardized rainfall index revisited". *International Journal of Climatology*. Vol. 29. no. 12, p. 1705–1714.
- Ali, A., Lebel, T. & Amani, A. [2003]. "Invariance in the Spatial Structure of Sahelian Rain Fields at Climatological Scales". *Journal Of Hydrometeorology*. Vol. 4, p. 996–1011.
- Ali, A., Amani, A., Lebel, T. & Ibrahima, S. [2006]. "Utilisation optimale de l'information pluviométrique des MCGA aux échelles hydrologiques au Sahel = Optimal use of GCM rainfall information at the hydrological scale in the Sahel". *Climate variability and change: (hydrological impacts)*. Havana, Cuba: International association of hydrological sciences press, Wallingford, ROYAUME-UNI, p. 430–435.
- Beguieria, S & Vicente-Serrano, S. M [2006]. "Mapping the hazard of extreme rainfall by peaks over threshold extreme value analysis and spatial regression techniques". *Journal of applied meteorology and climatology*. Vol. 45. no. 1, 108–124.
- Bell, M. A & Lamb, P. J [2006]. "Integration of weather system variability to multidecadal regional climate change: The West African Sudan-Sahel zone, 1951-98". *Journal of Climate*. Vol. 19. no. 20, 5343–5365.
- Blanchet, J. & Lehning, M. [2010]. "Mapping snow depth return levels: smooth spatial modeling versus station interpolation". *Hydrology and Earth System Sciences*. Vol. 14, p. 2527–2544.
- Bonnin, G.M., Martin, D., Lin, B., Parzybok, T., Yekta, M. & Riley, D. [2004]. "Precipitation-frequency atlas of the United States, NOAA Atlas 14". Department of Commerce, National Oceanic and Atmospheric Administration. National Weather Service. Vol. 2. Silver Spring, Maryland.
- Buishand, T.A. [1991]. "Extreme rainfall estimation by combining data from several sites / Estimation de précipitations extremes par une combinaison de données issues de plusieurs sites". *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 36. no. 4, p. 345–365.
- Ceresetti, D. [2011]. "Structure spatio-temporelle des fortes précipitations: Application à la région Cévennes Vivarais". Thèse de doct. Université de Grenoble.
- Coles, S. [2001]. "An introduction to statistical modeling of extreme values". London;New York: Springer.
- Cooley, D. & Sain, S.R. [2010]. "Spatial Hierarchical Modeling of Precipitation Extremes From a Regional Climate Model". *Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics*. Vol. 15, p. 381–402.
- Cooley, D., Nychka, D. & Naveau, P. [2007]. "Bayesian spatial modeling of extreme precipitation return levels". *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 102. no. 479, 824–840.
- Cunnane, C. [1988]. "Methods and merits of regional flood frequency analysis". *Journal of Hydrology*. Vol. 100. no. 1-3, 269–290.
- Dai, A., Lamb, P.J., Trenberth, K.E., Hulme, M., Jones, P.D. & Xie, P. [2004b]. "The recent Sahel drought is real". *International Journal of Climatology*. Vol. 24. no. 11, p. 1323–1331.
- Di-Baldassarre, G., Montanari, A., Lins, H., Koutsoyiannis, D., Brandimarte, L. & Blöschl, G. [2010]. "Flood fatalities in Africa: From diagnosis to mitigation". *Geophysical Research Letters*. Vol. 37. no. 22, p. 1–5.
- Diggle, P.J., Tawn, JA & Moyeed, RA [1998]. "Model-based geostatistics". *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*. Vol. 47. no. 3, 299–350.
- Durrans, S. & Kirby, J. T [2004]. "Regionalization of extreme precipitation estimates for the Alabama rainfall atlas". *Journal of Hydrology*. Vol. 295. no. 1-4, 101–107.
- Endreny, T. A & Imbeah, N. [2009]. "Generating robust rainfall intensity-duration-frequency estimates with short-record satellite data". *Journal of Hydrology*. Vol. 371, p. 182–191.
- Gellens, D. [2002]. "Combining regional approach and data extension procedure for assessing GEV distribution of extreme precipitation in Belgium". *Journal of Hydrology*. Vol. 268. no. 1-4, 113–126.
- Gerbaux, M., Hall, N., Dessay, N. & Zin, I. [2009]. "The sensitivity of Sahelian runoff to climate change / Sensibilité au changement climatique du ruissellement au Sahel". *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 54. no. 1, p. 5–16.
- Hosking, J.R.M. & Wallis, J. R. [1997]. "Regional frequency analysis: an approach based on L-moments". Cambridge UK: Cambridge University Press.

- Hubert, P. & Carbonnel, J. P [1987]. "Approche statistique de l'aridification de l'Afrique de l'Ouest". *Journal of Hydrology*. Vol. 95. no. 1-2, 165–183.
- Hubert, P., Carbonnel, J. P & Chaouche, A. [1989]. "Segmentation des séries hydrométéorologiques-application à des séries de précipitations et de débits de l'Afrique de l'Ouest". *Journal of hydrology*. Vol. 110. no. 3-4, 349–367.
- Katz, R. W, Parlange, M. B & Naveau, P. [2002]. "Statistics of extremes in hydrology". *Advances in water resources*. Vol. 25. no. 8-12, 1287–1304.
- Kendall, M.G. [1975]. "Rank correlation methods". 2^e éd. Griffin, London.
- Kohnová, S., Parajka, J., Szolgay, J. & Hlavcová, K. [2009]. "Mapping of Gumbel Extreme Value Distribution Parameters for Estimation of Design Precipitation Totals at Ungauged Sites". *Bioclimatology and Natural Hazards*. Springer, p. 129–136.
- Laborde, J. P. [1982]. "Cartographie automatique des caractéristiques pluviométriques: Prise en compte des relations pluviométrie-morphométrie". *La Houille Blanche*. no. 4, p. 331–338.
- Lamb, P.J. & Pepler, R.A. [1992]. "Further Case Studies of Tropical Atlantic Surface Atmospheric and Oceanic Patterns Associated with Sub-Saharan Drought". *Journal Of Climate*. Vol. 5. no. 5, p. 476–488.
- Le Barbé, L., Lebel, T. & Tapsoba, D. [2002]. "Rainfall Variability in West Africa during the Years 1950-90". *Journal Of Climate*. Vol. 15, p. 187–202.
- Leadbetter, MR [1974]. "On extreme values in stationary sequences". *Probability Theory and Related Fields*. Vol. 28. no. 4, 289–303.
- Lebel, T. & Ali, A. [2009]. "Recent trends in the Central and Western Sahel rainfall regime (1990-2007)". *Journal of Hydrology*. Vol. 375. no. 1-2, 52–64.
- Lebel, T., Cappelaere, B., Galle, S., Hanan, N., Ker-goat, L., Levis, S., Vieux, B., Descroix, L., Gosset, M., Mougin, E., Peugeot, C. & Séguis, L. [2009]. "AMMA-CATCH studies in the Sahelian region of West-Africa: An overview". *Journal of Hydrology*. Vol. 375, p. 3–13.
- Lebel, T., Parker, D. J., Flamant, C., Boulès, B., Marticorena, B., Mougin, E., Peugeot, C., Diedhiou, A., Haywood, J. M., Ngamini, J. B., Polcher, J., Redelsperger, J.-L. & Thorncroft, C. D. [2010]. "The AMMA field campaigns: multiscale and multidisciplinary observations in the West African region". *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*. Vol. 136. no. S1, p. 8–33.
- Lehmann, E. L & D'Abrera, H. J. M [1998]. "Non-parametrics: statistical methods based on ranks". English. Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall.
- Mann, H.B. [1945]. "Nonparametric tests against trend". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. Vol. 13. no. 3, 245–259.
- Marsily, G. de [1981]. "Hydrogéologie quantitative". French. Paris; New York: Masson.
- Mohymont, B. & Demarée, G. R [2006]. "Courbes intensité - durée - fréquence des précipitations à Yangambi, Congo, au moyen de différents modèles de type Montana". *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 51(2), p. 239–253.
- Nicholson, S. E [2001]. "Climatic and environmental change in Africa during the last two centuries". *Climate Research*. Vol. 17. no. 2, 123–144.
- Okonkwo, G.I. & Mbajjorgu, C.C. [2010]. "Rainfall intensity-duration-frequency analysis for South-eastern Nigeria". *Agricultural Engineering International: CIGR Journal*. Vol. 12. no. 1, p. 22–30.
- Oyegoke, S.O. & Oyebande, L. [2008]. "A new technique for analysis of extreme rainfall for Nigeria". *Environmental Research Journal*. Vol. 2. no. 1, p. 7–14.
- Paeth, H., Fink, A.H., Pohle, S., Keis, F., Mächel, H. & Samimi, C. [2010]. "Meteorological characteristics and potential causes of the 2007 flood in sub-Saharan Africa". *International Journal of Climatology*. n/a–n/a.
- Pebesma, E.J. [2004]. "Multivariable geostatistics in S: the gstat package". *Computers & Geosciences*. Vol. 30. no. 7, p. 683–691.
- Pettitt, A.N. [1979]. "A Non-Parametric Approach to the Change-Point Problem". *Journal of the Royal Statistical Society*. Vol. 28. no. 2, p. 126–135.
- Prudhomme, C. [1999]. "Mapping a statistic of extreme rainfall in a mountainous region". *Physics and Chemistry of the Earth, Part B: Hydrology, Oceans and Atmosphere*. Vol. 24. no. 1-2, 79–84.
- R-Development-Core-Team [2009]. "R: A Language and Environment for Statistical Computing". Vienna, Austria.
- Rossum, G. van & Drake, F.L. [2001]. "Python Reference Manual". PythonLabs, Virginia, USA.
- Smadi, M.M. & Zghoul, A. [2006]. "A Sudden Change In Rainfall Characteristics In Amman, Jordan During The Mid 1950 s". *American Journal of Environmental Sciences*. Vol. 2. no. 3, 84–91.
- Soro, G.E., Goula, B. T. A., Kouassi, F.W., Koffi, K., Kamagaté, B., Doumouya, I., Savane, I. & Srohourou, B. [2008]. "Courbes Intensité Durée Fréquence des Précipitations En climat Tropical Humide: Cas de la Région D'abidjan (Côte D'Ivoire)". *European Journal of Scientific Research*. Vol. 21(3), p. 394–405.
- Soro, G.E., Goula, B. T. A., Kouassi, F.W. & Srohourou, B. [2010]. "Update of Intensity-Duration-Frequency curves for precipitation of short du-

- rations in tropical area of West Africa (cote d'Ivoire)". *Journal Of Applied Sciences*. Vol. 10. no. 9, p. 704–715.
- Sveinsson, O. G.B & Boes, D. C [2002]. "Regional frequency analysis of extreme precipitation in north-eastern colorado and fort collins flood of 1997". *Journal of Hydrologic Engineering*. Vol. 7, p. 49.
- Sveinsson, O. G.B, Boes, D. C & Salas, J. D [2001]. "Population index flood method for regional frequency analysis". *Water Resources Research*. Vol. 37. no. 11, 2733–2748.
- Szolgay, J., Parajka, J., Kohnová, S. & Hlavcová, K. [2009]. "Comparison of mapping approaches of design annual maximum daily precipitation". *Atmospheric Research*. Vol. 92. no. 3, p. 289–307.
- Tarhule, A. [2005]. "Damaging Rainfall and Flooding: The Other Sahel Hazards". *Climatic Change*. Vol. 72. no. 3, p. 355–377.
- Trefry, M., Watkins Jr, D. W & Johnson, D. [2005]. "Regional Rainfall Frequency Analysis for the State of Michigan". *Journal of Hydrologic Engineering*. P. 437–449.
- Tschakert, P., Sagoe, R., Ofori-Darko, G. & Codjoe, S.N. [2010]. "Floods in the Sahel: an analysis of anomalies, memory, and anticipatory learning". *Climatic Change*. Vol. 103. no. 3-4, p. 471–502.
- Weisse, A.K. & Bois, P. [2002]. "A comparison of methods for mapping statistical characteristics of heavy rainfall in the French Alps: the use of daily information". *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 47. no. 5, p. 739–752.
- Wotling, G., Bouvier, C., Danloux, J. & Fritsch, J. M [2000]. "Regionalization of extreme precipitation distribution using the principal components of the topographical environment". *Journal of hydrology*. Vol. 233. no. 1-4, 86–101.
- Yurekli, K., Modarres, R. & Ozturk, F. [2009]. "Regional daily maximum rainfall estimation for Cekererek Watershed by L-moments". *Meteorological Applications*. Vol. 16. no. 4, p. 435–444.
- Zahar, Y. & Laborde, J. [2007]. "Statistical modelling and cartography of extreme daily rainfall events in Tunisia". *Revue des Sciences de l'Eau*. Vol. 20. no. 4, 409–424.

2. Robustesse face aux effets d'échantillonnage temporel

La précédente section a permis de montrer que les modèles régionaux utilisant des covariables spatiales (en particulier celui utilisant le cumul inter-annuel moyen : SMLE-AR) fournissent de meilleures prédictions en des points non-observés que les modèles basés sur l'interpolation des distributions inférées localement. La question qui se pose dès lors, et que le papier ne discute pas directement est : est-ce-que la faible performance des modèles LFI comparée aux modèles SMLE est liée aux méthodes d'interpolation ou à l'effet d'échantillonnage qui accentue localement les incertitudes d'ajustement de la loi GEV ? La FIGURE 11 de l'article illustre qualitativement le fait que les modèles régionaux sont plus robustes aux effets d'échantillonnage temporel, en revanche elle ne permet pas de le certifier quantitativement.

Un moyen d'évaluer quantitativement les effets d'échantillonnage seuls est de tester la robustesse temporelle des modèles par une procédure de calibration/validation temporelle. Cela consiste à calibrer les modèles aux stations sur une période donnée et à les évaluer sur ces mêmes stations sur une autre période. Cette approche permet de s'affranchir des effets de spatialisation qui peuvent s'ajouter aux effets d'échantillonnage.

2.1. Modèles comparés

Les modèles comparés ici sont les modèles régionaux (SMLE-NoCov, SMLE-Lat, SMLE-AR), le modèle GEV ponctuel (LFI-..) et deux modèles ponctuels supplémentaires plus parcimonieux : un modèle de Gumbel ajusté sur les maxima et un modèle de Gumbel obtenu à partir de la distribution complète (loi des fuites). Les différents modèles sont récapitulés au TABLEAU VI.1.

Le modèle de la loi des fuites mérite quelques informations supplémentaires : c'est un modèle Exponentiel ajusté sur les pluies journalières (paramètre : m représentant la moyenne journalière des jours pluvieux) couplé avec un modèle de Poisson représentant le nombre de pluies journalières par an (paramètre λ). La combinaison des deux modèles s'appelle la loi des fuites [RIBSTEIN, 1983] et trouve son origine dans la théorie du renouvellement [COX, 1962]. La loi des fuites est en fait un cas particulier du point process présenté au CHAPITRE V (lorsque $\tau = 0$ et $\xi = 0$, c.f. SECTION 2.2.3). Le lien entre les paramètres de la loi des fuites et le modèle de Gumbel est donc donné par une simplification de l'ÉQUATION V.12 :

$$\begin{aligned}\mu &= m \times \ln(\lambda) \\ \sigma &= m \\ \xi &= 0\end{aligned}\tag{VI.1}$$

Ce modèle est utilisé ici pour différentes raisons : (i) différentes études climatologiques réalisées sur l'Afrique de l'Ouest montrent que la distribution des pluies journalières semble bien modélisée par un modèle Exponentiel et l'intermittence entre les jours pluvieux par un modèle de Poisson [e.g. LE BARBÉ & LEBEL, 1997; LE BARBÉ et al., 2002; BALME-DEBIONNE, 2004] et (ii) un modèle

ajusté sur la distribution complète se base sur un échantillon conséquent et devrait être plus robuste aux effets d'échantillonnage temporel.

Tableau VI.1 – Modèles comparés lors de la procédure de calibration/validation temporelle

	Approches locales			Approches régionales		
Nom	GEV	Gumbel	Loi des fuites	SMLE-NoCov	SMLE-Lat	SMLE-AR
Distribution	GEV	Gumbel	Gumbel	GEV	GEV	GEV
Inférence	Maximum de vraisemblance		Moments	Maximum de vraisemblance		
Échantillons	Pluie maximale annuelle		Pluie journalière	Pluie maximale annuelle		

2.2. Principe de calibration/validation temporelle

Le principe de la calibration/validation temporelle consiste à séparer chaque série en deux périodes, l'une servant à la calibration l'autre à la validation. Dès lors, il y a deux choix à faire : définir le nombre d'années composant chacun des deux jeux et définir la méthode de retrait. Il aurait été possible de réaliser cette séparation aléatoirement, cette méthode n'a pas été retenue pour ne pas laisser la possibilité d'avoir un jeu contenant plus d'années dans une période particulièrement humide (1950-1969) et l'autre jeu contenant plus d'années pendant la période sèche (1970-1990). Le choix a été fait ici de séparer les échantillons en deux périodes de longueurs similaires (21 années dans le jeu de calibration, 20 dans le jeu de validation) de façon entièrement supervisée en retirant une année sur deux de notre échantillon (voir le schéma de principe à la FIGURE VI.2a). La FIGURE VI.2b illustre la méthode employée pour créer nos jeux de calibration/validation sur deux séries (Niamey et Ouagadougou).

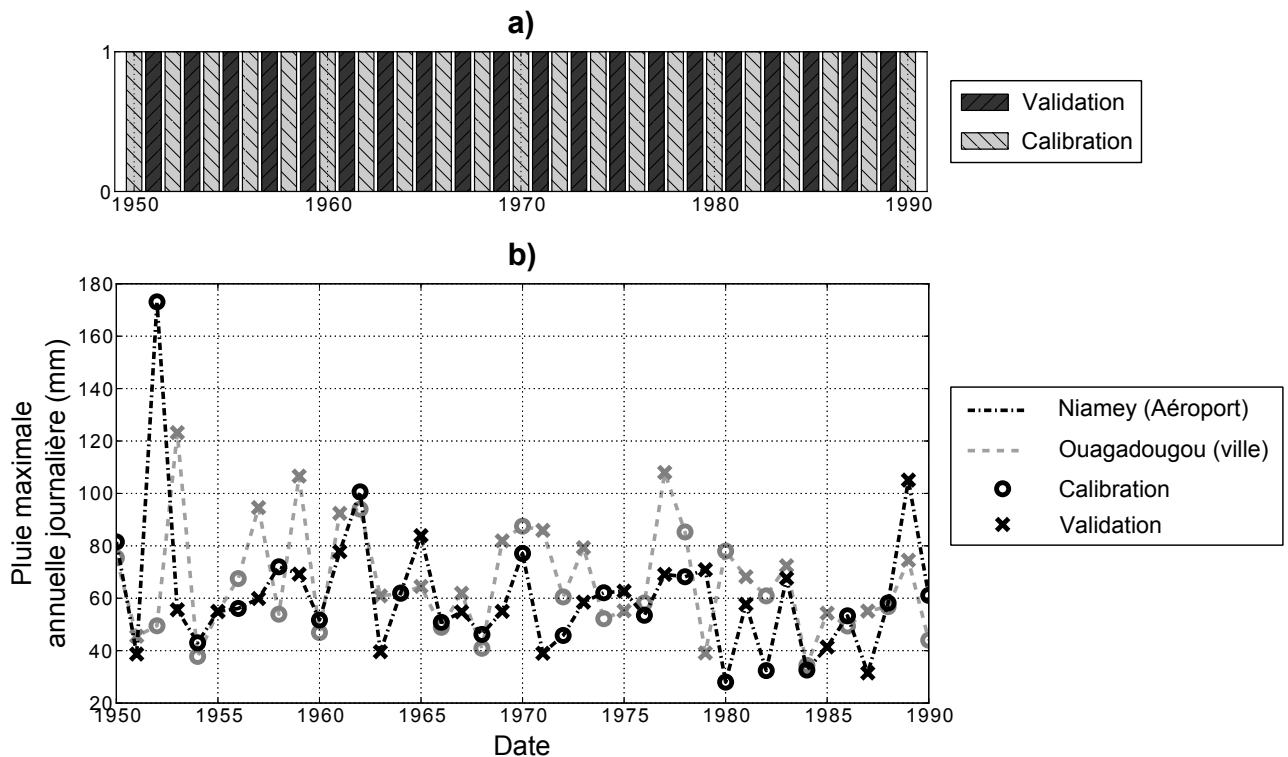


FIGURE VI.2 – Illustration de la méthode de calibration/validation : (a) Schéma conceptuel (b) échantillons de calibration et de validation à Niamey et à Ouagadougou

2.3. Résultats

Les résultats de cet exercice de calibration/validation sont présentés dans les deux sections suivantes. Quelques éléments de réflexion sont tout d'abord donnés sur quelques stations puis les résultats globaux sont discutés.

2.3.1. Illustration des effets d'échantillonnage temporel à quelques stations

Lorsque l'on retire la moitié des années pour calibration, il se peut que l'échantillon de validation soit très proche de l'échantillon de calibration, or dans la plupart des cas la distribution empirique des échantillons de calibration et de validation est différente à cause d'un simple effet d'échantillonnage. Dans notre cas cet effet d'échantillonnage peut être important à cause de la faible longueur de nos séries. Si en effet, cette procédure était appliquée à un échantillon infiniment grand, les deux échantillons de calibration/validation seraient similaires.

La FIGURE VI.3 présente quelques exemples d'effets d'échantillonnage temporel et le comportement des modèles face à ces effets d'échantillonnage :

- À Niamey, bien qu'une valeur très forte se trouve dans l'échantillon de validation ($\approx 175 \text{ mm}$) on peut noter la similitude entre la distribution de l'échantillon de validation et de calibration. Cette valeur très forte va uniquement influencer le paramètre de forme ($\xi = 0.16$) de la loi GEV ponctuelle qui surestime tous les quantiles ayant des périodes de retour supérieures à cinq ans de l'échantillon de validation. Les autres modèles ne semblent pas trop sensibles à la présence de cette valeur très forte.
- À Tangiéta, la situation est quasiment identique mais l'échantillon de validation possède trois valeurs exceptionnelles (152, 174 et 210 mm), supérieures à la valeur maximale de l'échantillon de calibration (115 mm). De ce fait, l'estimation du paramètre de forme de la loi GEV ponctuelle est dans ce cas influencée ($\xi = 0.49$). La loi de Gumbel a aussi tendance à surestimer les quantiles de l'échantillon de validation.
- À Ouagadougou, l'échantillon de validation tiré est très différent de l'échantillon de calibration (quantiles nettement inférieurs). Dans ce cas les approches ponctuelles s'ajustent bien à l'échantillon de calibration et par conséquent sous-estiment les quantiles de l'échantillon de validation. Les approches régionales, dans ce cas particulier, sont très peu dispersées et se placent entre l'échantillon de validation et celui de calibration. Ce dernier cas illustre à nouveau la robustesse des approches régionales.

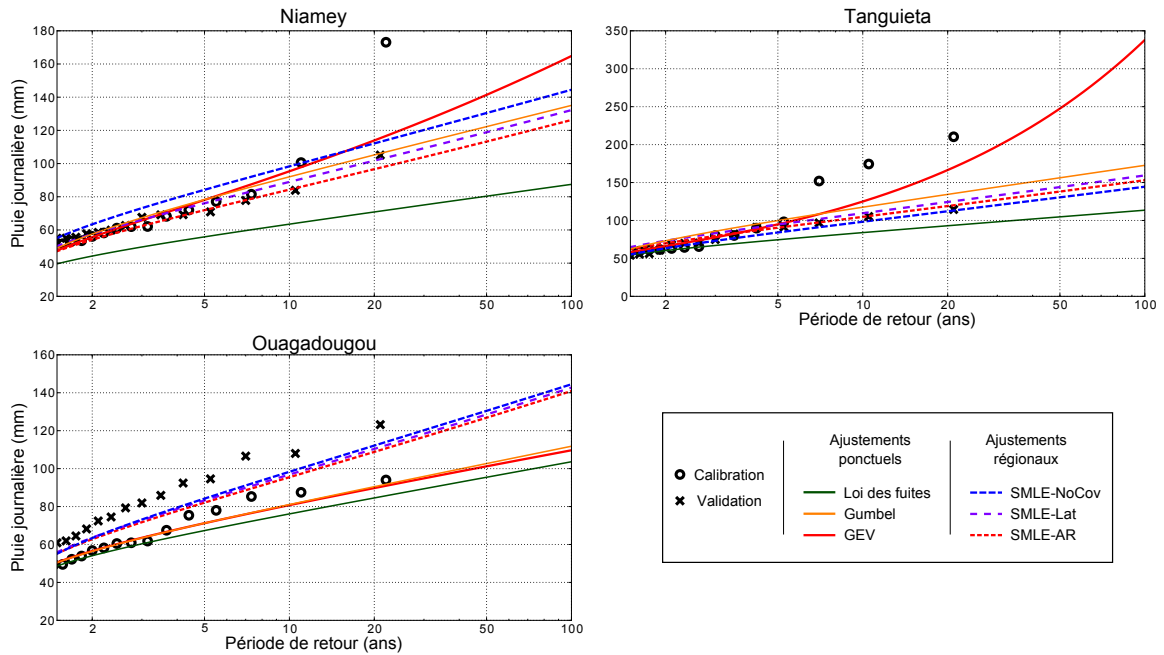


FIGURE VI.3 – Illustration de quelques effets d'échantillonnage temporel dus à la procédure de calibration/validation temporelle.

2.3.2. Résultats globaux

La robustesse temporelle des modèles va être évaluée de façon globale. Les résultats sont présentés à la FIGURE VI.4 et au TABLEAU VI.2.

La FIGURE VI.4 présente les QQ-plot¹ entre les différents modèles et les échantillons de validation. Il y a un QQ-plot par station et par modèle (126×6). Tous les QQ-plot d'un même modèle sont assemblés sur un seul graphique contenant donc 126 QQ-plot. Ces graphiques sont présentés sous la forme d'un graphique de densité pour plus de lisibilité.

Le TABLEAU VI.2 présente les résultats de façon quantitative avec des scores quantile-quantile qui sont calculés entre les différents modèles et les échantillons de validation. Ce tableau contient aussi le pourcentage de séries pour lesquelles les tests d'ajustement acceptent l'hypothèse nulle (H_0 : "l'échantillon est issu du modèle") au risque de 5 %.

Il y a plusieurs points à souligner à partir de ces résultats :

- i. les modèles SMLE-NoCov et la loi des fuites (qui ont les plus mauvaises performances en calibration) restent les modèles qui ont les moins bonnes performances à cause de leur manque de flexibilité ;
- ii. le modèle ponctuel GEV est le modèle qui subit le plus les effets d'échantillonnage temporel : sa grande flexibilité le rend très sensible ;
- iii. le modèle de Gumbel affiche des performances légèrement supérieures au modèle GEV ;
- iv. la meilleure performance est obtenue par les modèles régionaux utilisant une covariable spatiale, comme pour la calibration/validation spatiale, le modèle SMLE-AR a des performances légèrement meilleures que le modèle SMLE-Lat.

1. graphiques quantile-quantile

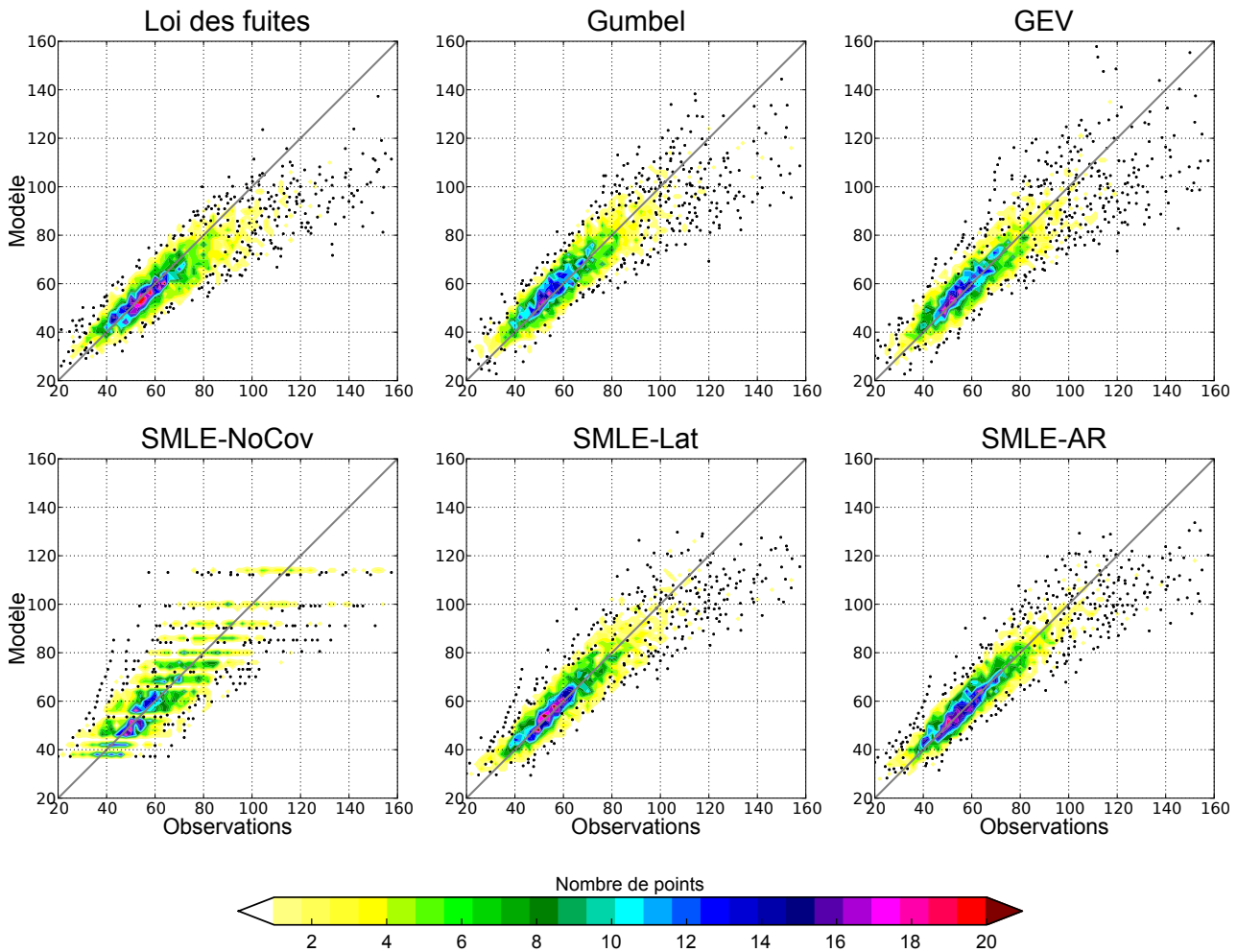


FIGURE VI.4 – Q-Q plot des différents modèles testés en calibration/validation temporelle

Tableau VI.2 – Évaluation globale de la robustesse temporelle des modèles (calibration/validation) : Différents scores et tests d’ajustement

Modèle	scores				Tests d’ajustement	
	Biais	r^2	MAE	RMSE	(% de stations où p-value < 5 %)	
					KS	AD
Loi des fuites	0.93	0.79	8.29	13.15	22 %	31 %
Gumbel	0.99	0.80	7.30	11.21	16 %	21 %
GEV	0.99	0.77	7.60	11.69	18 %	33 %
SMLE-NoCov	0.99	0.70	9.43	13.52	28 %	34 %
SMLE-Lat	0.99	0.82	6.84	10.65	11 %	15 %
SMLE-AR	0.99	0.84	6.43	10.27	6 %	10 %

2.4. Discussion

Cette procédure de calibration/validation temporelle montre que si tous les modèles se comportent moins bien en validation qu’en calibration, les modèles parcimonieux présentent les meilleures performances. Néanmoins, les modèles qui sont trop peu flexibles et qui présentent de mauvaises performances en calibration ne peuvent pas prétendre à de bonnes performances en validation malgré leur

grande robustesse. Les modèles ponctuels très flexibles (GEV et Gumbel) et en particulier le modèle GEV sont sur-paramétrés et peu robustes. L'estimation des hauts quantiles faite par ces modèles est donc très incertaine car soumise aux effets d'échantillonnage temporel. Les approches régionales prenant en compte la variabilité spatiale s'ajustent relativement bien en mode calibration mais surtout sont très robustes aux effets d'échantillonnage temporel. Elles permettent en effet d'utiliser l'information régionale pour mieux estimer la distribution en un point observé.

3. Estimation de l'intervalle de confiance des modèles GEV régionaux

Les deux précédentes sections montrent la robustesse des modèles régionaux face aux effets d'échantillonnage. Le but de cette section est d'estimer l'intervalle de confiance sur l'estimation des paramètres et des quantiles estimés par les modèles SMLE. Pour cela, une procédure de ré-échantillonnage bootstrap peut être utilisée [EFRON & TIBSHIRANI, 1994]. Le principe du bootstrap est d'obtenir de "nouveaux échantillons" par tirage avec remise à partir de l'échantillon initial.

Dans notre cas, on considère que chacune des réalisations z_{ij} de Z_{ij} à une station j a la même probabilité de se réaliser. Puis les étapes sont les suivantes :

- i. pour m allant de 1 à M , création d'un échantillon régional Ψ_m "bootstrap" à chacune des stations en tirant aléatoirement avec remise N_j réalisations de Z_j ;
- ii. ajustement du modèle SMLE sur cet échantillon Ψ_m par maximum de vraisemblance ;
- iii. enregistrement des valeurs du jeu de paramètres "bootstrap" θ_m^* dans un vecteur de longueur M ;
- iv. retour à la première étape jusqu'à ce que M soit suffisamment grand (5000 dans ce cas) pour avoir une estimation robuste de la distribution de chacun des paramètres (θ) ;
- v. évaluation des intervalles de confiance à partir de la distribution empirique de l'estimateur voulu à partir des M jeux de paramètres θ_m^* .

Les résultats de cette méthode de ré-échantillonnage sont montrés à la FIGURE VI.5. L'incertitude sur les paramètres $\mu(s)$ et $\sigma(s)$ est montrée en fonction de la valeur de s (cumul inter-annuel moyen). L'intervalle de confiance à 95 % est très faible pour le paramètre μ , il est relativement plus grand pour le paramètre σ . La distribution du paramètre ξ est très intéressante pour trois raisons :

- i. il n'y a aucun échantillon "bootstrap" qui a un paramètre de forme négatif, ce qui confirme que la distribution des extrêmes dans cette région est à queue lourde ;
- ii. l'intervalle de confiance est serré : 90 % des valeurs sont comprises entre 0.03 et 0.065 ;
- iii. l'ajustement initial est très bien centré dans cette distribution ($\xi = 0.483$ et $E[\xi_m^*] = 0.481$).

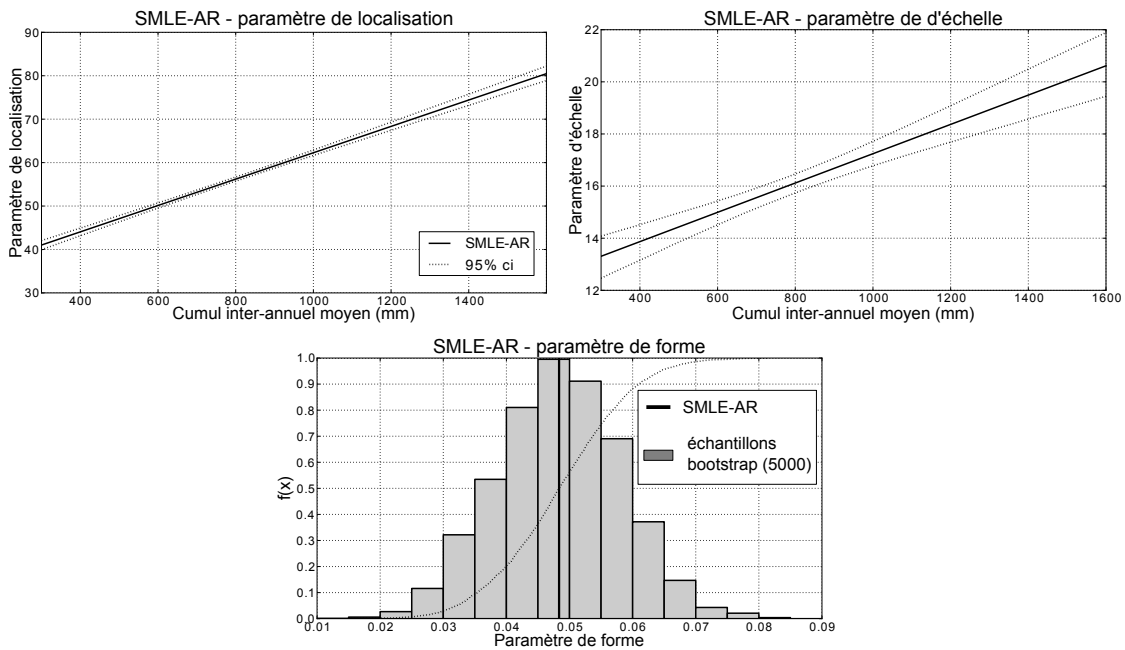


FIGURE VI.5 – Résultat de la procédure de bootstrap appliquée au modèle SMLE-AR

Pour compléter l’analyse précédente ainsi que la FIGURE 11 de l’article, la FIGURE VI.6 montre l’incertitude sur l’estimation de niveaux de retour à Niamey aéroport. On remarque très nettement que le modèle SMLE-AR (ajusté sur la période 1950-1990) a une incertitude “raisonnable” comparée à celle proposée par le modèle GEV ponctuel (ajusté sur la période 1905-2010).

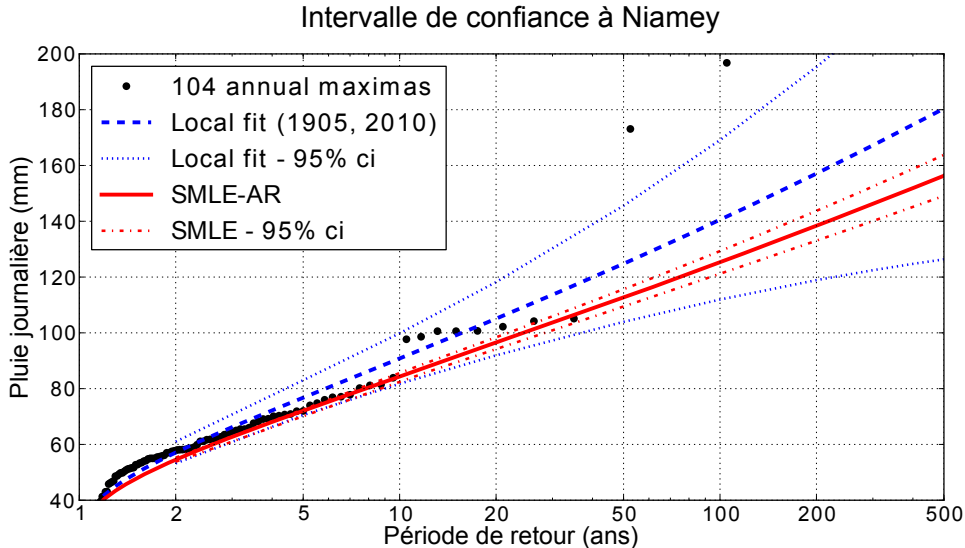


FIGURE VI.6 – Incertitudes sur l’estimation de niveaux de retour à Niamey aéroport avec le modèle SMLE-AR et une loi GEV ponctuelle estimée sur les 104 années disponibles

4. Extension aux autres zones d’Afrique de l’Ouest

Tous les développements et les calculs réalisés ci-dessus sont ici appliqués aux autres zones climatiques (Sénégal, Togo-Bénin et Côte d’Ivoire) dont les réseaux sont présentés au CHAPITRE IV. Les différents résultats concernant les cartes de périodes de retour et les procédures de calibration/validation sont présentés dans l’ANNEXE D et sont résumés dans cette section.

4.1. Comparaison des modèles SMLE estimés sur chacune des zones

Les différents paramètres obtenus pour les modèles SMLE-Lat et SMLE-AR sont regroupés dans le TABLEAU VI.3. Quelques points peuvent être notés :

- les paramètres de forme estimés par les modèles SMLE-Lat et SMLE-AR sont proches et sont positifs pour toutes les zones (compris entre 0.05 et 0.1) ;
- les paramètres estimés pour les modèles SMLE-AR des deux zones Sahéliennes (Sénégal et Sahel Central) sont proches, ce qui n'est pas le cas pour les deux zones Soudano-Guinéennes.

Tableau VI.3 – Paramètres estimés pour les modèles SMLE-Lat et SMLE-AR pour la période 1950-1990 et sur les différentes zones climatiques

Zone	N stations	SMLE-Lat					SMLE-AR				
		μ_0 <i>mm</i>	μ_1 <i>mm/°</i>	σ_0 <i>mm</i>	σ_1 <i>mm/°</i>	ξ –	μ_0 <i>mm</i>	μ_1 <i>mm/mm</i>	σ_0 <i>mm</i>	σ_1 <i>mm/mm</i>	ξ –
Sahel central	126	125.3	-5.5	29.4	-1.0	0.05	31.9	0.03	11.6	0.01	0.05
Sénégal	55	220.3	-11.3	71.2	-3.6	0.10	36.3	0.03	14.2	0.01	0.10
Togo - Bénin	44	94.0	-2.9	32.3	-1.6	0.07	62.2	0.01	22.6	-0.00	0.10
Côte d'Ivoire	32	111.1	-4.7	44.5	-2.8	0.10	19.7	0.04	-3.5	0.02	0.05

4.2. Résultats des procédures de calibration/validation

Les procédures de calibration/validation spatiales et temporelles ont été appliquées à chacune des zones. Si dans le cas du Sahel central, tous les résultats étaient en faveur du modèle SMLE-AR, pour les autres zones climatiques les résultats sont plus contrastés. Une tentative de classement des méthodes selon leur performance est proposée au TABLEAU VI.4, les résultats complets se trouvent dans l'ANNEXE D.

À l'évidence les modèles SMLE-AR et SMLE-Lat ressortent et ont le plus souvent les meilleures performances dans les procédures de calibration/validation. C'est le cas dans les deux zones Sahéliennes (le Sahel central présentant les résultats les plus nets). Néanmoins, dans certains cas particuliers ces modèles ne sont pas les plus performants :

- pour la zone Togo-Bénin en validation spatiale, il est très difficile de départager les modèles car les modèles LFI sont nettement meilleurs pour prédire à de courtes distances (réseaux N) et les modèles SMLE sont plus performants pour les réseaux F ;
- sur le réseau de la Côte d'Ivoire, les modèles de Gumbel et GEV ponctuels fournissent de meilleurs scores en validation temporelle.

Si en général les modèles SMLE sont plus robustes et plus aptes à prédire une distribution en des lieux observés et non-observés, ils sont parfois moins performants que des approches locales. Cela peut s'expliquer par différentes raisons :

- dans le cas où la covariable spatiale choisie est inadaptée à l'organisation spatiale des maxima, ce point souligne l'importance d'utiliser les approches locales dans un premier temps pour proposer des covariables spatiales appropriées aux modèles SMLE ;
- dans le cas où la région d'étude n'est pas climatologiquement homogène et où les maxima sont produits par des événements d'origine physique différente (populations différentes) ;

- dans le cas où la covariable spatiale n'est pas aisément identifiable à cause d'une organisation chaotique (e.g. zones montagneuses).

Tableau VI.4 – Procédures de calibration/validation appliquées à chacune des zones climatiques. Classement des différentes méthodes selon leur performance.

Zone climatique	Calibration/validation spatiale	Calibration/validation temporelle
Sahel Central	<ol style="list-style-type: none"> 1. SMLE-AR 2. SMLE-Lat 3. LFI-OK_UD et LFI-UK_UD 4. LFI-OK et LFI-UK 5. SMLE-NoCov et LFI-NN 	<ol style="list-style-type: none"> 1. SMLE-AR 2. SMLE-Lat 3. Gumbel ponctuel 4. GEV ponctuel (LFI-xx) 5. SMLE-NoCov et Loi des fuites
Sénégal	<ol style="list-style-type: none"> 1. SMLE-Lat et SMLE-AR 2. LFI-OK et LFI-UK 3. LFI-OK_UD et LFI-UK_UD 4. SMLE-NoCov et LFI-NN 	<ol style="list-style-type: none"> 1. SMLE-AR 2. SMLE-Lat 3. Gumbel ponctuel 4. GEV ponctuel (LFI-xx) 5. SMLE-NoCov 6. Loi des fuites
Togo-Bénin	<ol style="list-style-type: none"> 1. LFI-xx et SMLE-xx 	<ol style="list-style-type: none"> 1. SMLE-Lat 2. SMLE-NoCov 3. GEV ponctuel (LFI-xx) 4. SMLE-AR 5. Gumbel ponctuel 6. Loi des fuites
Côte d'Ivoire	<ol style="list-style-type: none"> 1. SMLE-AR 2. LFI-NN, LFI-OK et LFI-UK 3. SMLE-Lat 4. SMLE-NoCov 5. LFI-OK_UD et LFI-UK_UD 	<ol style="list-style-type: none"> 1. Gumbel ponctuel 2. GEV ponctuel (LFI-xx) 3. SMLE-AR 4. SMLE-Lat 5. SMLE-NoCov 6. Loi des fuites

5. Synthèse des résultats

Différents modèles GEV ont été adaptés pour modéliser les pluies journalières maximales annuelles sur la région ouest africaine. Des approches **ponctuelles** ont permis d'étudier l'organisation spatiale des paramètres de la loi et de proposer des modèles **régionaux** adaptés à la région.

Ces approches ont été comparées sur la robustesse de leur estimations en des points observés (robustesse temporelle) et non-observés (robustesse spatiale). Dans le premier cas la validation se fait en séparant les échantillons en deux : la calibration se faisant sur une partie et la validation sur l'autre. Dans le second cas différentes procédures de calibration/validation spatiales ont été testées. Le résultat majeur de ce chapitre est que les modèles régionaux et plus précisément celui qui utilise le cumul annuel moyen comme covariable (SMLE-AR) est le meilleur modèle pour toutes les procédures de calibration/validation testées sur le réseau du Sahel central. L'extension aux autres zones de la région (Sénégal, Togo-Bénin, Côte d'Ivoire) confirme ce résultat mais démontre aussi l'importance d'utiliser des covariables appropriées pour que les approches régionales aient de meilleures performances que les approches ponctuelles.

Ceci montre qu'il est pertinent d'utiliser l'**information régionale** pour estimer les forts quantiles dans cette région du monde. Les approches régionales développées ici permettent en effet de limiter les effets d'échantillonnage temporel et spatial. C'est un résultat important pour l'estimation des pluies ayant des périodes de retour élevées pouvant servir à la **gestion du risque** (pluies de projet, dimensionnement d'ouvrage, carte d'aléa ...).

Analyse ponctuelle et régionale de la non-stationnarité temporelle des extrêmes pluviométriques

Ce chapitre s'intéresse à la détection de non-stationnarités dans les séries d'extrêmes hydro-météorologiques.

Dans le contexte du changement climatique, il est attendu que les extrêmes météorologiques et hydrologiques évoluent (c.f. CHAPITRE I). Être capable de détecter des changements pour les valeurs les plus extrêmes (queues des distributions) des séries hydro-météorologiques est un défi à cause de la forte variabilité et de la faible longueur des séries. Il est donc nécessaire de développer des méthodologies permettant la détection d'un signal d'amplitude relativement faible comparé au bruit présent dans une série temporelle.

Différentes méthodes sont utilisées dans la littérature pour tester la stationnarité des séries d'extrêmes hydro-météorologiques :

- la méthode qui a longtemps prévalu est l'application de tests statistiques de stationnarité (tendance ou rupture) sur les séries ponctuelles [e.g. ROBSON et al., 1998; HAYLOCK & NICHOLLS, 2000; MANTON et al., 2001; FRICH et al., 2002; EASTERLING et al., 2003; KLEIN TANK & KÖNNEN, 2003; MOBERG & JONES, 2005; ALEXANDER et al., 2006; AGUILAR et al., 2009; RAHIMZADEH et al., 2009; COSTA & SOARES, 2009; SHAHID, 2010; GUHATHAKURTA et al., 2011; CHU et al., 2012];
- pour réduire les effet d'échantillonnage dus à l'utilisation de séries ponctuelles, des tests statistiques régionaux ont été développés pour être appliqués à des groupements de stations [la littérature est moins fournie mais on peut citer par exemple RENARD, 2006; PUJOL et al., 2007; NEPPEL et al., 2011];
- des approches paramétriques ont récemment été développées et appliquées sur des séries ponctuelles [e.g. RE & BARROS, 2009; SUGAHARA et al., 2009; MARTY & BLANCHET, 2011; PARK et al., 2011; BEGUERIA et al., 2011; SEO et al., 2011], le principe consiste à comparer les

performances d'un modèle d'extrême (GEV ou GPD) dépendant du temps à son équivalent stationnaire ;

- des approches paramétriques modélisant les extrêmes spatialement et temporellement ont été développées [e.g. COOLEY et al., 2007 ; SANG & GELFAND, 2009 ; PADOAN et al., 2010 ; BLANCHET & DAVISON, 2011], ces approches permettent de rassembler l'information de plusieurs échantillons.

Il n'y a pas (à notre connaissance) d'étude comparant ces différentes approches. L'objectif méthodologique de ce chapitre est donc d'utiliser différentes approches afin de comparer leurs différents résultats et donc de savoir si une méthode est à privilégier par rapport à une autre. La baisse des cumuls pluviométriques enregistrée au début des années 1970 qui a touché la région ouest africaine et la forte quantité de données disponibles pendant la période 1950-1990 sont un terrain idéal pour étudier cette question méthodologique.

Le second objectif de ce chapitre est climatologique et concerne l'évolution des extrêmes pluviométrique en Afrique de l'Ouest (*Objectif n°2* de ce manuscrit, c.f. CHAPITRE III). Plus particulièrement ce chapitre tentera de répondre à la question suivante : comment la sécheresse des années 70' 80' a impacté la distribution des pluies extrêmes ?

Ce chapitre se base sur le réseau du Sahel central pendant la période 1950-1990 pour les mêmes raisons que le chapitre précédent (réseau qui contient le plus de stations parmi les réseaux à notre disposition sur cette période).

Ce chapitre se décompose en trois sections. Le détail des approches utilisées pour détecter des non-stationnarités est présenté dans la SECTION 1 sous la forme d'une publication (accompagnée d'un résumé étendu en français). Des analyses méthodologiques et climatologiques complémentaires sont proposées dans la SECTION 2. Une extension régionale des résultats est faite en SECTION 3.

1. Publication : From pointwise testing to a regional vision : an integrated statistical approach to detect non stationarity in extreme daily rainfall. Application to the Sahelian region.

Panthou G.¹, Vischel T.¹, Lebel T.¹, Quantin G.¹, Favre Pugin A-C.¹, Blanchet J.², Ali A.³

¹ LTHE (UMR 5564), Grenoble 1, IRD, Grenoble, France

² EPFL, EPFL-FSB-MATHAA-STAT, Lausanne, Switzerland

³ Centre Régional AGRHYMET, Niamey, Niger

Corresponding author : Dr Vischel Théo, theo.vischel@ujf-grenoble.fr

Article sous presse dans Journal of Geophysical Research - Atmospheres

Résumé étendu

L'objectif de cet article est de comparer la capacité de différentes méthodes à détecter des non-stationnarités dans des séries d'extrêmes. Ce résumé suit le même cheminement que l'article en se focalisant sur deux points particuliers : les méthodes employées pour tester la stationnarité des séries (section III de l'article) et les principaux résultats (section IV de l'article).

N.B. : les deux premières sections de l'article ne sont pas résumées car elles concernent des points déjà évoqués dans ce manuscrit (l'introduction de l'article correspond à l'introduction de ce chapitre et la section sur les données fait l'objet du CHAPITRE IV de ce manuscrit). Un lecteur pressé pourra donc se reporter directement à la section III de l'article.

*Cadre statistique et méthodes employées*¹

Le cadre statistique de cet article est l'approche BMA (c.f. CHAPITRE V). La stationnarité des pluies maximales annuelles obtenues à partir du réseau du sahel central pour la période 1950-1990 (126 séries) va être testée à l'aide de trois approches différentes. Les approches implémentées sont capables de détecter des non-stationnarités (tendances ou ruptures) dans les séries de maxima et sont présentées dans les paragraphes suivants.

Tests statistiques de stationnarité

Sept tests statistiques de stationnarité ont été appliqués aux séries ponctuelles de maxima. Ces tests sont utilisés pour détecter la possible présence d'une tendance monotone ou d'une rupture dans les séries temporelles. Les tests comparent l'hypothèse nulle H_0 "la série est stationnaire" à l'hypothèse alternative H_1 "la série contient une tendance ou une rupture". Les tests renvoient la significativité de l'hypothèse alternative (p-valeur²) qui correspond au risque de rejeter à tort l'hypothèse nulle (risque de première espèce : α). Le TABLEAU VII.1 récapitule les tests dont une bref description est

1. section III de l'article

2. p-value

également jointe en annexe de l'article. Pour quelques rappels sur les tests statistiques, le lecteur peut se référer à l'ANNEXE B.

Tableau VII.1 – Tests statistiques utilisés

Test	Hypothèse alternative (H_1)	Référence
Pearson	Tendance linéaire	
Mann-Kendall	Tendance monotone	MANN [1945]; KENDALL [1975]
Spearman	Tendance monotone	LEHMANN & D'ABRERA [1998]
Kwiatkowski - Phillips - Schmidt - Shin (KPSS)	Tendance monotone	KWIATKOWSKI et al. [1992]
Smadi et Zghoul	Rupture	SMADI & ZGHOUL [2006]
Pettitt	Rupture	PETTITT [1979]
Lombard	Changement lisse/Tendance	LOMBARD [1987]; QUESSY et al. [2011]

Modèles GEV ponctuels stationnaires (PGEV) et non-stationnaires (PNSGEV)

Il est possible de tester la stationnarité de séries de maxima ponctuels dans un cadre paramétrique. Pour ce faire, les performances d'un modèle GEV ponctuel stationnaire (PGEV) sont comparées à celles d'un modèle GEV ponctuel non-stationnaire (PNSGEV*). Le modèle PGEV est ajusté par maximum de vraisemblance indépendamment à chaque station. Pour le modèle PNSGEV, différentes non-stationnarités sont testées pour le paramètre de localisation de la loi GEV (μ). Le modèle PNSGEV ayant la plus grande performance est retenu (dénommé PNSGEV*) La significativité de la différence de vraisemblance entre le modèle PGEV et le modèle PNSGEV* est estimé avec un Likelihood Ratio test. Cette procédure est illustré à la FIGURE VII.1.

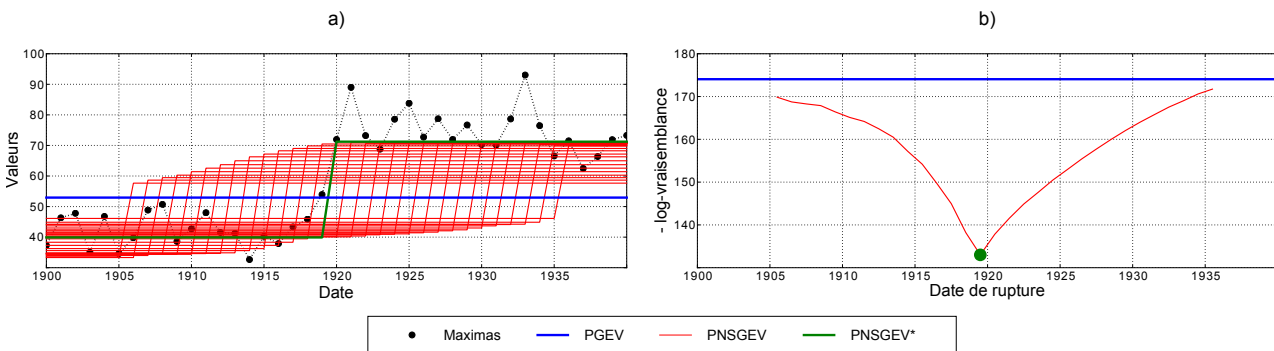


FIGURE VII.1 – Modèles ponctuels PGEV et PNSGEV : (a) maxima et paramètre de localisation du modèle PGEV (courbe bleu), des différents modèles PNSGEV (courbes rouges) et du modèle PNSGEV* (courbe verte); (b) négatif de la log-vraisemblance des différents modèles

Modèles GEV régionaux

Une approche permettant de trouver la non-stationnarité la plus probable à l'échelle régionale a été développée. Le principe est exactement le même que pour les modèles GEV stationnaires et non-stationnaires ponctuels sauf qu'il se base sur le modèle régional qui utilise le cumul pluviométrique annuel moyen comme covariable spatiale (c'est le modèle SMLE-AR présenté au CHAPITRE VI). Dans sa version stationnaire, les paramètres du modèle régional RGEV ne dépendent pas du temps. Dans sa version non-stationnaire RNSGEV, une dépendance au temps pour le paramètre de locali-

sation (μ) est ajoutée. Comme pour les modèles PNSGEV, le modèle RNSGEV ayant la meilleure vraisemblance (celui dont la forme de non-stationnarité est la plus probable) est sélectionné. À cause de la dépendance spatiale entre les maxima, le Likelihood Ratio ne peut être appliqué pour évaluer la significativité de la non-stationnarité régionale trouvée. Une procédure de permutation est utilisée ici pour ce faire.

*Principaux résultats*¹

Les résultats de l'application des tests statistiques sur les séries de maxima sont montrés à la FIGURE 4a de l'article. Il y a 20 – 25 % des séries pour lesquelles les tests statistiques rejettent l'hypothèse nulle H_0 (au risque $\alpha = 5$ %). Pour le test de Pettitt, les dates de ruptures sont négatives et situées autour de 1970 (FIGURE 4b).

L'application des modèles GEV ponctuels (PGEV/PNSGEV, c.f. FIGURE 5) montre que 81 séries sont mieux décrites par un modèle GEV non-stationnaire (au sens du Likelihood Ratio au risque $\alpha = 5$ %). Parmi ces 81 séries la plupart sont des ruptures négatives (74) et sont situées autour de l'année 1970. On note cependant une plus grosse dispersion des dates de rupture que pour le test de Pettitt.

Le modèle régional non-stationnaire le plus probable possède une rupture négative du paramètre de localisation entre 1969 et 1970 (c.f. FIGURE 7 de l'article). L'analyse de la procédure de permutation permet de montrer que la rupture est significative ($\simeq 0.01$ %, c.f. FIGURE 9 de l'article).

Les principaux résultats montrent l'importance d'utiliser différentes méthodes pour détecter des non-stationnarités dans les séries d'extrêmes hydro-météorologiques à l'échelle régionale. Les approches ponctuelles permettent de proposer des approches régionales adaptées aux non-stationnarités présentes dans les séries et de vérifier qu'il n'y a pas d'hétérogénéités spatiales. L'approche régionale permet de limiter les effets d'échantillonnage ponctuels.

Le résultat climatologique de cet article est que la sécheresse observée au cours des années 1970-1990 a aussi affecté les pluies extrêmes de façon significative.

Un complément à cet article est présenté dans la SECTION 2 de ce chapitre et discutera quelques points méthodologiques et climatologiques supplémentaires.

1. section IV de l'article

Abstract

Global warming is expected to intensify the hydrologic cycle. Documenting whether significant changes in the extreme precipitation regimes have already happened is consequently one of the challenging topics in climatic research.

The high natural variability of extreme precipitation often prevents from obtaining significant results when testing changes in the empirical distribution of extreme rainfall at regional scale. A regional integrated approach is proposed here as one possible answer to this complex methodological problem. Three methods are combined in order to detect regionally significant trends and/or break-points in series of annual maximum daily rainfall:

- (i) Individual stationarity tests applied to the raw point series of maxima;
- (ii) A maximum likelihood testing of time dependent GEV distributions fitted to these series;
- (iii) A heuristic testing of a regional time dependent GEV distribution.

This approach is applied to a set of 126 daily rain gauges covering the Sahel over the period 1950-1990. It is found that only a few stations are tested as non-stationary when applying classical tests on the raw series while the two GEV-based models converge to show that the extreme rainfall series indeed underwent a negative break-point around 1970. The study evidences the limits of the widely used classical stationarity tests to detect trends in noisy series affected by sampling uncertainties, while using a parametric space and time dependent GEV efficiently reduces this effect. Showing that the great Sahelian drought was accompanied by a significant decrease of extreme rainfall events is the other main result of this study.

Keywords: Extreme daily rainfall, GEV, non-stationarity, trends, break-point tests, Sahel

I. Introduction

The evolution of extreme rainfall events has become a major concern in the past few years because of the global warming that is expected to intensify the hydrological cycle and thus increase the precipitation intensities, even in regions where the mean annual rainfall might decrease [Alpert, 2002; Trenberth et al., 2003; Emori & Brown, 2005; Held & Soden, 2006; O’Gorman & Schneider, 2009]. This prospect is clearly visible at global scale in General Circulation Models (GCM) and Regional Climate models (RCM) simulations [Easterling et al., 2000; Allen & Ingram, 2002; Milly et al., 2002; Voss et al., 2002; Groisman et al., 2005; Kharin & Zwiers, 2005; Alexander et al., 2006; Sun et al., 2007; Min et al., 2011], but clear trends in that direction remain to be confirmed in observations, even though a few studies assert this to be already perceivable in some places [Dore, 2005; Zhang et al., 2007].

Researchers looking for possible changes in the accuracy and magnitude of extreme rainfall are facing the challenge of detecting a statistically significant trend or break in a process that is characterized by a large natural space and time variability. The core of the problem lies in the fact that there are not so many data sets spanning a sufficiently long period so as to perform meaningful statistical tests of non stationarity on series characterized by such a high time variability. Satellite observations are still too recent in that respect, which implies that the only relevant long term observations are rain gauge series. This explains why most studies aiming at detecting trends in extreme precipitation events during the last century are based on the analysis of daily values recorded by rain gauges [see e.g. Kunkel et al., 1999; Manton et al., 2001; Bocheva et al., 2009; Costa & Soares, 2009; Shahid, 2010; Begueria et al., 2011 among others].

However, point rainfall series have their own weakness in terms of sampling properly the spatial variability: indeed, the strong spatial variability of extreme rainfall is another complicating factor as far as detecting trends is concerned. There is thus a need for methods allowing to combine optimally and in a robust way the time and the spatial information provided by point rainfall series covering a climatic region. The goal of this paper is precisely to propose such a method and to illustrate its efficiency by applying it to a region - the West African Sahel - where rainfall variability is notoriously high at all scales. An extensive review of literature shows that the scientific community is still lacking an integrated regional approach for characterizing extreme rainfall distribution at regional scale.

A first widely used approach [Frich et al., 2002; Easterling et al., 2003; Kiktev et al., 2003; Klein Tank & Können, 2003; Moberg & Jones, 2005; Alexander et al., 2006] to assess trends in extreme precipitations is to describe the evolution of simple rainfall indices (as for instance the number of rainy days over a fixed threshold or the evolution of the 95th percentile of the daily rainfall distribution). By incorporating most of the recorded heavy rainfall events, this approach fairly deals with the issue of sampling effects, however the resulting statistics are poorly informative regarding the evolution of high rainfall quantiles (typically 20 to 100-year, or larger return period values), that are of greatest interest from both a climatological and a water resources management points of view.

An alternative common approach is provided by the extreme value theory [EVT, see Coles, 2001 for details]. In the EVT framework, extreme series are created by extracting maxima in predefined periods (block maxima analysis: BMA) or values exceeding a given threshold (peaks-over-threshold: POT). Analytical functions are specified to infer the distributions of the extreme values as for instance the widely used Generalized Extreme Value distributions (GEV, used in the BMA approach) or the Generalized Pareto distributions (GP, used in the POT approach). One of the main assumptions of the EVT is the stationarity of extremes. The detection of non-stationarity

in series within the EVT framework mainly consists in examining the validity of the stationarity assumption.

To that purpose, the method that has long prevailed in the literature is the use of statistical stationarity tests, designed to detect either linear or break-point changes in the extreme event series [Robson et al., 1998; Haylock & Nicholls, 2000; Manton et al., 2001; Frich et al., 2002; Easterling et al., 2003; Klein Tank & Können, 2003; Moberg & Jones, 2005; Alexander et al., 2006; Aguilar et al., 2009; Rahimzadeh et al., 2009; Costa & Soares, 2009; Shahid, 2010; Guhathakurta et al., 2011; Chu et al., 2012]. Beyond that, there are only a few studies using regional approaches to test the stationarity of extreme precipitation, among them we can cite Renard [2006], Pujol et al. [2007] and Neppel et al. [2011].

More recently parametric approaches have been proposed based on extreme value distributions incorporating time-dependent parameters or time varying covariates [Coles, 2001; Katz et al., 2002]. Comparing these non stationary GEV (NSGEV) [Re & Barros, 2009; Marty & Blanchet, 2011; Park et al., 2011; Seo et al., 2011] or non stationary GP distributions [Re & Barros, 2009; Sugahara et al., 2009; Begueria et al., 2011] to their stationary counterpart is a way to assess the significance of the temporal trend in extreme rainfall distribution. The time-dependent distributions have mainly been applied to assess linear trends in extreme series but, to our knowledge, no attempt has so far been made at adapting them to detect break-point changes.

Among the most recent advances in the modeling of extreme events, original developments have been proposed to model the extreme events at regional scale by taking into account the spatial heterogeneities of the distributions by incorporating spatial covariates [see e.g. Blanchet & Lehnig, 2010; Panthou et al., 2012]. Panthou et al. [2012] show that pooling individual point series in order to fit directly a regional model using a spatial covariate reduces significantly the impact of temporal sampling effects. Some recent studies proposed to model the spatial or spatio-temporal dependence of extremes, either using spatial latent processes [see e.g. Cooley et al., 2007; Sang

& Gelfand, 2009] or max-stable models [see e.g. Padoan et al., 2010; Blanchet & Davison, 2011]. However all these references develop and apply one single model. Among those modeling the evolution of extremes, there is no study which compares different possible approaches for describing the temporal evolution of extremes.

This review of literature points to the need for studying how different approaches behave comparatively to each other. The present paper thus proposes a comparison between three methods: a classical point-wise stationarity test analysis, a point-wise time-dependent GEV model and a regional time-dependent GEV model. Beyond the comparison itself, original methodological developments are proposed to detect both linear trends and break-points in the time series. The integration of these various analytical steps provides a statistically coherent way for a global analysis of extreme rainfall distribution at regional scale and for detecting changes in this distribution.

II. Region and data

II.1. Sahelian climatological context

The Sahel is a semi arid region in West Africa roughly delimited by latitudes 10°N and 17°N . The Sahelian rainfall regime is characterized by both a few well organized patterns at large scales and a strong chaotic variability at smaller scales. The well organized patterns result from the annual cycle being governed by a monsoon regime with a single rainy season alternating with a single dry season (FIGURE 1a). The length of the rainy season decreases from roughly 7 months in the South (April to October) to 3 months in the North (July to September). Associated with this gradient of the rainy season length is a negative South to North Gradient of the interannual average rainfall in the order of 1 mm.km^{-1} [Lebel et al., 1992]. Over the period considered here (1950-1990), the average annual rainfall ranges from around 1000 mm at 10°N to around 200 mm at 16°N (FIGURE 1b); in the Central Sahel this gradient is in fact slightly tilted to the North-East. It is worth noting that in periods of lower rainfall, such as during the 1970s and 1980s, the gradient remained roughly unchanged, the isohyets being

globally shifted to the South by about 180 mm [Lebel & Ali, 2009].

Superimposed to these globally stable features, associated with large scale forcing factors, is a strong year to year variability (FIGURE 1c) as well as a strong spatial variability, resulting from the convective nature of rainfall at the mesoscale. As a consequence a given rainy season may display a rainfall pattern extremely different from the long term average pattern, especially when looking at the mesoscale, as shown in FIGURE 1d.

The standardized precipitation index of FIGURE 1d also displays a decadal scale signal. Decadal variability may at time be a rather fuzzy concept; in the Sahelian case however, it refers to the long lasting drought of the 1970s and the 1980s, which was still pretty much perceived over the 1990s, making it the most important climatic signal ever recorded in the world [Dai et al., 2004b]. It has had dramatic impacts on populations mainly because food production is almost exclusively provided by rainfed agriculture. Paradoxically the region has also been affected by a significant increase of damages due to extreme hydrological events [Di-Baldassarre et al., 2010]. It is thus particularly challenging to understand how the recent regional climate change in this region has affected the distribution of extreme rainfall events.

While many studies have documented and analyzed the big Sahelian drought, evidencing that a statistically significant break occurred at the end of the 1960s, extreme rainfall did not receive a comparable attention. One exception is the work of New et al. [2006] who examined trends in indices of extremes daily precipitation showing that a roughly equal proportion of the six West African stations used in their study was characterized by either increasing or decreasing trends. This preliminary study points to the fact that attempting to detect non stationarity in extreme rainfall series might lead to more ambiguous results than when working on total annual rainfall series. This is primarily due to sampling distribution of extreme values being much more dispersed than the sampling distribution of annual totals. In this respect a comprehensive regional vision is needed in

order to decrease the effect of sampling dispersion by incorporating a larger set of observations.

II.2. Rainfall data

The core of the data used here comes from a work which was undertaken under the umbrella of CIEH (Centre Inter-états d'Etudes Hydrauliques) in the mid-1980s. This allowed to pool the data from more than 700 stations since their starting date of operation. Much of West Africa was covered by this data set, albeit not in an homogeneous way, the coverage being less dense in Nigeria and Guinea, for instance. A complementary work by Le Barbé et al. [2002] led to extend in

time a large number of series, so that the whole critical period 1950-1990 could be covered. Of course there are gaps in the series, either due to operation problems of the gauges or due to data having been lost or impossible to retrieve. All in all, this led us to select for this research on extreme rainfall an area extending from 10°W to 5°E and 10°N to 15°N , corresponding to the Central Sahel as defined in Lebel & Ali [2009]: a total of 126 rain-gauges are available in this area (FIGURE 1b) with less than two years of missing data over the entire 1950-1990 period [see Panthou et al., 2012 for a detailed justification of the data selection].

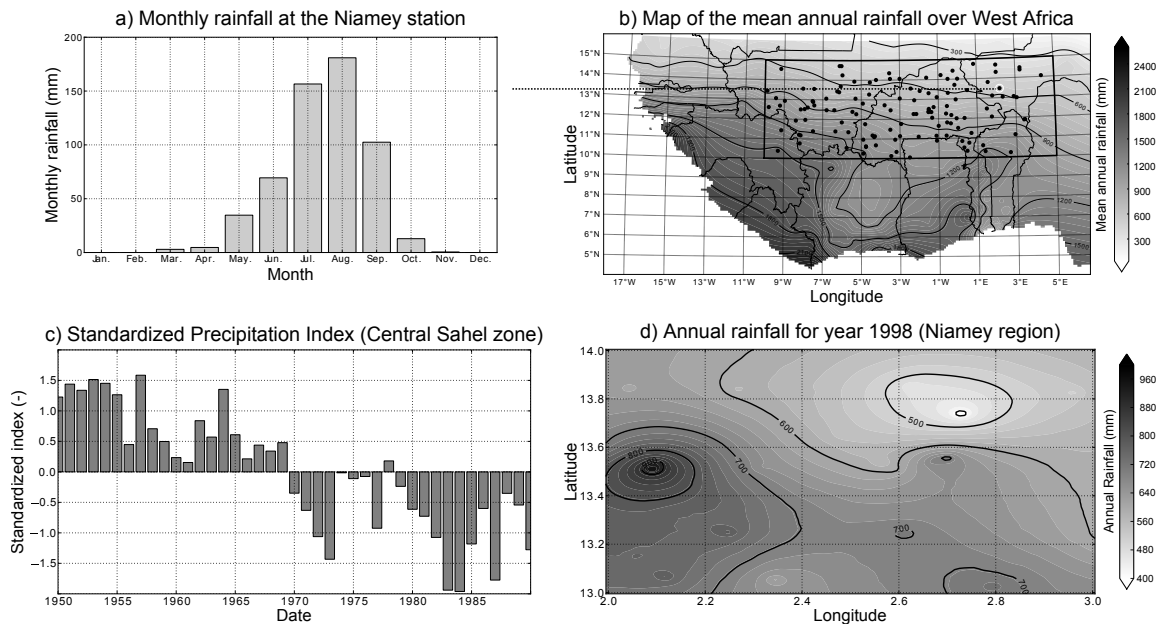


Figure 1: (a) Monthly rainfall at the Niamey station. (b) Map of the mean annual rainfall over West Africa during the period 1950-1990. On this map, the black rectangle represents the central Sahel area and the white circle the Niamey rain-gauge. (c) Standardized precipitation index for the central Sahel zone. (d) Map of the 1998 rainy season for the EPSAT-Niger observing system (10000 km^2).

III. Methodology

Three steps are taken to detect if there is a significant break in the extreme rainfall distribution over the period 1950-1990:

- i. extracting a relevant sample of so-called extreme rainfall : the choice is made here to work on annual maxima in the framework of block maxima analysis;
- ii. point statistical analysis: the stationarity of annual maxima series is assessed by applying a battery of seven selected statistical tests

and by using the GEV distribution to represent annual maxima distributions;

- iii. because point statistical analysis is very sensitive to the strong sampling effects inherent to extreme value distributions, a regional perspective has to be taken which involves deriving appropriate methods.

The rationale behind the choices summarized above is detailed below.

III.1. Extracting extreme rainfall series - Block Maxima framework

The series of extreme daily rainfall are extracted through the block maxima procedure [Coles, 2001]. Let X_1, \dots, X_k be a sequence of k independent and identically distributed (iid) variables. The block maxima approach consists of defining blocks of n observations and to take the maxima within each block. This leads to obtain a vector of $N = \frac{k}{n}$ maxima Z (here $N = 41$):

$$\begin{aligned} Z &= \{Z_1, \dots, Z_n\} \\ &= \{\max(X_1, \dots, X_n), \dots, \max(X_{k-n+1}, \dots, X_k)\} \end{aligned} \quad (1)$$

In this study, each block contains one year of data ($n = 365$ observations). For each of the 126 stations, a series of 41 annual maximum daily rainfall is extracted from the daily data.

III.2. Analysis of extreme point rainfall series

III.2.a. Testing stationarity versus non stationarity

Statistical tests of stationarity are used here to detect the possible existence of a linear trend or of a break-point in our time series. A test compares the null hypothesis H_0 'the series is stationary' to the alternative hypothesis H_1 'series has a linear trend and/or a break-point'. It returns the significance of the alternative hypothesis which is the risk to reject the null hypothesis incorrectly (the error of the first kind). For the present study, seven tests have been chosen (see appendix A for a brief description of the different tests): four of them test a linear trend, two are designed to detect a break-point and one is able to detect both a linear trend or a break-point. All these tests are non-parametric, except for the Pearson test, meaning that they have no assumptions about the distribution of the series tested.

III.2.b. GEV models

There are at least two reasons for fitting statistical models to the empirical series, and in the case of annual maxima a GEV (Generalized Extreme Value) distribution: (i) it allows providing theoretical estimates of return period rainfall; (ii)

it opens the way for looking at the stationarity versus non stationarity issue by comparing the fitting performances of a stationary GEV model versus that of a non stationary GEV model.

Point-wise stationary GEV (PGEV)

If the sample size is large enough, the appropriate model to describe the block maxima variable is the GEV distribution [Coles, 2001]:

$$G(z; \mu, \sigma, \xi) = \exp \left\{ - \left[1 + \xi \left(\frac{z - \mu}{\sigma} \right) \right]^{-\frac{1}{\xi}} \right\} \quad \text{for } z > \mu - \frac{\sigma}{\xi} \quad (2)$$

with μ being the location parameter, $\sigma > 0$ the scale parameter and ξ the shape parameter. The shape parameter describes the behavior of the distribution tail: a positive (resp. negative) shape corresponds to a heavy tailed (resp. bounded) distribution. When ξ is equal to 0, the GEV reduces to the Gumbel distribution (light tailed distribution):

$$G(z; \mu, \sigma) = \exp \left\{ -\exp \left[- \left(\frac{z - \mu}{\sigma} \right) \right] \right\} \quad (3)$$

GEV models require that the underlying random variables X_1, \dots, X_k are independent, or at least short-term dependent (i.e. that they follow Leadbetter's D-condition, [Leadbetter, 1974]). The short-term dependence of daily rainfall was verified by Ali et al. [2006] and Gerbaux et al. [2009]. The independence of block maxima is ensured by working on annual daily rainfall maxima.

In the stationary GEV version, the parameters μ , σ and ξ are assumed to be constant:

$$Z \sim GEV(\mu, \sigma, \xi) \quad (4)$$

Each stationary GEV models are fitted independently to each of the 126 maxima series by maximizing the log-likelihood function $l(\theta)$ (more convenient in practice than maximizing the likelihood function $L(\theta)$, Coles [2001]) :

$$\begin{aligned}
 l(\theta) &= \log [L(\theta)] \\
 &= \log \left[\prod_{t=1}^{t=N} g(z_t; \mu, \sigma, \xi) \right] \\
 &= \sum_{t=1}^{t=N} \log [g(z_t; \mu, \sigma, \xi)]
 \end{aligned} \tag{5}$$

where θ denotes the vector of the three GEV parameters (μ, σ, ξ) and g the GEV density function.

For a given station, the point-wise stationary GEV is referred to as PGEV, l_{PGEV} denotes the associated log-likelihood value.

Point-wise non stationary GEV (PNSGEV)

GEV distribution can be made time dependent by incorporating a time covariate in the GEV parameters. This has two main advantages: (i) it allows a direct parameterization of the time dependency, if the later does exist ; (ii) it provides an alternative way for testing non stationarity. It is assumed here that only the location parameter μ varies over time:

$$Z_t \sim GEV \{ \mu(t), \sigma, \xi \} \tag{6}$$

There are two main reasons for limiting the time dependency to the location parameter: (i) it has by far the smallest sampling variance, which means that statistically testing the time dependency will provide much more robust results for the location parameter than for the two other parameters; (ii) previous studies [e.g. Le Barbé & Lebel, 1997; Le Barbé et al., 2002; Balme et al., 2006a] stressed that a key pattern of the 1970s-1980s drought was the diminution in rainfall occurrence rather than in rainfall intensity: according to the renewal theory [Cox, 1962], this suggests that the location parameter of the GEV distribution should have been the most affected by this change in the rainfall regime.

The existence of a linear trend and of change points are alternatively considered as possible sources for the time evolution of $\mu(t)$:

- Linear trend:

This formulation is the most used in the literature [Re & Barros, 2009; Marty & Blanchet, 2011;

Park et al., 2011; Seo et al., 2011]. It is written as follows:

$$\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 \times t \tag{7}$$

- Break-point:

The location parameter is modeled by a break-point at time t_0 through the following formulation:

$$\mu(t) = \begin{cases} \mu_0 & \text{for } t \leq t_0 \\ \mu_1 & \text{for } t > t_0 \end{cases} \tag{8}$$

The method for determining t_0 is heuristic, consisting in comparing the respective performances of all the possible break-point models. Theoretically $N - 1$ break-point models can be fitted by moving t_0 between 1 and $N - 1$. In practice, to avoid border effects, the five first and the five last t_0 values are not considered, leading to test change point models.

Finally, there are thus $N - 10$ PNSGEV models (1 linear trend model and $N - 11$ change-point models) that are fitted by maximizing the log-likelihood function $l(\theta)$:

$$\begin{aligned}
 l(\theta) &= \log [L(\theta)] \\
 &= \log \left[\prod_{t=1}^{t=N} g \{ z_t; \mu(t), \sigma, \xi \} \right] \\
 &= \sum_{t=1}^{t=N} \log [g \{ z_t; \mu(t), \sigma, \xi \}]
 \end{aligned} \tag{9}$$

The best PNSGEV (among the $N - 10$ tested), hereafter referred as PNSGEV*, is the one yielding the highest log-likelihood value (noted l_{PNSGEV^*}).

III.2.c. Stationarity testing in the framework of PNSGEV modeling

Keeping PGEV as the distribution of maxima, means that the stationary hypothesis is accepted; on the opposite, if a PNSGEV distribution is found to be significantly better, the stationary hypothesis is rejected. Obviously, as the time covariate in PNSGEV* adds an additional degree of freedom, l_{PNSGEV^*} is larger than l_{PGEV} . The significance of the contribution of PNSGEV* com-

pared to that of PGEV is evaluated through the computation of the likelihood ratio test [Coles, 2001] defined as follows:

$$\begin{aligned}
 & -2 \times \log \left(\frac{L_{PGEV}}{L_{PNSGEV^*}} \right) \\
 & = 2 \times (l_{PNSGEV^*} - l_{PGEV})
 \end{aligned} \tag{10}$$

Since the series of maxima are not auto-correlated and since PGEV is nested in PNS-GEV*, this ratio follows a chi-square distribution with 1 degree of freedom which is used to accept or reject the stationary hypothesis.

III.3. Regional GEV models

Panthou et al. [2012] recently proposed a regional statistical model of extreme rainfall over West Africa. The principle of the model is to gather all station data in one unique sample and to fit the GEV parameters by incorporating spatial covariates. One way to deal with time non stationarity is then to add a time covariate to the spatial covariates of the regional GEV models. Stationarity can then be tested globally at the regional scale by comparing performance of the reference regional stationary model with that of its time-dependent counterpart. As the GEV models incorporate a spatial covariate, Z becomes Z_j , where Z_j is the annual maximum daily precipitation series at station j . The spatial covariate at station j will be denoted s_j .

III.3.a. Regional stationary GEV model (RGEV)

The regional GEV includes spatial covariates to describe the spatial pattern of the GEV parameters. Among the different spatial covariates tested, Panthou et al. [2012] have shown that the mean annual rainfall (computed over the whole period 1950-1990 represented in FIGURE 1b) was the most appropriate to represent the pattern of both the location (μ) and the scale (σ) parameters over the study area, ξ being supposed uniform:

$$Z_j \sim GEV \{ \mu(s_j), \sigma(s_j), \xi \} \tag{11}$$

As in Panthou et al. [2012], μ and σ are linear functions of s :

$$\mu(s) = \mu_0 + \mu_1 \times s \quad \text{and} \quad \sigma(s) = \sigma_0 + \sigma_1 \times s \tag{12}$$

The stationary regional GEV model, noted RGEV, is fitted over the whole study period according to the maximum likelihood function:

$$l(\theta) = \sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^N \log [g \{ z_{tj}; \mu(s_j), \sigma(s_j), \xi \}] \tag{13}$$

FIGURE 2 shows the maps of the two RGEV parameters, $\mu(s)$, $\sigma(s)$. Since they are conditioned by the same spatial covariate, their pattern is similar.

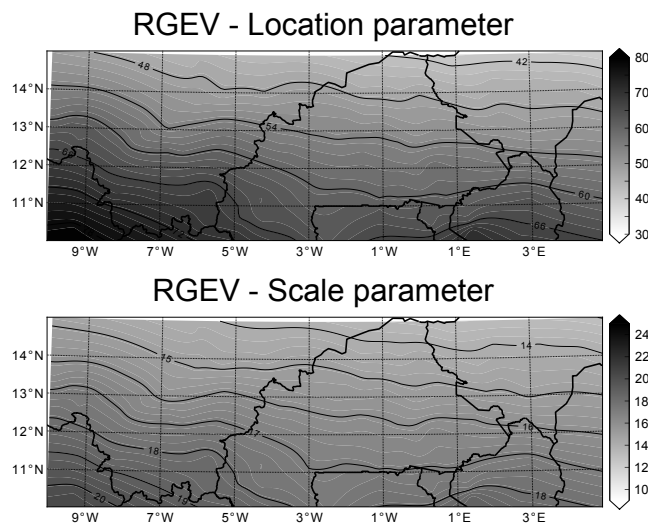


Figure 2: RGEV parameters

III.3.b. Regional non stationary GEV (RNSGEV)

Temporal non stationarity is introduced in the regional GEV model through the location parameter becoming dependent of a time covariate. As in the point-wise GEV-based approach, this time dependency of the location parameter can take the form of either a linear trend or a break-point. Following the same rules as for the point models (see section 3.2.2), $N - 11$ break-point models and one trend model are tested. In order to find the best time-dependent regional model, the procedure described in section 3.2.2 for the point model is adapted as follows:

$$Z_{tj} \sim GEV \{ \mu(t, s_j), \sigma(s_j), \xi \} \quad (14)$$

where s denotes the spatial covariate (mean annual rainfall). The different non stationary models are:

-Linear trend formulation

$$\mu(t, s) = \mu_0 + \mu_1 \times t + \mu_2 \times s \quad (15)$$

-Break-point formulation

$$\mu(t, s) = \begin{cases} \mu_0 + \mu_2 \times s & \text{for } t \leq t_0 \\ \mu_1 + \mu_2 \times s & \text{for } t > t_0 \end{cases} \quad (16)$$

The scale parameter is stationary in time and linearly depends on the spatial covariate s :

$$\sigma(s) = \sigma_0 + \sigma_1 \times s \quad (17)$$

The log-likelihood function becomes:

$$l(\theta) = \sum_{j=1}^{j=J} \sum_{t=1}^{t=N} \log [g \{ z_{tj}; \mu(t, s_j), \sigma(s_j), \xi \}] \quad (18)$$

Among the $N - 10$ RNSGEV models that are tested ($N - 11$ break-point models + 1 linear trend model), the one having the largest log-likelihood is considered as the optimal RNSGEV model (denoted RNSGEV* in the following); the performance of RNSGEV* is then compared to the performance of its stationary counterpart (RGEV).

III.3.c. Model selection: Permutation procedure

As for the point models, RGEV is nested into RNSGEV*. However, for the regional models the computation of the log-likelihood ratio is not meaningful because of the spatial dependency between the point series constituting the regional sample. The assessment of how RNSGEV* is significant as compared to a simple RGEV model has thus to rely on a different approach. The alternative method proposed here is to assess this significance by estimating the probability to obtain the observed log-likelihood value. This is done by using a permutation re-sampling procedure [Kundzewicz & Robson, 2004], allowing to determine the Empirical Cumulative Distribution Function (ECDF) of the log-likelihood of the RNSGEV* model. This consists in:

- i. For $m = 1$ to M , creating a regional sample ψ_m by swapping randomly all the years simultaneously for all maxima series. This conserves the spatial dependency of the observations within each year;
- ii. Fitting the $N - 10$ RNSGEV models to this sample ψ_m ;
- iii. Choosing the best model among these $N - 10$ RNSGEV : RNSGEV*(m);
- iv. Storing the log-likelihood of RNSGEV*(m) in a vector of length M ;
- v. Back to step 1 until the number of created series M is sufficient to provide a robust estimate of the log-likelihood ECDF; here $M = 10000$ was shown to fulfill this requirement;
- vi. Evaluating the probability of the log-likelihood corresponding to the observed RNSGEV* from the log-likelihood ECDF.

This permutation resampling procedure is an efficient method to assess the significance of the RNSGEV* performance, however it is in practice relatively time-consuming: almost one month of cpu time was necessary to complete the total re-sampling procedure on an 8-processor (1.86GHz) computer. For all statistical models proposed in this study, the calibration has been achieved with the package ISMEV [Heffernan et al., 2013] implemented in the R environment [R-Development-Core-Team, 2009]. In order to limit the technical

problems of convergence failure and local maxima detection, a numerical protocol has been defined which compares four different optimization procedures (Nelder-Mead, BFGS, CG, L-BFGS-B) fed with five initial values for each distribution parameter. No convergence failure has been detected for our applications.

IV. Results

IV.1. Statistical tests of stationarity on observed series

As a preliminary step, the seven stationarity tests described in Appendix A are applied to the 126 series of cumulative annual rainfall. In line with results from previous studies on this issue [see e.g. Hubert & Carbonnel, 1987; Hubert et al., 1989], all the tests are consistently detecting an overwhelming majority of stations (90 % or more) as displaying non stationarity (empty circles) over the 1950-1990 period (FIGURE 3a) at a 5 % significance level. A focus on the results of the Pettitt test is displayed in FIGURE 3b. This test is one of the most widely used in the literature to detect break-point especially because it can localize the likely date of the break. In our case, 115 out of 126 series display a negative break-point, occurring between the years 1962 and 1976 with a marked mode in 1968-70. Apart from confirming the findings of the previous studies cited above, this brief comparison between the seven tests shows that in a situation where non stationarity is clearly the dominant behavior, all tests are performing very similarly: out of the 126 series a subset of 117 are assessed as being non stationary by all the trend-detection tests and 113 stations are rejected by all tests (trend + break-point). Another comment relates to the fact that the existence of a break-point lead to the fact the trend tests often reject the stationarity hypothesis [Xiong & Guo, 2004]. This could be interpreted as pointing to the existence of a trend, which is obviously not the most appropriate conclusion. Thus

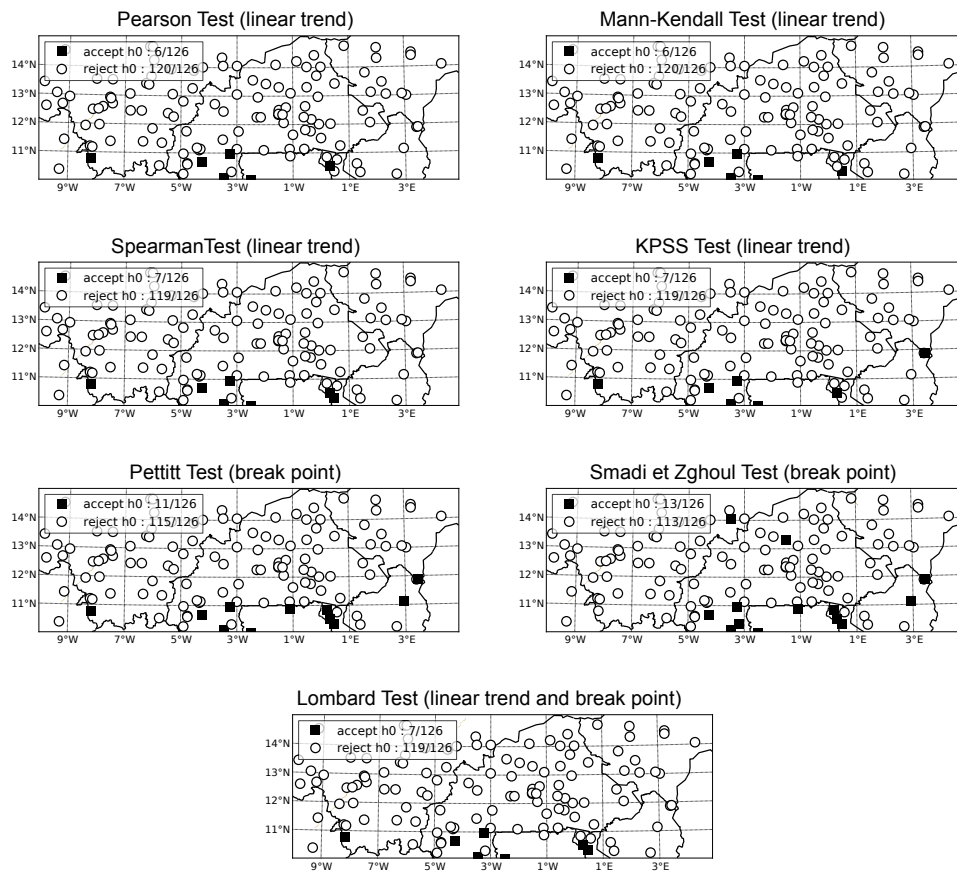
using trend tests alone may prove to be misleading and it is recommendable to use trend tests in conjunction with break-point tests.

The seven tests are then applied to the series of annual maximum daily rainfall. As in FIGURE 3a, the maps of FIGURE 4a show the stations for which the hypothesis of stationarity H_0 is accepted or rejected at the 5 % significance level. Here again, even though the balance of accepted/rejected series (75 % / 25 %) is very different from what it is for the annual rainfall series (10 % / 90 %), all the tests provide very similar results, which provides some robustness to our findings. The 20 to 25 % non stationary stations are randomly distributed over the whole study area, indicating that there is no sub-region more subject to non stationarity than another. The percentage of stations detected as being non stationary (more than 20 % for each test) is larger than the level of significance (5 %). If the 126 series were statistically independent, this would provide some ground to conclude that there is a significant non stationarity in the region; however, given the important spatial autocorrelation of daily rainfall at the scale covered by the study area, it is not possible to conclude on the significance of these statistics.

Additional interesting information is provided by the distribution of the 23 break dates obtained from the Pettitt test (FIGURE 4b); the breaks mostly occur at the end of the 1960s, in line with the dates found for the annual rainfall series. This suggests that there might be a link between a possible regional scale break in annual maxima series and the break found in total annual rainfall series. Since no clear conclusion valid at the regional scale can be drawn from applying non parametric statistical tests to the point series of annual maxima, the issue of non stationarity will be further explored by fitting stationary and non stationary GEV models and comparing their respective performances in terms of likelihood.

Point-Wise statistical tests on annual rainfall series

a) Maps of accepted/rejected series (5% significance level)



b) Pettitt test - Break dates for rejected series (5% significance level)

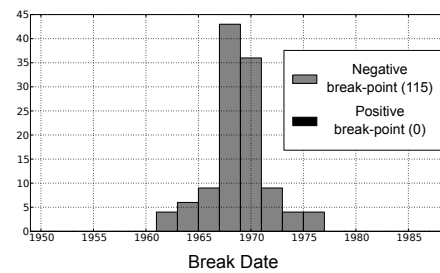
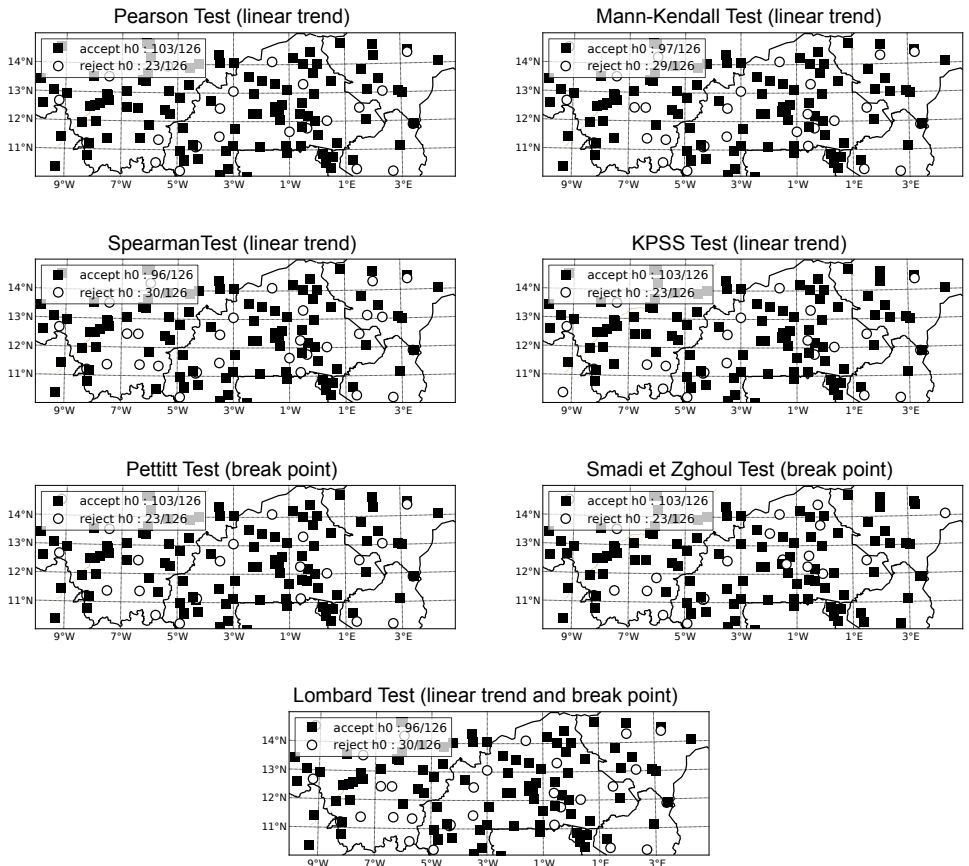


Figure 3: Results of 7 statistical tests applied to annual rainfall. (a) Maps of rejection of H_0 (H_0 = 'the series is stationary') at the 5 % level of significance. (b) Distribution of break dates as detected by the Pettitt test at the 5 % level of significance.

Point-Wise statistical tests on maximas series

a) Maps of accepted/rejected series (5% significance level)



b) Pettitt test - Break dates for rejected series (5% significance level)

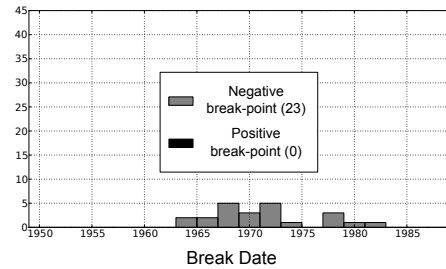


Figure 4: Results of the 7 statistical tests applied to maxima series. (a) Map of rejection/acceptation of H_0 at a 5 % level of significance. (b) Distribution of the break dates found with the Pettitt test.

IV.2. Point-wise time dependent GEV models

FIGURE 5 shows the results of the likelihood ratio test applied to the comparison of point-wise non stationary GEV distributions (PNSGEV*) to their stationary counterpart for the 126 maxima series (PGEV). The map of FIGURE 5a displays the stations for which the likelihood ratio test in-

dicates a significant break at the 5 % level; it indicates that in this parametric context, the stationarity hypothesis H_0 is rejected for a much larger number of stations (81 stations out of 126) than when working with non parametric tests: over the whole network; these 81 rejections correspond to 74 negative break-points, 7 positive break-points and no linear trend.

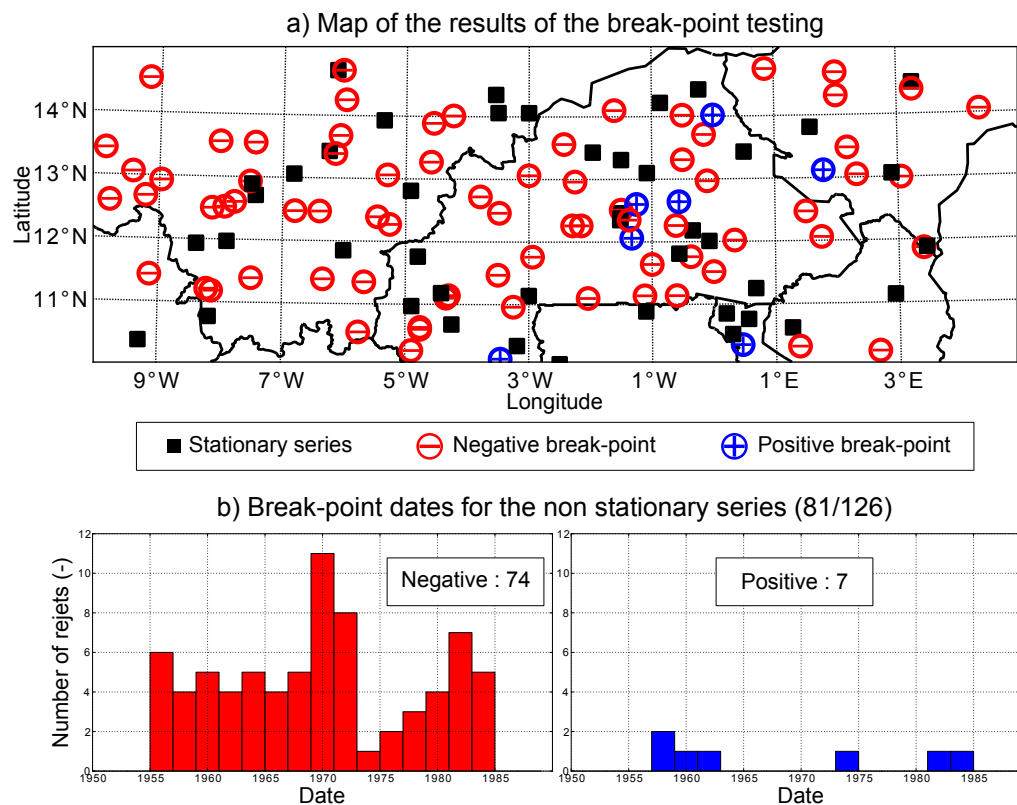


Figure 5: Results of the likelihood ratio test comparing stationary PGEV models to their time-dependent counterparts (PNSGEV*). (a) Map of acceptance/rejection of H_0 . (b) Distribution of the dates at which positive and negative significant breaks are found.

In FIGURE 5b, the distribution of the dates of negative (left) and positive (right) breaks are reported. The seven positive break-points are distributed around 1960, 1974 and 1982 and thus do not display any consistent pattern. The distribution of the negative break dates extends from 1956 to 1984 and has a concomitant median, mode and mean located in year 1970 with 50 % of the stations having a break between 1962 and 1978. A secondary mode also appears in the first years of the 1980s, reflecting the influence of years 1983 and 1984 which have been the driest years during the great Sahelian drought. All this suggests that the break in annual rainfall that has occurred at the end of the 1960s has been accompanied by a significant negative break in rainfall extreme series. The fact that the break dates distribution for maxima series is more dispersed than when dealing with annual rainfall relates to the larger sampling variance of rainfall maxima as compared to that of annual rainfall. This higher sampling variability manifests itself in two ways. First, extreme daily rainfall may occur at places on a globally dry year; conversely, on a wet year, heavy daily rainfall is not guaranteed since a large annual to-

tal may simply arise from a greater number of rainy days. Secondly, the statistical detection of break-points is sensitive to both the length of the available series and to the position of the break in the series. These two effects are illustrated in FIGURE 6.

The Niamey station provides the longest period of record in our database from 1904 to 2010. Applied on annual rainfall series (FIGURE 6a), all statistical tests detect a negative break-point between 1969 and 1970, whatever the length of the series (1950-1990 period left panel or 1904-2010, right panel). FIGURE 6b shows the annual maxima Niamey series. On the left panel the PNSGEV models are applied on the 1950-1990 period, on the right panel on the whole available series (1904-2010). The date of the most likely break date (PNSGEV* model) is exactly the same suggesting that the break in 1979 is marked enough to not be influenced by the length of the series. One will note however a slight difference in the location parameter after the break mainly due to high values over the recent period (1990-2010). Applying a similar analysis to the Sagabari station (whole period of record from 1950 to 2000)

leads to different results (FIGURE 6c). The break detection is highly sensitive to the sampling effect associated with the length of the series: the date of the break changes from 1983 when working on the 1950-1990 series to 1974 when working on the longer 1950-2000 series. The PNSGEV* parameters are also much different.

While identifying a break-point in an individual maxima series may be of interest in the case of an isolated local case study, the sampling effects illustrated through the two examples above are an incentive to explore whether a global approach - that is not dealing with each series separately - could provide a more robust and synthetic vision of non stationarity at regional scale.

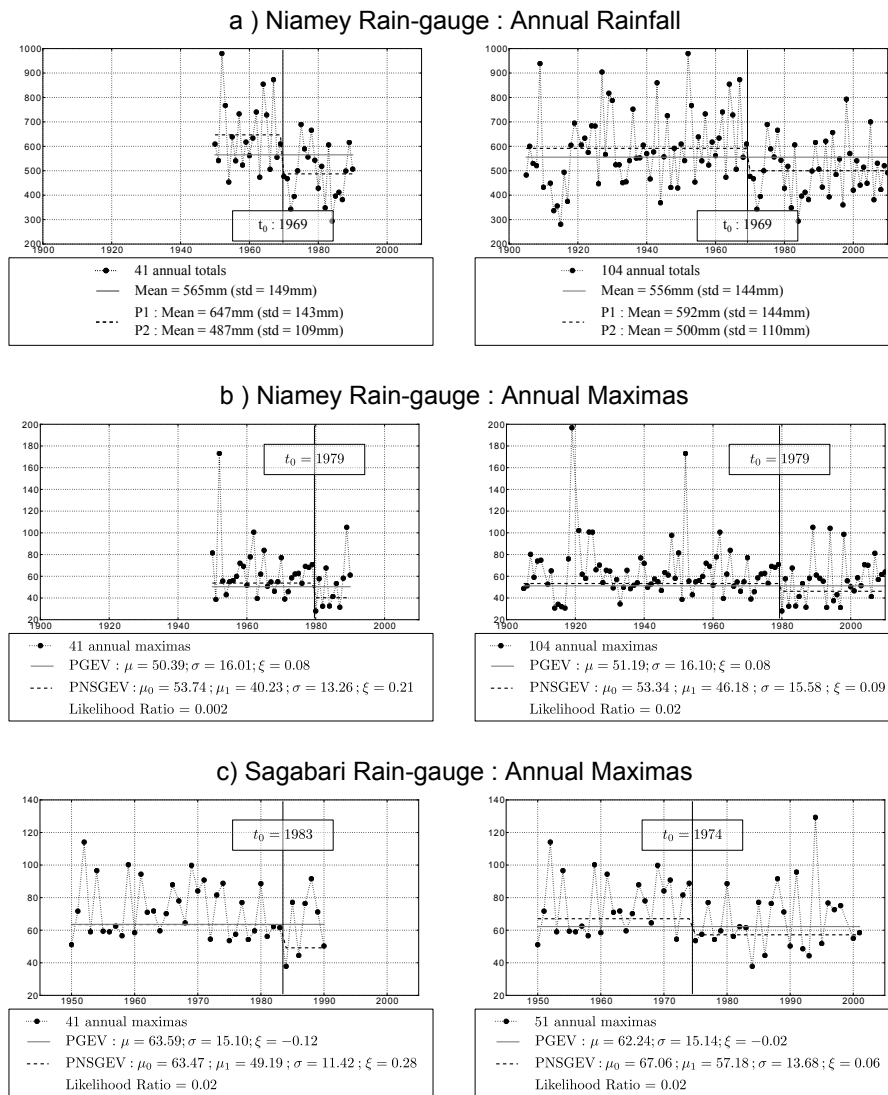


Figure 6: Illustration of the break-point detection sensitivity to the length of the series. The left panel show the test results on the 1950-1990 period, on the right panel the tests are applied on the whole series. (a) The Pettitt statistical stationary test is applied on annual rainfall series at the Niamey rain-gauge. (b) The likelihood ratio test is computed at the Niamey rain-gauge on the annual maxima (c) The likelihood ratio test is computed at the Sagabari rain-gauge on the annual maxima.

IV.3. Regional time-dependent GEV models

Following the methodology exposed in section 3.3, testing stationarity versus non stationarity at regional scale can be done by exploring systematically possible non stationary and comparing their likelihood to the likelihood of the sta-

tionary model (RGEV) obtained by maximizing Equation 13. A total of 31 non stationary models (RNSGEV) are adjusted here, 1 with a linear time trend (Equation 15), and 30 break-point models, each of these 30 models corresponding to a possi-

ble year (1955 to 1984) for the break t_0 (Equation 16).

FIGURE 7 shows the negative log-likelihood values obtained with the RNSGEV linear trend model and the 30 RNSGEV break-point models. The value of the negative log-likelihood of RGEV is also reported in the figure. It is larger than all the values of the RNSGEV models, indicating a smaller likelihood. However, as explained pre-

viously, no direct conclusion can be drawn from this, since the RNSGEV models have an additional parameter as compared to the RGEV. On the other hand it is meaningful to inter-compare the negative log-likelihood values of the various RNSGEV models. The function has a clear minimum in 1969-1970 lower than the negative log-likelihood of the linear trend model. This indicates that if there does exist a break-point it is located at that date.

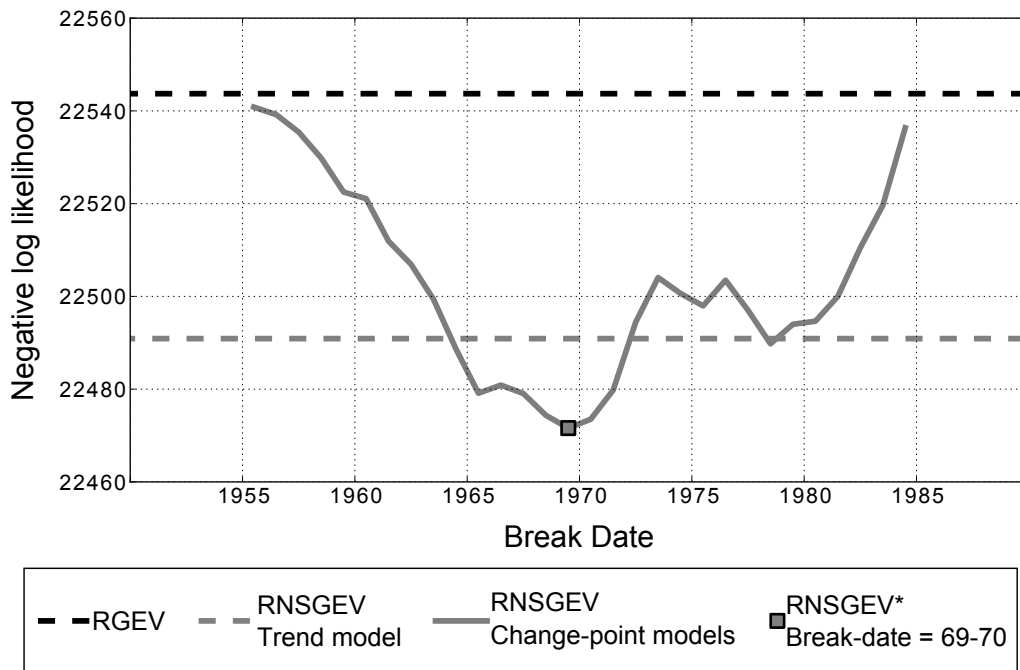


Figure 7: Negative log-likelihood for the regional stationary model RGEV model and for all the different regional alternative RNSGEV models.

The best RNSGEV (RNSGEV*) is compared to RGEV by using Quantile-Quantile plots (QQ-plots). Since the location parameter μ is modeled as a two constant level process with a change point in 1969 in RNSGEV*, two non-overlapping QQ-plots for the periods 1950-1969 and 1970-1990 are reported in FIGURE 8. The QQ-plots sum-

marize the regional information by grouping all the stations together. The bulk of the distribution is better fitted by RNSGEV* than RGEV which seems to underestimate the extremes over the period 1950-1969 and overestimate them over 1970-1990.

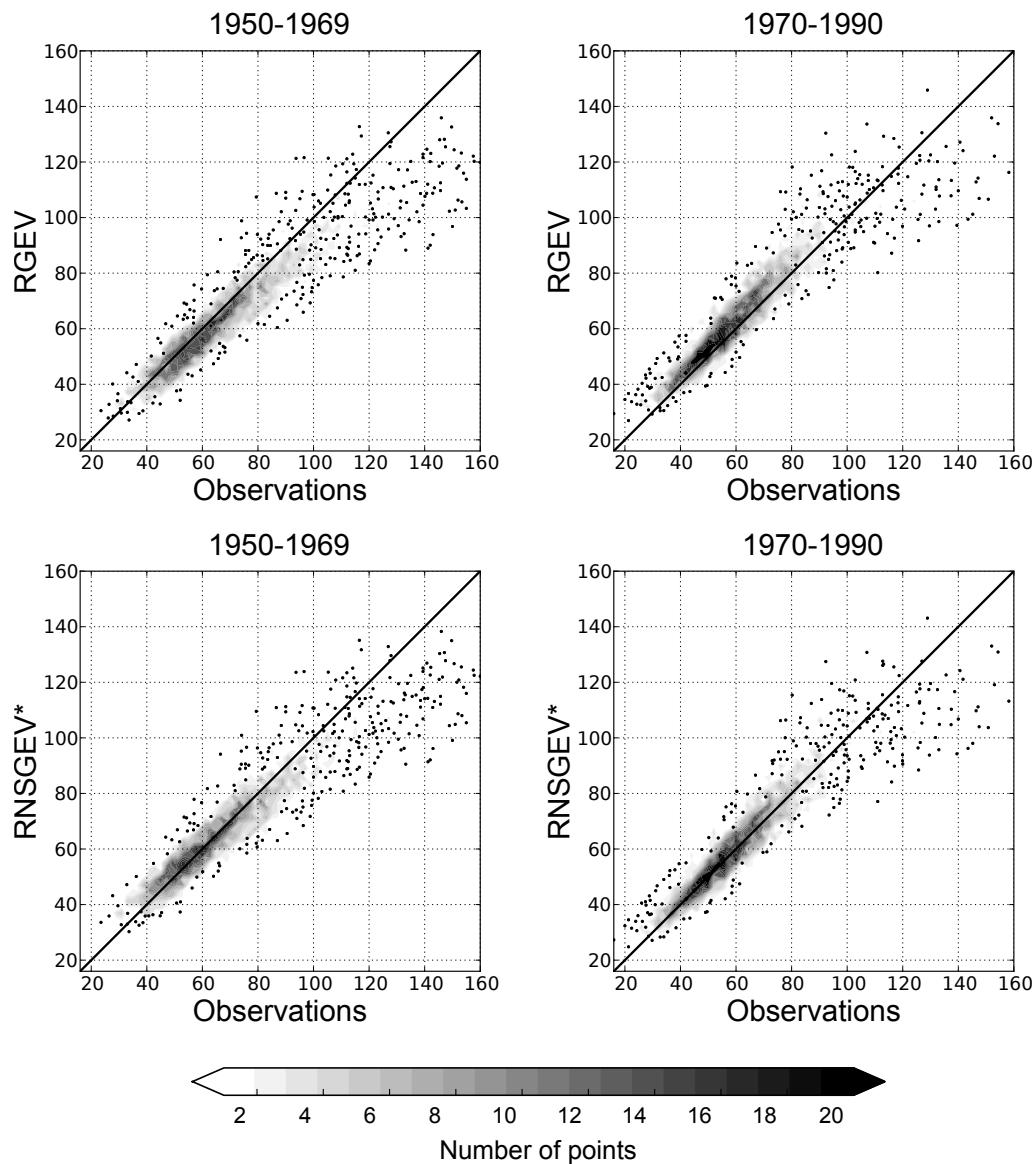


Figure 8: Quantile-Quantile plot for the RGEV (top) and the RNSGEV* (bottom) models for the 1950-1969 period (left) and the 1970-1990 period (right).

The significance of the break detected in 1969-1970, as opposed to the series being stationary, is evaluated by the permutation re-sampling procedure described in Section 3.3.3. FIGURE 9 shows the empirical probability distribution of the negative log-likelihood values associated with the best RNSGEV models $RNSGEV^*(m)$; $m = 1, 10000$. Out of the 10000 $RNSGEV^*(m)$, only 1 performs better than the RNSGEV* fitted to the observed series. The resampling procedure is tantamount to assuming all the observed values as drawn from a stationary process. The fact that 0.01 % of the series generated based on this assumption have a negative log-likelihood smaller than the one computed for the observed series, means that the break-point identified in the observed series is extremely significant - in other words there is about

0.01 % chances for such an observed series to occur if it were drawn from a stationary series. This is confirmed when using information criteria such as AIC [Akaike, 1973], BIC [Schwarz, 1978], or TIC [Takeuchi, 1976] all of them showing values of about 100 to 300 units lower for RNSGEV* than for RGEV.

Combining the fact that our observed series is highly likely to arise from a non stationary process and the fact that the non stationarity of highest significance was found to be a break-point in 1969, provides a strong support for the existence of a regional-scale break-point in the Sahelian extreme daily rainfall in 1969. This rupture is concomitant with the one known to have occurred in annual rainfall series.

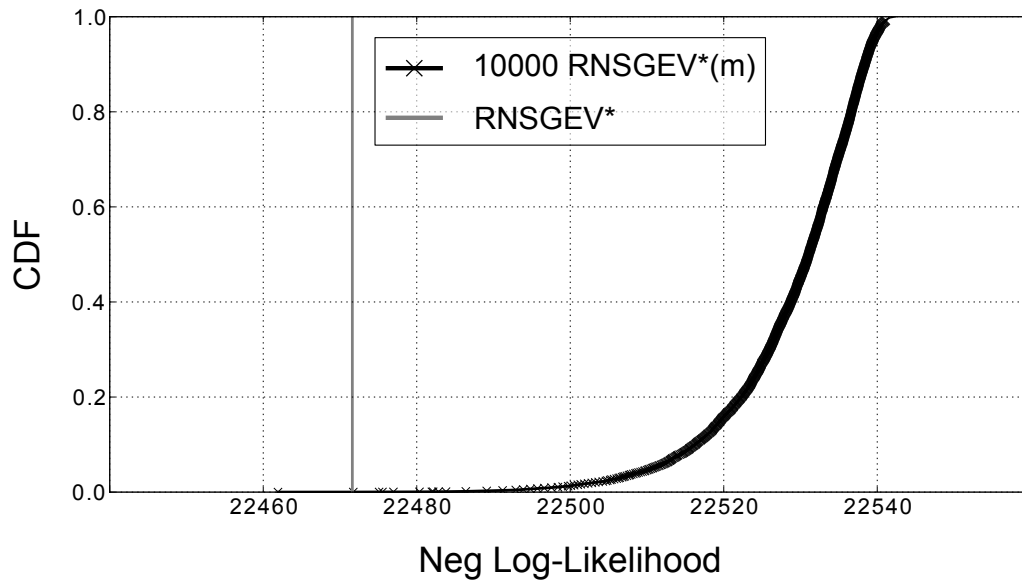


Figure 9: Distribution of the negative log-likelihood of the different $RNSGEV^*(m)$ $\{m = 1, 10000\}$ models fitted to re-sampled regional series ψ_m in comparison to the observed $RNSGEV^*$ negative log-likelihood.

IV.4. Sampling effects on local series

As presented before, the most likely non-stationarity at the regional scale is a break in 1969. Here we look at the impact of this regional break on local series by imposing $t_0 = 1969$ in the PNSGEV model. Doing this, the sampling effect due to the break date estimation is removed. The underlying assumption is that all stations have been affected by the same phenomenon at the end of the 1960s'. The remaining sampling effect is thus due to possible outlier and high (low) value in local series even in a dry (wet) period.

FIGURE 10 illustrates this effect by mapping the relative difference of the GEV location parameter between the 1950-1969 period and 1970-1990 periods. FIGURE 10a shows the relative difference obtained for the $RNSGEV^*$ model $(\frac{\mu_1 - \mu_0}{\mu_0 + \mu_2 \times s})$. Location parameter difference is 5.3 mm ($\mu_0 - \mu_1 = -5.3 \text{ mm}$), this leads to a relative difference of 7 % in the South-West to 12 % in the North-East. FIGURE 10b illustrates the relative dif-

ference in the location parameter $(\frac{\mu_0 - \mu_1}{\mu_0})$ obtained with the PNSGEV models having a break in 1969 ($t_0 = 1969$). The relative differences are computed at each station and next interpolated by ordinary kriging. The North-South gradient is clearly visible with relative differences in the north and 5 % in the South. Globally the pattern is the same as FIGURE 10a. with higher relative differences in the North (around 15 %) than in the South (around 7 %). Here the map is characterized by a spotty pattern. Most of series are characterized by a negative difference, but locally some series has positive differences.

Following the example of the FIGURE 1 which illustrates the main characteristic of the rainfall regime in the region and the high spatiotemporal variability of these features, the FIGURE 10 illustrates the high extreme rainfall variability with some places that have experience higher extreme rainfall despite a strong negative break-point in the signal at the regional scale.

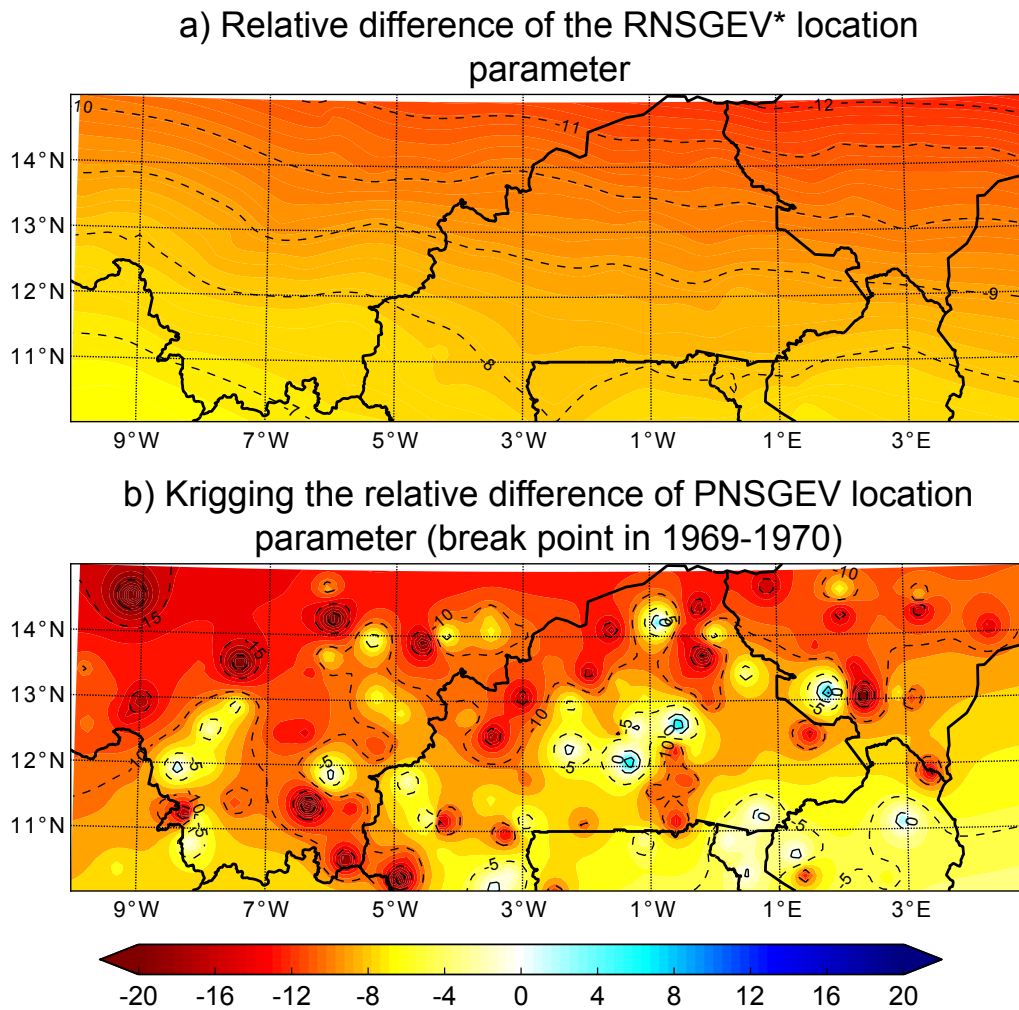


Figure 10: Relative difference between 1950-1969 and 1970-1990 in the GEV location parameter: (a) The relative difference is given by the RNSGEV* model (b) The break-point is imposed ($t_0 = 1969$) on PNSGEV models and the relative difference is interpolated by ordinary krigging.

V. Synthesis and discussion

Assessing non stationarity in extreme rainfall series is both challenging and of great hydroclimatic importance. The challenge comes from extreme rainfall series displaying a much large sampling variability in space and time than - for instance - annual rainfall series. At the same time, several recent publications, related to the effect of climate change, predict an intensification of the hydrologic cycle, and thus an increased probability of heavy rainfall, associated with global warming. It is thus important for the climate community to share tools that allow studying this non stationarity issue in a consistent way.

Acknowledging that, from a climatic point of view, non stationarity versus stationarity must be assessed at the regional scale, two important factors must be taken into account: (i) the long term series required for diagnosing non stationarity of

extreme rainfall are point measurements obtained from rain gauges; (ii) these point series are spatially correlated which makes difficult to assess the statistical significance of a pattern of stationary and non stationary series observed over a region.

The method proposed here is thus based on a succession of three analytical steps going from a non parametric testing of the point series to an integrated regional approach. It is applied to studying possible changes in the distribution of extreme rainfall in the Sahel associated with a very important and long lasting drought of 20 years, based on the data of 126 daily rain gauges covering the period 1950-1990.

The first analysis is a very classical application of statistical stationarity tests to the available point maxima series. The application to the Sahelian data set shows a good convergence be-

tween the 7 non parametric tests used; however it is difficult to discriminate between trend detection and break-point detection, since the presence of a rupture can artificially lead to the detection of a trend. Furthermore, while 90 % of the total annual rainfall series are tested as non stationary, a strong indication of non stationarity at regional scale, only 20 to 25 % of the extreme daily rainfall data are tested as non stationary, which makes it difficult to reach a significant conclusion regarding a change in the regime of extreme rainfall at regional scale.

At a second stage, point series are analyzed in the parametric context of the Generalized Extreme Value (GEV) distributions, by comparing the respective performances of time-constant and time-dependent models in terms of a likelihood function. Using a time-dependent formulation of the GEV distribution provides a new insight into comparing parametric and non parametric approaches for testing non stationarity in point series. In the application to the Sahelian case, the proportion of maxima series detected as non stationary increases to about 65 % (81 series out of 126). However the break dates of these 81 series are rather scattered between 1955 and 1985 and 7 of them are diagnosed as displaying a positive break, against 74 displaying a negative break. Setting the study in a parametric context thus leads to asserting that the existence of a non stationarity in the regime of extreme rainfall is in fact likely. But it remains difficult to obtain a coherent regional vision of this non stationarity.

The last step thus makes use of an original regional space-time GEV distribution which is used to detect changes in rainfall extremes directly at regional scale. In addition to providing a synthetic and global testing of non stationarity, this regional model also provides a direct regional modeling of the extreme value distribution, as well as a straightforward representation of the evolution of its parameters in time - whether as a trend or through a break-point. In the Sahelian case study, it was found that the distribution of daily rainfall maxima underwent a significant break-point in 1969-1970, the location parameter having decreased by 5 mm, equivalent to a relative decrease of 6 % in the South of the

study region and of 12 % in the North. Statistically, this result is in line with the finding of Le Barbé et al. [2002] that the big Sahelian drought was associated with a decrease of rain occurrence rather than with a decrease of the intensity of the large rain events (a decrease of the intensity of the largest rain events would mean a change of the value of the shape parameter and not only a change of the value of the location parameter). It is worth noting that currently climate models are not able to reproduce this type of change in the rainfall regime. Not all of them are able to simulate correctly the Sahelian drought; those who do show a significant rainfall deficit for this 1970-1990 period, cannot realistically attribute it to either a smaller number of rain events or to a decrease of the intensities of these events, because rain events are not properly identified in these models, for both resolution and parametrisation reasons. This is why studying the climatology of the extremes in GCMs remains a challenge in terms of significance of the results.

Beyond the specific result obtained on the Sahelian case study, there are methodological implications of larger bearing, the main one being that there is a strong rationale in going through the 3 steps described above. The fact that testing point series in a non parametric context does not provide conclusive results is easily explained by the fact that extreme rainfall series are very noisy and relatively short (41 years in our case); this is a very common situation that will be faced by anyone searching to detect a possible acceleration of the hydrologic cycle. In the Sahelian case study, the small number of stations where the stationary hypothesis H_0 was rejected could have well led to accept it. This is especially true since these stations did not present any consistent spatial pattern; therefore the existence of rejected series could have been attributed to the sole sampling effect and to the existence of isolated values recorded at these stations during the wetter period.

By adding, in a second step, an information on the point distribution of the rainfall maxima the parametric approach limits the sampling effect associated with potential outliers, which is helpful in situations of prominent outliers.

The last stage of gathering all the stations in one unique sample, allows detecting the main non stationarity having affected the extreme series over the whole study region. However, the use of the regional approach requires a preliminary testing of the two point approaches in order to check that there are no dramatic inconsistencies in the behavior of the point series that would make the regional approach irrelevant.

The integrated approach proposed above for detecting possible changes of the extreme rainfall distribution at regional scale has been applied to a case study for which a strong climatic signal was known to exist (the Sahelian drought of the end of the XX^{th} century), in order to test its capacity. An obviously interesting result of the study is that the classical testing of point series may not permit to assert any change in the regime of the extremes even in presence of such a strong signal. We thus look forward to applying the global regional approach to other places in order to determine regions where the probability of extreme rainfall could have increased significantly in the last two decades.

The present study focused on detecting past non-stationarities in observed series by using the most appropriate temporal and spatial covariates over the specific region and period of study. An extension of the regional time-dependent statistical models would be to forecast future extreme distributions. For this purpose, the use of a spatial covariate constant in time, as the mean annual rainfall, can be a limitation as its pattern might change in the future. Further work is required to select alternative covariates able to represent potential changes in extreme rainfall spatial patterns.

Appendix A Statistical tests used

A brief description of the principle of the seven statistical tests is given here.

The Pearson test is used to detect linear relationships between variables. For independent pairs from a bivariate normal distribution, the distribution of Pearson's correlation coefficient follows a Student's t-distribution. This distribu-

tion is thus used to estimate the p-value of the observed Pearson's coefficient.

Mann-Kendall [Mann, 1945; Kendall, 1975] and Spearman's rho [Lehmann & D'Abbrera, 1998] tests are two non-parametric rank-based tests. They are used to detect monotonic trend in time-series. By using a simulation procedure, Yue et al. [2002] demonstrates that these two tests have similar power to detecting trend in time-series.

The Kwiatkowski - Phillips - Schmidt - Shin (KPSS) test [Kwiatkowski et al., 1992] can be used for testing a null hypothesis that an observable time series is level stationary. The series is expressed as the sum of a stationary level, a random walk, and a stationary error. The test is the Lagrange multiplier test of the hypothesis that the random walk has zero variance.

The Smadi and Zghoul test [Smadi & Zghoul, 2006] is used to detect break-point in time-series. The statistic of the test is a simple cumulative sum of deviation from the mean. The distribution of the statistic is evaluated by a permutation procedure (in our application 10,000 random permutations are used).

Pettitt's test [Pettitt, 1979] is a non-parametric rank-based test. It is used to detect break-point in time-series.

Lombard's test [Lombard, 1987; Quessy et al., 2011] is able to test smooth-change against stationarity. It also able to detect break-point (Pettitt is a particular case of Lombard's test), trend or smooth break-point. This test is clearly the most flexible between the seven tests applied in this study.

acknowledgments

This study was funded by IRD, INSU and French ANR project ESCAPE. It has benefited from the access to rainfall data sets provided by the AMMA international program, DMN Burkina, and DMN Niger: we greatly thank all of them, as well as the people at the LTHER computation center (Véronique Chaffard, Patrick Juen, and Wajdi Nechba) for their technical support. SOFRECO and ANRT are gratefully acknowledged for jointly supporting Jeremy Panthou's PhD grant (contract 0054/2010).

References

- Aguilar, E., Barry, A.A., Brunet, M., Ekan, L., Fernandes, A., Massoukina, M., Mbah, J., Mhanda, A., Nascimento, D.J. do, Peterson, T.C. et al. [2009]. "Changes in temperature and precipitation extremes in western central Africa, Guinea Conakry, and Zimbabwe, 1955–2006". *Journal of Geophysical Research*. Vol. 114. no. D2, p. D02115.
- Akaike, H. [1973]. "Information theory and an extension of the maximum likelihood principle". Second international symposium on information theory. Budapest: Akademiai Kiado.: B. N. Petrov & F. Csaki, p. 267–281.
- Alexander, L. V., Zhang, X., Peterson, T. C., Caesar, J., Gleason, B., Haylock, M., Collins, D., Trewin, B., Rahimzadeh, F., Tagipour, A. et al. [2006]. "Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation". *Journal of Geophysical Research*. Vol. 111. no. D05109.
- Ali, A., Amani, A., Lebel, T. & Ibrahima, S. [2006]. "Utilisation optimale de l'information pluviométrique des MCGA aux échelles hydrologiques au Sahel = Optimal use of GCM rainfall information at the hydrological scale in the Sahel". Climate variability and change: (hydrological impacts). Havana, Cuba: International association of hydrological sciences press, Wallingford, ROYAUME-UNI, p. 430–435.
- Allen, M. R & Ingram, W. J [2002]. "Constraints on future changes in climate and the hydrologic cycle". *Nature*. Vol. 419. no. 6903, 224–232.
- Alpert, P. [2002]. "The paradoxical increase of Mediterranean extreme daily rainfall in spite of decrease in total values". *Geophysical Research Letters*. Vol. 29. no. 11, p. 1–4.
- Balme, M., Lebel, T. & Amani, A. [2006a]. "Années sèches et années humides au Sahel: quo vadimus?": *Journal des Sciences Hydrologiques*. Vol. 51(2), p. 254–271.
- Beguieria, S, Angulo-Martinez, M., Vicente-Serrano, S.M., Lopez-Moreno, J.I. & El-Kenawy, A. [2011]. "Assessing trends in extreme precipitation events intensity and magnitude using non-stationary peaks-over-threshold analysis: a case study in northeast Spain from 1930 to 2006". *International Journal of Climatology*. Vol. 31, p. 2102–2114.
- Blanchet, J. & Davison, A.C. [2011]. "Spatial modeling of extreme snow depth". *Annals of Applied Statistics*. Vol. 5. no. 3, p. 1699–1725.
- Blanchet, J. & Lehning, M. [2010]. "Mapping snow depth return levels: smooth spatial modeling versus station interpolation". *Hydrology and Earth System Sciences*. Vol. 14, p. 2527–2544.
- Bocheva, L., Marinova, T., Simeonov, P. & Gospodinov, I. [2009]. "Variability and trends of extreme precipitation events over Bulgaria (1961-2005)". *Atmospheric Research*. Vol. 93. no. 1-3, 490–497.
- Chu, H.J., Pan, T.Y. & Liou, J.J. [2012]. "Change-point detection of long-duration extreme precipitation and the effect on hydrologic design: a case study of south Taiwan". *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*. Vol. 26. no. 8, p. 1123–1130.
- Coles, S. [2001]. "An introduction to statistical modeling of extreme values". London;New York: Springer.
- Cooley, D., Nychka, D. & Naveau, P. [2007]. "Bayesian spatial modeling of extreme precipitation return levels". *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 102. no. 479, 824–840.
- Costa, A.C. & Soares, A. [2009]. "Trends in extreme precipitation indices derived from a daily rainfall database for the South of Portugal". *International Journal of Climatology*. Vol. 29. no. 13, p. 1956–1975.
- Cox, D. R [1962]. "Renewal theory". English. London, Methuen; New York, Wiley.
- Dai, A., Lamb, P.J., Trenberth, K.E., Hulme, M., Jones, P.D. & Xie, P. [2004b]. "The recent Sahel drought is real". *International Journal of Climatology*. Vol. 24. no. 11, p. 1323–1331.
- Di-Baldassarre, G., Montanari, A., Lins, H., Koutsoyiannis, D., Brandimarte, L. & Blöschl, G. [2010]. "Flood fatalities in Africa: From diagnosis to mitigation". *Geophysical Research Letters*. Vol. 37. no. 22, p. 1–5.
- Dore, M. H.I [2005]. "Climate change and changes in global precipitation patterns: What do we know?": *Environment International*. Vol. 31, p. 1167–1181.
- Easterling, D. R., Evans, J. L., Groisman, P. Y, Karl, T. R., Kunkel, K. E. & Ambenje, P. [2000]. "Observed variability and trends in extreme climate events: a brief review". *Bulletin of the American Meteorological Society*. Vol. 81. no. 3, 417–426.
- Easterling, D.R., Alexander, L.V., Mokssit, A. & Detemmerman, V. [2003]. "CCI/CLIVAR Workshop to Develop Priority Climate Indices". *Bulletin of the American Meteorological Society*. Vol. 84. no. 10, p. 1403–1407.
- Emori, S. & Brown, S. J. [2005]. "Dynamic and thermodynamic changes in mean and extreme precipitation under changed climate". *Geophys. Res. Lett.* Vol. 32, p. L17706.
- Frich, P., Alexander, L. V., Della-Marta, P., Gleason, B., Haylock, M., Klein Tank, A. M. & Peterson, T. [2002]. "Observed coherent changes in climatic extremes during the second half of the twentieth century". *Climate Research*. Vol. 19. no. 3, 193–212.

- Gerbaux, M., Hall, N., Dessay, N. & Zin, I. [2009]. "The sensitivity of Sahelian runoff to climate change / Sensibilité au changement climatique du ruissellement au Sahel". *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 54. no. 1, p. 5–16.
- Groisman, P. Y, Knight, R. W, Easterling, D. R, Karl, T. R, Hegerl, G. C & Razuvaev, V. N [2005]. "Trends in intense precipitation in the climate record". *Journal of Climate*. Vol. 18. no. 9, 1326–1350.
- Guhathakurta, P., Sreejith, OP & Menon, PA [2011]. "Impact of climate change on extreme rainfall events and flood risk in India". *Journal of Earth System Science*. Vol. 120. no. 3, p. 359–373.
- Haylock, M. & Nicholls, N. [2000]. "Trends in extreme rainfall indices for an updated high quality data set for Australia, 1910-1998". *International Journal of Climatology*. Vol. 20. no. 13, 1533–1541.
- Heffernan, J.E., Stephenson, A.G. & Gilleland, E. [2013]. "ismev package".
- Held, I. M & Soden, B. J [2006]. "Robust responses of the hydrological cycle to global warming". *Journal of Climate*. Vol. 19. no. 21, 5686–5699.
- Hubert, P. & Carbonnel, J. P [1987]. "Approche statistique de l'aridification de l'Afrique de l'Ouest". *Journal of Hydrology*. Vol. 95. no. 1-2, 165–183.
- Hubert, P., Carbonnel, J. P & Chaouche, A. [1989]. "Segmentation des séries hydrométéorologiques-application à des séries de précipitations et de débits de l'Afrique de l'Ouest". *Journal of hydrology*. Vol. 110. no. 3-4, 349–367.
- Katz, R. W, Parlange, M. B & Naveau, P. [2002]. "Statistics of extremes in hydrology". *Advances in water resources*. Vol. 25. no. 8-12, 1287–1304.
- Kendall, M.G. [1975]. "Rank correlation methods". 2^e éd. Griffin, London.
- Kharin, V. V & Zwiers, F. W [2005]. "Estimating extremes in transient climate change simulations". *Journal of Climate*. Vol. 18. no. 8, 1156–1173.
- Kiktev, D., Sexton, D.M.H., Alexander, L. & Folland, C.K. [2003]. "Comparison of modeled and observed trends in indices of daily climate extremes". *Journal of Climate*. Vol. 16. no. 22, 3560–3571.
- Klein Tank, A. M. G. & Können, G. P. [2003]. "Trends in indices of daily temperature and precipitation extremes in Europe, 1946-99". *Journal of Climate*. Vol. 16. no. 22, 3665–3680.
- Kundzewicz, Z.W. & Robson, A.J. [2004]. "Change detection in hydrological records—a review of the methodology / Revue méthodologique de la détection de changements dans les chroniques hydrologiques". *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 49. no. 1, p. 7–19.
- Kunkel, K. E, Andsager, K. & Easterling, D. R [1999]. "Long-term trends in extreme precipitation events over the conterminous United States and Canada". *Journal Of Climate*. Vol. 12, p. 2515–2527.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. & Shin, Y. [1992]. "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root". *Journal of Econometrics*. Vol. 54. no. 1-3, p. 159–178.
- Le Barbé, L. & Lebel, T. [1997]. "Rainfall climatology of the HAPEX-Sahel region during the years 1950-1990". *Journal of Hydrology*. Vol. 188-189, p. 43–73.
- Le Barbé, L., Lebel, T. & Tapsoba, D. [2002]. "Rainfall Variability in West Africa during the Years 1950-90". *Journal Of Climate*. Vol. 15, p. 187–202.
- Leadbetter, MR [1974]. "On extreme values in stationary sequences". *Probability Theory and Related Fields*. Vol. 28. no. 4, 289–303.
- Lebel, T. & Ali, A. [2009]. "Recent trends in the Central and Western Sahel rainfall regime (1990-2007)". *Journal of Hydrology*. Vol. 375. no. 1-2, 52–64.
- Lebel, T., Sauvageot, H., Hoepffner, M., Desbois, M., Guillot, B. & Hubert, P. [1992]. "Rainfall estimation in the Sahel: the EPSAT-NIGER experiment". *Hydrological Sciences*. Vol. 37, p. 201–215.
- Lehmann, E. L & D'Abrera, H. J. M [1998]. "Non-parametrics: statistical methods based on ranks". English. Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall.
- Lombard, F. [1987]. "Rank tests for changepoint problems". *Biometrika*. Vol. 74. no. 3, 615–624.
- Mann, H.B. [1945]. "Nonparametric tests against trend". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. Vol. 13. no. 3, 245–259.
- Manton, M.J., Della-Marta, P.M., Haylock, M.R., Hennessy, K.J., Nicholls, N., Chambers, L.E., Collins, D.A., Daw, G., Finet, A., Gunawan, D., Inape, K., Isobe, H., Kestin, T.S., Lefale, P., Leyu, C.H., Lwin, T., Maitrepierre, L., Ouprasitwong, N., Page, C.M., Pahalad, J., Plummer, N., Salinger, M.J., Suppiah, R., Tran, V.L., Trewin, B., Tibig, I. & Yee, D. [2001]. "Trends in extreme daily rainfall and temperature in Southeast Asia and the South Pacific: 1961-1998". *International Journal of Climatology*. Vol. 21. no. 3, p. 269–284.
- Marty, C. & Blanchet, J. [2011]. "Long-term changes in annual maximum snow depth and snowfall in Switzerland based on extreme value statistics". *Climatic Change*. Vol. 111. no. 3-4, p. 705–721.
- Milly, P. C. D., Wetherald, R. T., Dunne, K. A. & Delworth, T. L. [2002]. "Increasing risk of great floods in a changing climate". *Nature*. Vol. 415. no. 6871, p. 514–517.
- Min, S.K., Zhang, X., Zwiers, F.W. & Hegerl, G.C. [2011]. "Human contribution to more-intense precipitation extremes". *Nature*. Vol. 470. no. 7334, p. 378–381.

- Moberg, A. & Jones, P.D. [2005]. "Trends in indices for extremes in daily temperature and precipitation in central and western Europe, 1901-99". *International Journal of Climatology*. Vol. 25. no. 9, p. 1149–1171.
- Neppel, L., Pujol, N. & Sabatier, R. [2011]. "A multivariate regional test for detection of trends in extreme rainfall: the case of extreme daily rainfall in the French Mediterranean area". *Adv. Geosci.* Vol. 26, 145–148.
- New, M., Hewitson, B., Stephenson, D. B, Tsiga, A., Kruger, A., Manhique, A., Gomez, B., Coelho, C. A.S, Masisi, D. N, Kululanga, E. et al. [2006]. "Evidence of trends in daily climate extremes over southern and west Africa". *J. Geophys. Res.* Vol. 111, p. D14102.
- O’Gorman, P. A & Schneider, T. [2009]. "The physical basis for increases in precipitation extremes in simulations of 21st-century climate change". *Proceedings of the National Academy of Sciences*. Vol. 106. no. 35, p. 14773.
- Padoan, S. A., Ribatet, M. & Sisson, S. A. [2010]. "Likelihood-Based Inference for Max-Stable Processes". *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 105. no. 489, p. 263–277.
- Panthou, G., Vischel, T., Lebel, T., Blanchet, J., Quantin, G. & Ali, A. [2012]. "Extreme rainfall in West Africa: A regional modeling". *Water Resources Research*. Vol. 48. no. 8, p. 1–19.
- Park, J.S., Kang, H.S., Lee, Y.S. & Kim, M.K. [2011]. "Changes in the extreme daily rainfall in South Korea". *International Journal of Climatology*. Vol. 31. no. 15, p. 2290–2299.
- Pettitt, A.N. [1979]. "A Non-Parametric Approach to the Change-Point Problem". *Journal of the Royal Statistical Society*. Vol. 28. no. 2, p. 126–135.
- Pujol, N., Neppel, L. & Sabatier, R. [2007]. "Approche régionale pour la détection de tendances dans des séries de précipitations de la région méditerranéenne française". *Comptes Rendus Geosciences*. Vol. 339. no. 10, 651–658.
- Quessy, J.F., Favre, A.C., Saïd, M. & Champagne, M. [2011]. "Statistical inference in Lombard’s smooth-change model". *Environmetrics*. Vol. 22. no. 7, p. 882–893.
- R-Development-Core-Team [2009]. "R: A Language and Environment for Statistical Computing". Vienna, Austria.
- Rahimzadeh, F., Asgari, A. & Fattahi, E. [2009]. "Variability of extreme temperature and precipitation in Iran during recent decades". *International Journal of Climatology*. Vol. 29. no. 3, p. 329–343.
- Re, M. & Barros, V.R. [2009]. "Extreme rainfalls in SE South America". *Climatic Change*. Vol. 96. no. 1-2, p. 119–136.
- Renard, B. [2006]. "Détection et prise en compte d’éventuels impacts du changement climatique sur les extrêmes hydrologiques en France". Thèse de doct. INP Grenoble.
- Robson, A.J., Jones, T.K., Reed, D.W. & Bayliss, A.C. [1998]. "A study of national trend and variation in uk floods". *International Journal of Climatology*. Vol. 18, p. 165–182.
- Sang, H. & Gelfand, A.E. [2009]. "Hierarchical modeling for extreme values observed over space and time". *Environmental and Ecological Statistics*. Vol. 16, p. 407–426.
- Schwarz, G. [1978]. "Estimating the Dimension of a Model". *Annals of Statistics*. Vol. 6. no. 2, p. 461–464.
- Seo, L., Kim, T.W., Choi, M. & Kwon, H.H. [2011]. "Constructing rainfall depth-frequency curves considering a linear trend in rainfall observations". *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*. Vol. 26. no. 3, p. 419–427.
- Shahid, S. [2010]. "Trends in extreme rainfall events of Bangladesh". *Theoretical and Applied Climatology*. Vol. 104. no. 3-4, p. 489–499.
- Smadi, M.M. & Zghoul, A. [2006]. "A Sudden Change In Rainfall Characteristics In Amman, Jordan During The Mid 1950 s". *American Journal of Environmental Sciences*. Vol. 2. no. 3, 84–91.
- Sugahara, S., Rocha, R.P. da & Silveira, R. [2009]. "Non-stationary frequency analysis of extreme daily rainfall in Sao Paulo, Brazil". *International Journal of Climatology*. Vol. 29. no. 9, p. 1339–1349.
- Sun, Y., Solomon, S., Dai, A. & Portmann, R.W. [2007]. "How Often Will It Rain?": *Journal of Climate*. Vol. 20. no. 19, p. 4801–4818.
- Takeuchi, K. [1976]. "Distribution of information Statistics and Criteria for Adequacy of Models". Japanese. *Mathematical Science*. Vol. 153, p. 12–18.
- Trenberth, K.E., Dai, A., Rasmussen, R.M. & Parsons, D.B. [2003]. "The Changing Character of Precipitation". *Bulletin of the American Meteorological Society*. Vol. 84. no. 9, p. 1205–1217.
- Voss, R., May, W. & Roekner, E. [2002]. "Enhanced resolution modelling study on anthropogenic climate change: changes in extremes of the hydrological cycle". *International Journal of Climatology*. Vol. 22. no. 7, p. 755–777.
- Xiong, L. & Guo, S. [2004]. "Trend test and change-point detection for the annual discharge series of the Yangtze River at the Yichang hydrological station/Test de tendance et détection de rupture appliqués aux séries de débit annuel du fleuve Yangtze à la station hydrologique de Yichang".

- Hydrological sciences journal*. Vol. 49. no. 1, 99–112.
- Yue, S., Pilon, P. & Cavadias, G. [2002]. “Power of the Mann-Kendall and Spearman’s rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series”. *Journal of Hydrology*. Vol. 259. no. 1-4, p. 254–271.
- Zhang, X., Zwiers, F.W., Hegerl, G.C., Lambert, F.H., Gillett, N.P., Solomon, S., Stott, P.A. & Nozawa, T. [2007]. “Detection of human influence on twentieth-century precipitation trends”. *Nature*. Vol. 448. no. 7152, p. 461–465.

2. Discussions méthodologiques et climatologiques complémentaires

Les résultats présentés dans l'article de la section précédente répondent aux deux questions de ce chapitre :

- d'un point de vue méthodologique, ils démontrent l'intérêt d'utiliser différentes approches en alliant des méthodes ponctuelles non-paramétriques (permettant de déterminer le type de non-stationnarités présentes et leur éventuelle répartition spatiale) et des approches régionales paramétriques (qui se sont montrées les plus puissantes pour détecter la non-stationnarité) ;
- du côté de la climatologie, ils montrent que pour la région du Sahel central, les extrêmes pluviométriques ont aussi été affectés par la baisse générale de la pluviométrie qui s'est produite en 1970 et que cette baisse est relativement plus forte au Nord qu'au Sud (comme pour le cumul annuel).

Par ailleurs, ces résultats soulèvent d'autres questions qui vont être discutées et analysées dans cette section :

- pour le volet méthodologique, on illustrera la raison de l'amélioration de la détection de la non-stationnarité grâce aux méthodes paramétriques et à l'approche régionales ;
- d'un point de vue climatologique, on discutera l'influence relative du nombre et de l'intensité des pluies journalières sur la baisse des extrêmes.

2.1. Apport des méthodes paramétriques et de l'approche régionale pour la détection de non-stationnarité dans les séries d'extrêmes

2.1.1. L'apport de l'approche paramétrique ponctuelle par rapport à l'approche non-paramétrique ponctuelle

Si l'on s'intéresse à la capacité des approches ponctuelles à détecter la rupture négative des extrêmes à l'échelle régionale, l'apport de l'approche ponctuelle paramétrique (PGEV/PNSGEV*) par rapport aux tests classiques ponctuels est indéniable car il y a 74 séries où la dépendance temporelle du paramètre de localisation est une rupture négative significative en comparaison aux 23 ruptures négatives trouvées par le test de Pettitt (par exemple). En revanche, les dates de rupture détectées par l'approche PGEV/PNSGEV sont très dispersées (cf. FIGURE 5 de l'article) et pose la question de la capacité des méthode paramétriques testées à déterminer la position des ruptures dans les séries.

La moyenne des dates de ruptures négatives et significatives (au risque de 5 %) est similaire pour les deux approches (1970.9 pour Pettitt, 1969.7 pour PNSGEV*) par contre l'écart-type est largement plus élevée dans le cas de PNSGEV* (8.7 contre 5.0 pour Pettitt). Ce comportement était déjà visible à la FIGURE 5 dans l'article (SECTION 1). Cette analyse peut être complétée au TABLEAU VII.2 qui compare le nombre de séries où l'hypothèse de stationnarité H_0 est rejetée (au risque de 5 %) pour le test de Pettitt et pour l'approche paramétrique PNSGEV* lorsque ce rejet intervient dans une période incluant l'année 1970 (1969-1971 et 1967-1973) :

- Pour la période 1969-1971, on remarque que les trois séries détectées comme non-stationnaires pour le test de Pettitt le sont aussi par l'approche PNSGEV*. Pour cette période, le taux de bonne détection de la date rupture est similaire pour les deux approches (3/23 et 11/74 soit $\simeq 15\%$)
- Pour la période 1967-1973, un total de 27 séries rejettent H_0 pour au moins l'une des deux méthodes. La plupart des séries présentant une rupture pendant cette période pour le test de Pettitt présentent aussi une rupture pendant cette période pour PNSGEV* (toutes les séries sauf 3). Il y a donc $\simeq 30\%$ des dates de ruptures de PNSGEV* et $\simeq 50\%$ des ruptures de Pettitt qui sont situées pendant cette période.

Ceci montre que le test de Pettitt semble mieux situer la date de la rupture que PNSGEV* dont les dates semblent plus dispersées. Cette discussion montre l'intérêt d'utiliser différentes méthodes pour détecter des non-stationnarités dans des séries d'extrêmes.

Tableau VII.2 – Nombre d'acceptation (H_0) / rejet (H_1) de l'hypothèse nulle (la série est stationnaire).

(a) Pour la période 1969-1971

	Pettitt H_0	Pettitt H_1	
PNSGEV* H_0	115	0	115
PNSGEV* H_1	8	3	11
	123	3	

(b) Pour la période 1967-1973

	Pettitt H_0	Pettitt H_1	
PNSGEV* H_0	99	3	102
PNSGEV* H_1	14	10	24
	113	13	

2.1.2. L'apport de la vision régionale/globale

La FIGURE VII.2 compare pour chacune des séries de maxima la période 1950-1969 à la période 1970-1990. Cette figure permet d'illustrer pourquoi l'approche régionale détecte mieux la non-stationnarité régionale en faisant une analogie avec ce que la vision humaine serait capable de voir à l'aide de QQ-plot. La FIGURE VII.2a montre des QQ-plot à quelques stations et la FIGURE VII.2b montre un QQ-plot où toutes les stations sont regroupées. La vision d'ensemble montre que les extrêmes de la période humide sont plus hauts que ceux de la période sèche. Ce signal est relativement net lorsqu'on le regarde à l'échelle régionale, mais il est également très bruité. Une analyse séparée station par station des QQ-plot ne saurait ainsi rendre compte de ce signal. Ce bruit est à l'origine de la faible détection des non-stationnarités par les approches ponctuelles qui - à l'instar de l'oeil humain - peuvent être influencées par des effets d'échantillonnage ponctuels.

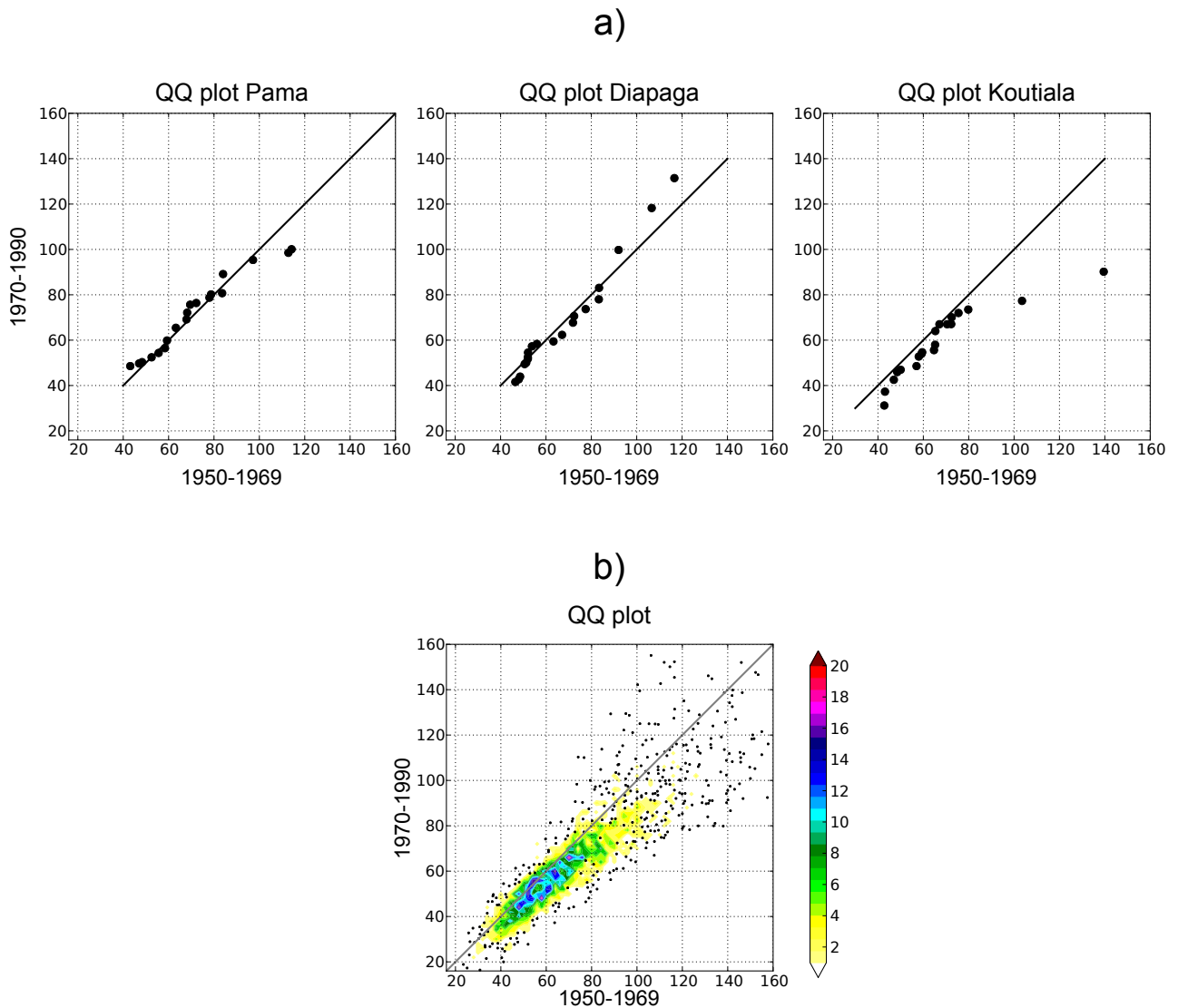


FIGURE VII.2 – QQ-plot comparant la période 1950-1969 à la période 1970-1990 : (a) exemple pour quelques stations et (b) pour l'ensemble des stations.

2.2. Est-ce la baisse du nombre ou/et l'intensité des jours pluvieux qui a provoqué la baisse des extrêmes pluviométriques ?

Sur l'aspect climatologique, deux points intéressants à développer concernent l'influence de l'intensité et du nombre de jours pluvieux sur la baisse des extrêmes. Cette question peut se décomposer en deux volets :

- le premier concerne la relation entre la baisse des cumuls annuels et la baisse des maxima ;
- le second porte sur la raison de la baisse des maxima : est-ce l'intensité et/ou le nombre d'événements extrêmes qui a baissé ?

2.2.1. Analyse conceptuelle du lien entre la baisse des maxima et des cumuls annuels : application du modèle de la loi des fuites

Comprendre le lien entre la loi des maxima et des cumuls annuels nécessite d'étudier la distribution complète afin d'avoir accès aux deux informations (loi des cumuls annuels et loi des maxima). De

études précédentes ont montré à partir du modèle de la loi des fuites¹ que la baisse des cumuls annuels en 1970 peut s'expliquer par une diminution du nombre de jours pluvieux [LE BARBÉ & LEBEL, 1997; LE BARBÉ et al., 2002].

La loi des fuites permet donc d'avoir accès à la loi des cumuls annuels et des maxima² (c.f. ÉQUATION VI.1) et donc :

- de décomposer la baisse des cumuls annuels [ce qui a déjà été fait dans les études suivantes LE BARBÉ & LEBEL, 1997; LE BARBÉ et al., 2002; BALME-DEBIONNE, 2004] et des extrêmes en deux parties : le nombre de jours pluvieux et leur intensité;
- de mieux comprendre le lien entre le cumul annuel et les extrêmes pluvieux.

L'influence de la baisse relative de l'intensité journalière (m) et du nombre de jours pluvieux (λ) entre les périodes (1950-1969 dénommée P_1) et (1970-1990, P_2) sur la baisse relative du cumul annuel (moyenne inter-annuelle \bar{P}) s'exprime grâce à l'ÉQUATION VII.1 et par l'ÉQUATION VII.2 pour la distribution des extrêmes (paramètre μ).

$$\begin{aligned}\bar{P} &= \lambda \times m \\ \Delta\bar{P} &= m\Delta\lambda + \lambda\Delta m + \Delta\lambda\Delta m \\ \frac{\Delta\bar{P}}{\bar{P}} &= \frac{\Delta\lambda}{\lambda} + \frac{\Delta m}{m} + \frac{\Delta m}{m} \times \frac{\Delta\lambda}{\lambda}\end{aligned}\tag{VII.1}$$

$$\frac{\Delta\mu}{\mu} = \frac{\Delta m}{m} + \frac{\Delta\ln(\lambda)}{\ln(\lambda)} + \frac{\Delta m}{m} \times \frac{\Delta\ln(\lambda)}{\ln(\lambda)}\tag{VII.2}$$

La FIGURE VII.3 cartographie les valeurs de \bar{P} , λ , m , μ pour les deux périodes (P_1 et P_2) ainsi que les différences absolues et relatives entre les deux périodes. Sur les cartes d'anomalies, on peut noter que :

- La baisse du nombre de jours pluvieux est légèrement plus forte au Sud ($\Delta\lambda \simeq -12$) qu'au Nord ($\Delta\lambda \simeq -7$) alors que l'intensité des jours pluvieux a plus diminué au Nord ($\Delta m \simeq -1 \text{ mm}$) qu'au Sud où les cumuls journaliers n'ont quasiment pas changé;
- La baisse du cumul annuel n'est pas organisée selon la latitude et est située approximativement de -180 mm ;
- La baisse du paramètre μ est plus forte au Nord qu'au Sud.

Le gradient latitudinal (valeurs plus fortes au Sud qu'au Nord) produit des différences relatives qui sont plus fortes au Nord qu'au Sud. La baisse relative du nombre de jours pluvieux ($\simeq 15 \%$) est plus forte que celle des cumuls journaliers ($\simeq 7 \%$). Le cumul annuel a quant à lui baissé d'environ 35 % au Nord à 15 % au Sud. Le paramètre μ de la loi de Gumbel diminue de 6 % à 18 %. Notons ici que, bien que le modèle soit très simple, la similitude avec la carte du modèle RNSGEV* du papier où $\Delta\mu/\mu$ est compris entre 6 % et 12 %.

Le TABLEAU VII.3 synthétise l'information contenue dans ces cartes et permet de discuter l'impact de l'intensité et du nombre de jours pluvieux sur le cumul annuel et les maxima. Comme de précédentes

1. modélisant l'intensité des pluies journalières par une loi exponentielle (paramètre m égal à la moyenne journalière) et le nombre de jours pluvieux par une loi de Poisson (paramètre λ égal au nombre moyen de jours pluvieux par an) c.f. SECTION 2.1, CHAPITRE VI

2. $\mu = m \times \ln(\lambda)$; $\sigma = m$

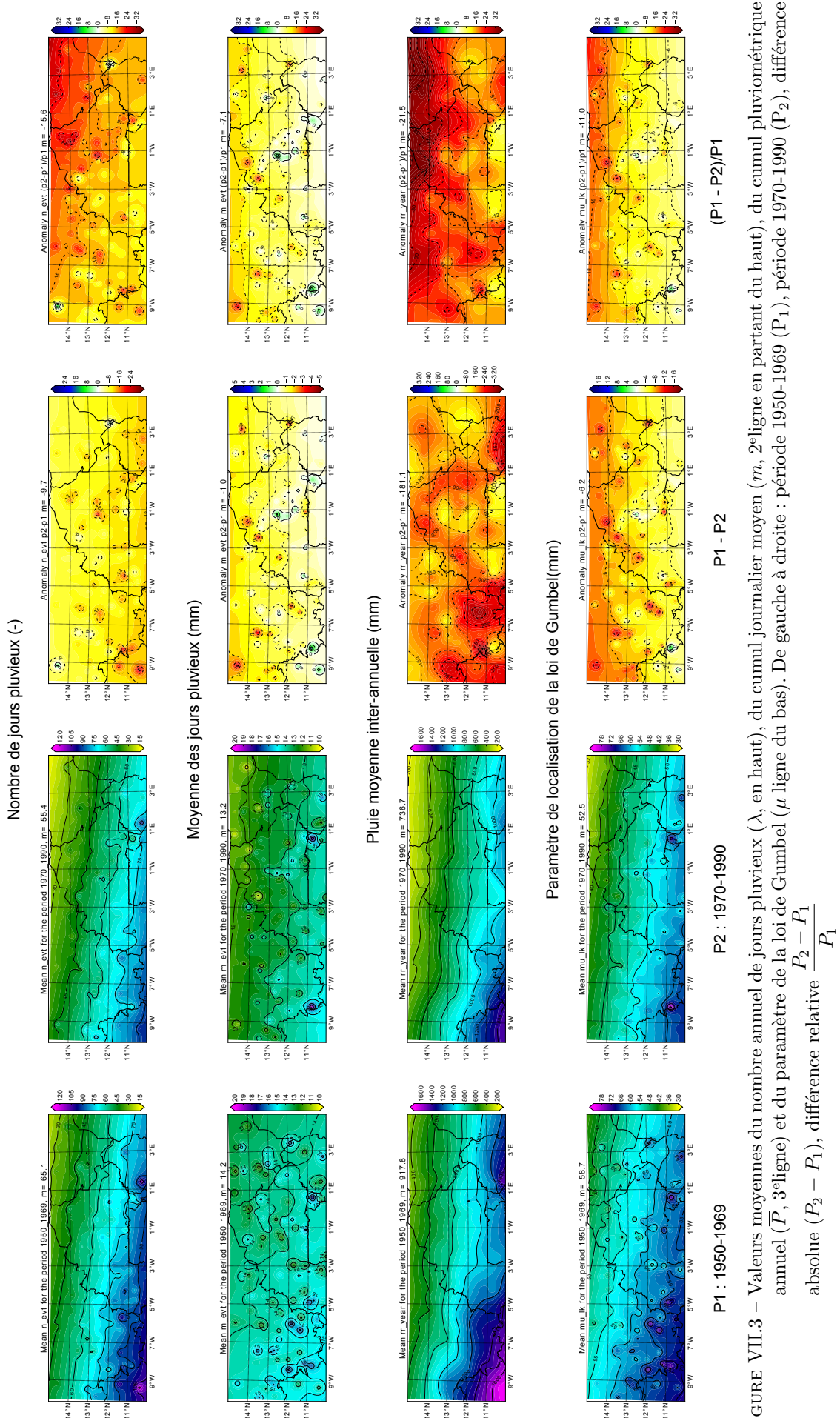


FIGURE VII.3 – Valeurs moyennes du nombre annuel de jours pluvieux (λ , en haut), du cumul journalier moyen (m , 2^e ligne en partant du haut), du cumul pluviométrique annuel (\bar{P} , 3^e ligne) et du paramètre de la loi de Gumbel (μ ligne du bas). De gauche à droite : période 1950-1969 (P_1), période 1970-1990 (P_2), différence absolue ($P_2 - P_1$), différence relative $\frac{P_2 - P_1}{P_1}$

études l'ont montré, la baisse du nombre de jours pluvieux est la cause principale de la baisse des cumuls annuels et compte pour environ 2/3 de la baisse sur la zone. Cette part de la baisse est plus forte au Sud de la zone où l'intensité journalière n'a quasiment pas évolué entre les deux périodes. En ce qui concerne la baisse de μ , elle serait principalement due à la baisse des intensités au Nord de la zone et à la baisse du nombre de jours pluvieux au Sud de la zone.

La différence observée entre la baisse relative du cumul annuel et celle du paramètre de position d'une loi de Gumbel peut être expliquée par ce modèle simple. Dans ce cadre, elle provient directement du fait que la variation du nombre d'événements impacte largement plus la variation de cumul annuel que la variation de μ ¹.

Tableau VII.3 – Baisse relative de \bar{P} , λ , m , μ entre P_1 et P_2

	$\frac{\Delta\lambda}{\lambda}$	$\frac{\Delta m}{m}$	$\frac{\Delta \ln(\lambda)}{\ln(\lambda)}$	$\frac{\Delta \bar{P}}{\bar{P}}$	$\frac{\Delta \mu}{\mu}$
Moyenne	-16 %	-7 %	-4 %	-22 %	-11 %
Nord (14-15°)	-22 %	-12 %	-7 %	-32 %	-18 %
Sud (10-11°)	-10 %	0 %	-3 %	-10 %	-3 %

2.2.2. Est-ce l'intensité ou le nombre d'événements extrêmes qui a baissé ? Application d'un modèle Poisson/Pareto régional

Répondre à cette question nécessite de modéliser les extrêmes par une approche de dépassement de seuil (POT).

Afin de connaître si la baisse des maxima à l'échelle régional est due à une baisse de l'intensité des événements les plus forts ou à une baisse de leur nombre, il faut utiliser une approche POT. On va ainsi sélectionner tous les événements qui dépassent un certain seuil (τ) que l'on modélisera par un Point Process (c.f. CHAPITRE V, SECTION 2.2.3). La modélisation du nombre se fera avec un modèle de Poisson (paramètre λ) et celle de l'intensité des événements se fera avec un modèle GPD (paramètres α et ξ). Cette méthode requiert deux étapes avant d'analyser les résultats : la formulation des modèles régionaux et le choix d'un seuil régional.

La formulation des modèles Poisson et GPD régionaux dépend directement de la façon dont le seuil va être défini. Les deux façons courantes de déterminer un tel seuil sont :

- i. de le choisir constant pour la zone entière (e.g. 20 mm, 50 mm ...);
- ii. de le faire correspondre à un quantile particulier (e.g. quantile 95 ou 99 ...).

La première méthode est intéressante car elle fixe directement le seuil pour la région. Pour notre région d'étude, l'inconvénient est que l'on va sélectionner beaucoup plus d'événements au Sud de la zone qu'au Nord étant donné le gradient latitudinal observé. La seconde méthode a l'inconvénient de définir un seuil de façon local et d'être donc dépendant des effets d'échantillonnage ponctuels. Ici, une approche alternative est proposée afin de garder la cohérence régionale. Elle consiste à définir le seuil régional à l'aide du modèle GEV régional (SMLE-AR, c.f. CHAPITRE VI) en définissant le nombre de dépassements attendu en chaque point à l'aide de la relation du point process (c.f. CHAPITRE V,

1. pour un $\Delta\lambda$ donné et pour $\lambda > 0$: $\frac{d \ln(\lambda)}{\ln(\lambda)} = \frac{d\lambda}{\lambda \times \ln(\lambda)} < \frac{d\lambda}{\lambda}$ et donc $\frac{\Delta \bar{P}}{\bar{P}} > \frac{\Delta \mu}{\mu}$

ÉQUATION V.12) entre les paramètres de la loi GEV (μ , σ et ξ) et les paramètres des lois P/GP (λ , τ , α et ξ) :

$$\left. \begin{aligned} \tau &= \mu + \frac{\sigma}{\xi} (1 - \lambda^\xi) \\ \alpha &= \frac{\sigma}{\lambda^\xi} \end{aligned} \right\} \tau = \mu + \frac{\sigma}{\lambda^\xi \times \xi} (1 - \lambda^\xi) \quad (\text{VII.3})$$

Dans l'ÉQUATION VII.3 les paramètres μ , σ et ξ sont donnés en chaque point par le modèle SMLE-AR. Cependant il reste un choix à faire, celui du nombre de dépassements moyens par an attendu en chaque point (λ).

2.2.2.a. Choix du seuil

Le principal inconvénient de cette approche réside dans la définition du seuil. Ici, pour que les résultats ne soient pas affecté par le choix subjectif d'un seul seuil, différents seuils ont été définis correspondant à un nombre moyen annuel de dépassements du seuil compris entre deux et dix. On notera ce nombre d'événements attendus λ_{exp}

La FIGURE VII.4 montre les seuils ainsi obtenus pour deux dépassements (a) par an et dix dépassements par an (b).

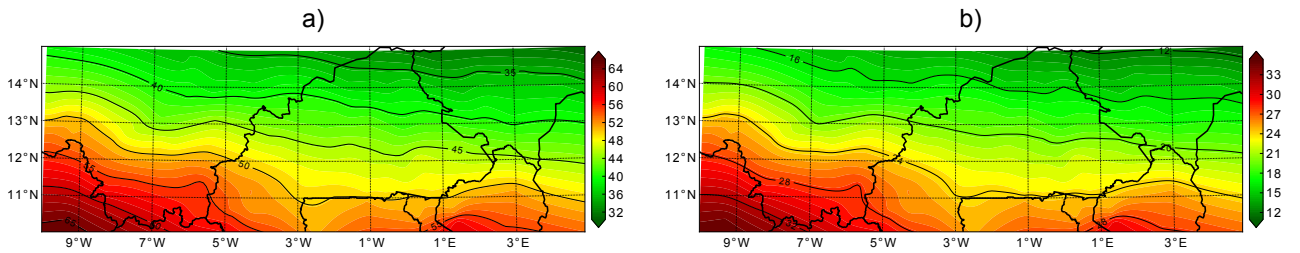


FIGURE VII.4 – Seuil obtenu (τ) avec l'ÉQUATION VII.3 en fixant $\lambda_{exp} = 2$ (a) et $\lambda_{exp} = 10$ (b)

La FIGURE VII.5 permet de vérifier visuellement l'hypothèse que le nombre de dépassements est similaire à chaque station en utilisant cette méthode où le seuil varie spatialement. Les anomalies observées du nombre de dépassement moyens pour les seuils de la FIGURE VII.4 sont cartographiés en FIGURE VII.5a et b. Notons que le nombre moyen annuel de dépassements observé (λ_{obs}) est légèrement supérieur à λ_{exp} , cela provient du fait que le seuil choisi ne se situe pas dans le comportement asymptotique des lois GPD et GEV. Plus le seuil est bas, plus λ_{obs} s'éloignera de λ_{exp} . Pour comparaison, les anomalies observées pour les seuils fixes de 20 et 50 *mm* sont représentées sur la FIGURE VII.5 (c et d). S'il y a des différences entre les stations pour le seuil variable, ces différences ne présentent pas de gradients ni de réel organisation, ce qui est clairement le cas lorsque l'on utilise un seuil fixe. La méthode proposée ici pour obtenir un seuil variable dans l'espace permet d'obtenir le même nombre de dépassements au Nord qu'au Sud.

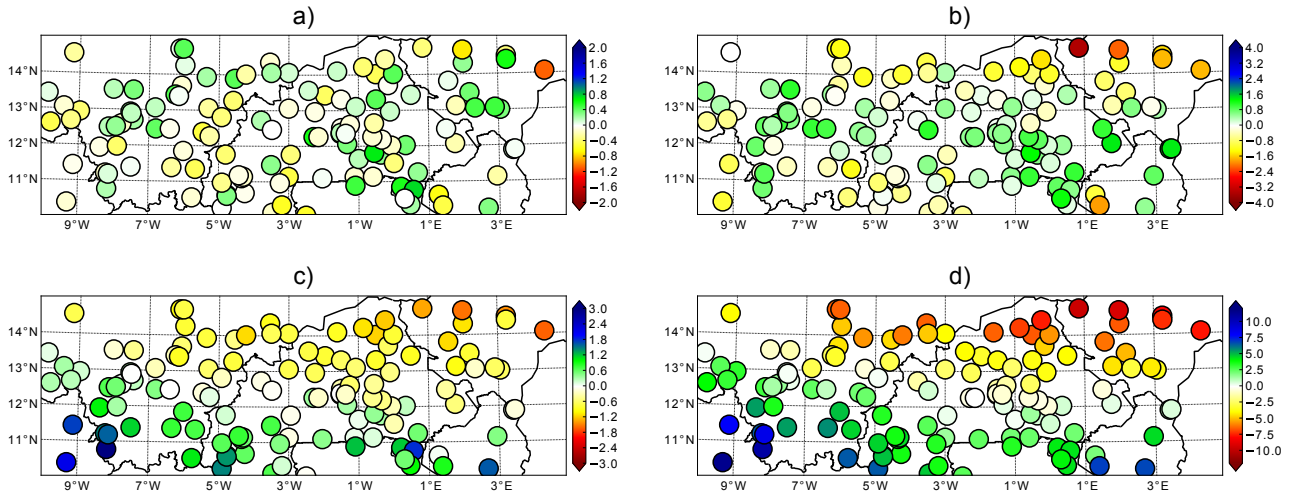


FIGURE VII.5 – Anomalies du nombre de dépassement (nombre de dépassements observé à la station - nombre moyen de dépassements observé sur la zone) pour un seuil variable obtenu à partir de SMLE-AR (a : $\lambda_{exp} = 2$; $\lambda_{obs} = 2.3$, b : $\lambda_{exp} = 10$; $\lambda_{obs} = 12.3$) et pour un seuil fixe (c : $\tau = 50 \text{ mm}$; $\lambda_{obs} = 1.9$, d : $\tau = 20 \text{ mm}$; $\lambda_{obs} = 14.5$)

2.2.2.b. Formulation du modèle de Poisson régional

Les avantages d'utiliser le seuil régional variant spatialement sont :

- que le nombre de dépassement attendu est le même sur toute la zone ce qui permet de ne pas donner plus de poids à une zone qu'à une autre ;
- qu'il permet de considérer le nombre de dépassements par an comme un processus stationnaire dans l'espace et donc de le modéliser comme tel.

On modélisera donc le nombre de dépassement d'une année t à chaque station j (W_{tj}) par un modèle de Poisson stationnaire (RPOIS) dans le temps (ÉQUATION VII.4) ou non-stationnaire dans le temps (RNSPOIS, ÉQUATION VII.5) :

$$W_{tj} \sim \text{Poisson}(\lambda) \quad (\text{VII.4})$$

$$W_{tj} \sim \text{Poisson} \{ \lambda(t) \} \quad (\text{VII.5})$$

Le modèle de Poisson non-stationnaire régional est formulé de la même façon que les modèles GEV non stationnaires de l'article (PNSGEV et RNSGEV), $\lambda(t)$ est formulé soit avec une tendance linéaire (ÉQUATION VII.6) ou avec une rupture (ÉQUATION VII.7).

$$\lambda(t) = \lambda_0 + \lambda_1 \times t \quad (\text{VII.6})$$

$$\lambda(t) = \begin{cases} \lambda_0 & \text{pour } t \leq t_0 \\ \lambda_1 & \text{pour } t > t_0 \end{cases} \quad (\text{VII.7})$$

Le modèle Poisson non-stationnaire ayant la meilleure vraisemblance est retenu (RNSPOIS*).

2.2.2.c. Formulation du modèle GPD régional

Les dépassements du seuil à une station j une année donnée t (Y_{tj}) sont modélisés par un modèle GPD régional. Le modèle GPD régional a une formulation similaire au modèle GEV régional (SMLE-AR). Le paramètre de forme ξ est supposé constant sur la zone et le paramètre d'échelle dépend d'une covariable spatiale (s qui représente ici le cumul annuel). La modélisation de Y se fait donc par un modèle GPD régional stationnaire (RGPD) :

$$Y \sim \text{GPD} \{ \alpha(s_j), \xi \} \quad \text{avec} \quad \alpha(s) = \alpha_0 + \alpha_1 \times s \quad (\text{VII.8})$$

Son équivalent non-stationnaire (RNSGPD) a une dépendance temporelle sur le paramètre α (tendance linéaire, ÉQUATION VII.10 et rupture ÉQUATION VII.11) :

$$Y \sim \text{GPD} \{ \alpha(s_j, t), \xi \} \quad (\text{VII.9})$$

$$\alpha(t, s) = \alpha_0 + \alpha_1 \times t + \alpha_2 \times s \quad (\text{VII.10})$$

$$\alpha(t, s) = \begin{cases} \alpha_0 + \alpha_2 \times s & \text{pour } t \leq t_0 \\ \alpha_1 + \alpha_2 \times s & \text{pour } t > t_0 \end{cases} \quad (\text{VII.11})$$

Le modèle GPD régional non-stationnaire présentant la meilleure vraisemblance est retenu et sera noté RNSGPD*.

2.2.2.d. Résultats

Le TABLEAU VII.4 synthétise les résultats des modèles RNSPOIS* et RNSGPD*. Tous les modèles trouvent une rupture négative dont la date dépend principalement du modèle :

- les modèles RNSPOIS* trouvent une rupture en 1969 sauf pour $\lambda_{exp} = 2$ où la date de rupture est en 1965 ;
- la rupture la plus vraisemblable pour les modèles RNSGPD* se situe en 1965 sauf pour le seuil $\lambda_{exp} = 5$.

Il faut noter que les p-valeurs sont significatives pour quasiment l'ensemble des modèles. Le fait que la date de rupture des modèles de Poisson soient concomitantes avec celle trouvée dans le paramètre μ du modèle RNSGEV* semble montrer que la baisse du nombre d'événements extrêmes soit le principale facteur dans la baisse du paramètre μ . Deux raisons supplémentaires peuvent appuyer ce point : (i) les séries du nombre de dépassements du seuil sont beaucoup moins bruitées que celles de l'intensité du dépassement et (ii) la baisse relative du nombre d'événements est aussi plus prononcée (≥ 25 %) que celle des intensités au dessus du seuil (≤ 10 %).

Tableau VII.4 – Résultats des modèles P/GP régionaux non-stationnaires. La p-valeur est obtenue par la méthode de permutation présentée dans l'article (SECTION 1, SECTION IV.3) de ce chapitre

λ_{exp}	τ obtenu (mm)	RNSPOIS*			RNSGPD*		
		t_0	$\frac{\Delta\lambda}{\lambda}$	p-valeur	t_0	$\frac{\Delta\bar{\alpha}}{\bar{\alpha}}$	p-valeur
2	[30-65]	1965	-33 %	0/100	1965	-10 %	1/100
10	[10-35]	1969	-24 %	0/100	1965	-6 %	4/100

3. Extension aux autres zones d'Afrique de l'Ouest

Tous les développements et les calculs réalisés dans ce chapitre ont été appliqués aux autres zones climatiques (Sénégal, Togo-Bénin et Côte d'Ivoire). Les différents résultats concernant l'application des tests statistiques classiques sur les séries de cumul annuel et de maxima ainsi que les modèles GEV non-stationnaires sont présentés dans l'ANNEXE E et sont résumés dans cette section.

Le TABLEAU VII.5 synthétise les résultats de la mise en oeuvre des modèles RNSGEV à chacune des zones climatiques. Des commentaires évidents apparaissent :

- pour toutes les zones la rupture la plus probable est une rupture négative comprise entre 1966 et 1970 ;
- les zones Sahéliennes - en particulier la zone du Sénégal - ont enregistré les baisses les plus franches ;
- la Côte d'Ivoire a enregistré une baisse significative des maxima ;
- la zone Togo-Bénin a quant à elle connue une faible baisse des maxima ($\approx -2 \%$) qui n'apparaît pas comme significative.

Ces deux dernières zones méritent une discussion car elles ont fait l'objet de deux publications couplées [SERVAT et al., 1997 ; PATUREL et al., 1997] portant sur la rupture des années 1970 (sur les cumuls annuels). Nos résultats montrent que la Côte d'Ivoire a bien enregistré une baisse significative des cumuls annuels (et des maxima), ce qui est parfaitement en accord avec les résultats de PATUREL et al. [1997]. En revanche pour la zone Togo-Bénin, il semblerait que la rupture ne soit pas significative tant sur les cumuls annuels (le test de Pettitt rejette l'hypothèse nulle pour neuf séries sur 44 au risque $\alpha = 5 \%$) que sur les maxima. Cette analyse ne contredit pas totalement les résultats de PATUREL et al. [1997], le fait que les ruptures détectées soient aussi négatives et se situent autour de 1970 n'est a priori pas dû au hasard. Néanmoins, cela montre que la zone Togo-Bénin a été très faiblement touchée par l' "anomalie climatique" et que sans la connaissance de la climatologie de la région il aurait été impossible de détecter cet "anomalie" pour cette zone.

Tableau VII.5 – Résultats de l'application des modèles RNSGEV aux différentes zones climatiques en Afrique de l'Ouest

Zone	N stations	$\mu_0 - \mu_1$	$(\mu_0 - \mu_1)/\mu_0$	Date de rupture	p-valeur
Sahel central	126	-5.3 mm	[-7 %; -12 %]	1969-1970	$\approx 0.01 \%$
Sénégal	55	-10.4 mm	[-10 %; -18 %]	1967-1968	$\approx 0.00 \%$
Togo - Bénin	44	-1.7 mm	$\approx -2 \%$	1968-1969	$\approx 92.0 \%$
Côte d'Ivoire	32	-5.9 mm	[-6 %; -8 %]	1966-1967	$\approx 0.50 \%$

4. Synthèse

Les méthodes de détection de non-stationnarité dans les séries d'extrêmes ont été revisitées en comparant :

- des approches ponctuelles : non-paramétriques (tests statistiques) et paramétriques (loi GEV ayant des paramètres dépendants du temps) ;
- des approches régionales paramétriques basées sur le modèle GEV régional avec des paramètres dépendants du temps.

Les résultats montrent la difficulté des approches non-paramétriques à détecter les tendances/ruptures dans les séries de pluies extrêmes. Il existe en revanche une complémentarité entre les approches **ponctuelles et régionales**. Les approches ponctuelles permettent (i) de vérifier l'absence d'hétérogénéités spatiales dans les non-stationnarités temporelles et (ii) de proposer une approche régionale adaptée aux non-stationnarités présentes dans les séries ponctuelles. L'approche régionale quant à elle permet de limiter les effets d'échantillonnage et de filtrer le signal qui prédomine à l'échelle de la région d'étude.

Pour le volet climatologique, les différentes approches développées ici ont permis de confirmer la présence d'une **rupture négative autour de 1970** sur la quasi-totalité de l'Afrique de l'Ouest. Cette rupture connue depuis longtemps sur les cumuls annuels est aussi visible dans les séries de maxima. Dans le cas des cumuls annuels, la baisse du nombre de jours pluvieux explique près de 2/3 de la baisse observée. Dans le cas des maxima, la baisse du nombre et de l'intensité des jours pluvieux semble avoir joué à part égale. Ces résultats permettent de poser le cadre méthodologique adapté pour étudier la climatologie sur la période 1950-2010 qui contient beaucoup moins de stations. Les approches régionales vont ainsi permettre de réduire au maximum les effets d'échantillonnage.

VIII

Évolution des extrêmes pluviométriques et de l'intensité hydro - climatique au cours des soixante dernières années

Ce chapitre traite de la question climatique majeure de ce manuscrit qui concerne l'évolution des extrêmes pluviométriques et de l'intensité hydro-climatique en Afrique de l'Ouest au cours des soixante dernières années (*Objectif n°2*, c.f. CHAPITRE III).

Il est au centre de deux problématiques hydro-climatiques fondamentales déjà présentées dans le contexte de la thèse (cf. CHAPITRE I et CHAPITRE II) :

- L'évolution de l'aléa pluviométrique peut-elle avoir contribué à l'augmentation récente du risque hydrologique dans la région ?
- Cette évolution peut-elle être la signature des changements globaux dont il est attendu qu'ils s'accompagnent d'une intensification du cycle hydrologique ?

L'objectif de ce chapitre n'est pas de répondre à ces questions bien trop vastes pour être raisonnablement abordées dans le cadre de cette thèse. On s'attachera en revanche à donner une description précise des évolutions du régime moyen et extrême des précipitations pouvant donner matière à réflexion pour la communauté des hydrologues et des climatologues qui travaillent sur ces questions. Nous nous concentrerons en particulier sur les vingt dernières années sujettes aux plus fortes augmentations du risque hydrologique et pour lesquelles une reprise relative des précipitations moyennes annuelles a été constatée sur le Sahel Central [LEBEL & ALI, 2009]. Nous chercherons ici à savoir si cette augmentation moyenne s'est accompagnée d'une intensification hydro-climatique. Pour cela nous documenterons :

- i. l'évolution des pluies extrêmes ;
- ii. l'évolution de l'intensité des pluie moyennes et des séquences sèches.

Ces deux points seront traités en analysant des séries de maxima annuels et des séries de dépassement de seuils grâce aux approches ponctuelles et régionales présentées dans les chapitres précédents (CHAPITRE VI et CHAPITRE VII). Les approches ponctuelles permettront ainsi de documenter des

éventuelles disparités spatiales. Les approches régionales permettront quant à elles de limiter les effets d'échantillonnage et de donner un sens régional aux résultats.

Ce chapitre utilise le réseau du Sahel central présenté dans le CHAPITRE IV. Ce réseau s'étend de 5°W à 7°E en longitude et de 9.5°N à 15.5°N et contient 41 séries sur la période 1950-2010.

Dans la SECTION 1 on se concentrera sur la description de l'évolution des précipitations extrêmes sur le Sahel Central. On s'appuiera ici sur un article court (soumis à Journal Of Climate) accompagné d'un résumé en français. On agrémentera les résultats de l'article d'analyses complémentaires documentant notamment l'évolution des intensités de pluie moyenne et de la durée des séquences sèches (SECTION 2). Nous étendrons ensuite notre analyse à d'autres réseaux pluviométriques disponibles au Togo et au Bénin (SECTION 3).

1. Publication : Recent trends in the regime of extreme rainfall in the West African Sahel.

Panthou G., Vischel T., Lebel T.

LTHE (UMR 5564), Grenoble 1, IRD, Grenoble, France
Corresponding author : Dr Vischel Théo, theo.vischel@ujf-grenoble.fr

Article soumis à Journal of Climate

Résumé étendu

L'objectif de cet article est de documenter l'évolution des extrêmes pluviométriques et du régime pluviométrique dans la région du Sahel central pendant la période 1950-2010. Les questions principales abordées sont : (i) quel a été l'impact de la grande sécheresse sur les précipitations extrêmes, (ii) comment la dernière décennie où un retour à des conditions en moyenne plus humides se traduit sur le régime des pluies extrêmes. Pour cette analyse, on dispose de 41 séries (c.f. CHAPITRE IV). Ce résumé suit le même cheminement que l'article en se focalisant sur les indices utilisés (section III de l'article), les résultats principaux et la discussion qui les accompagne (sections IV et V de l'article).

N.B. : les deux premières sections de l'article ne sont pas résumées car elles concernent des points déjà évoqués dans ce manuscrit (l'introduction de l'article correspond à l'introduction de ce chapitre et la section sur le contexte climatologique régional et les données a fait l'objet de deux chapitres dans ce manuscrit (CHAPITRE II et CHAPITRE IV). Un lecteur pressé pourra donc se reporter directement à la section III de l'article.

Outils d'analyse régionale de la variabilité pluviométrique

Le lien entre variabilité inter-annuelle et décennale des précipitations saisonnières et des pluies extrêmes est étudié en analysant les anomalies de pluie annuelles et extrêmes sur toute la période d'étude via des indices standardisés régionaux. L'évolution du régime d'extrême est ensuite abordée en analysant l'évolution de l'occurrence et de l'intensité des pluies intenses via une approche régionale POT.

Indices standardisés

Des indices standardisés de précipitations (*SPI*) sont utilisés pour les cumuls annuels (noté *SPI_{AR}*) et pour les maxima annuels (noté *SPI_{AM}*). Des façon générale les indices standardisés pour une variable x se présentent sous la forme suivante :

$$SPI(i) = \frac{x_i - m_x}{std_x} \quad (\text{VIII.1})$$

avec :

- x_i : la valeur pour l'année i ;

- m_x : la moyenne inter-annuelle de x ;
- std_x : l'écart-type de x .

Pour les cumuls annuels, les SPI sont simplement obtenus en remplaçant x par le cumul annuel sur la région. L'asymétrie de la distribution des maxima annuels nous oblige à utiliser une méthode probabiliste. On utilise le modèle SMLE-AR présenté dans le CHAPITRE VI que l'on ajuste à partir des maxima de la période 1950-2010 pour normaliser les valeurs observées. L'indice SPI_{AM} est ensuite calculé à partir des séries de maxima normalisées.

Séries de dépassement de seuils

Une des difficultés récurrentes de l'approche POT est la définition du seuil à partir duquel on sélectionne les événements les plus intenses. Ce choix est d'autant plus difficile lorsqu'une analyse régionale est menée puisqu'en fonction de la climatologie, le seuil peut être amené à varier spatialement. Pour déterminer un seuil régional, on utilise ici la relation entre le modèle GEV régional et les modèles régionaux Poisson/Pareto. La méthode a été présentée dans la SECTION 2.2.2 du CHAPITRE VII.

Les séries de dépassement de seuil utilisées dans cet article utilise la relation entre le modèle GEV régional (ajusté sur la période 1950-2010) et les modèles régionaux Poisson/Pareto en utilisant un nombre de dépassements annuel moyen attendu à chaque station (λ_{exp}).

Dans cette étude on utilisera deux seuils variables spatialement :

- un seuil pour lequel $\lambda_{exp} = 2$, allant de 30 *mm* au Nord de la zone à 60 *mm* au Sud : les pluies au dessus de ce seuil sont appelées pluies extrêmes ;
- un seuil pour lequel $\lambda_{exp} = 10$, allant de 12 *mm* au Nord de la zone à 30 *mm* au Sud : les pluies au dessus de ce seuil sont appelées pluies fortes ;

Résultats principaux et discussion

L'analyse des indices et des séries seuillées permet de montrer que la grande sécheresse s'est accompagnée d'une diminution forte de l'occurrence des extrêmes pluviométriques qui explique la diminution apparente de l'intensité des valeurs des pluies journalières maximales annuelles. Les dix dernières années sont caractérisées par des cumuls annuels en moyenne proche de la moyenne de la période 1950-2010 (inférieure à la moyenne de la période humide 1950-1969) mais les pluies extrêmes sont en forte augmentation avec des occurrences dépassant les valeurs observées durant la période humide.

En conséquence, la proportion du cumul annuel de précipitations associée à des précipitations extrêmes a augmenté : passant de 17 % dans les années 1970-1990 à 19 % dans les années 1991 à 2000 puis à 22 % dans les années 2001-2010. Cela tend à soutenir l'idée qu'un climat plus extrême a été observé au cours des 10 dernières années, avec un déficit persistant du nombre de jours pluvieux associé à une augmentation de la fréquence des précipitations journalières extrêmes.

Les résultats de l'article basés ici sur l'analyse statistique des séries sont complétés en SECTION 2 de ce chapitre par une analyse basée sur l'ajustement de modèles probabilistes régionaux pour lesquels l'évolution des paramètres est étudiée. On analysera également un indice supplémentaire proposé par GIORGI et al. [2011] pour décrire l'évolution de l'intensité hydro-climatique.

Abstract

Ongoing global warming raises the hypothesis of an intensification of the hydrological cycle, extreme rainfall events becoming more frequent. However, the strong time-space variability of extreme rainfall over any given region makes it difficult to detect meaningful trends in the regime of their occurrence for recent years.

Using an integrated regional approach, it is shown here that over the last ten years, the Sahelian rainfall regime is characterized by a lasting deficit of the number of rainy days, while at the same time the extreme rainfall occurrence is on the rise. As a consequence the proportion of annual rainfall associated with extreme rainfall has increased from 17 % in the 1970-1990 years to 19 % in the 1991-2000 years and to 22% in the 2001-2010 years.

This tends to support the idea that a more extreme climate has been observed over the last 10 years, with a persisting deficit of the occurrence of rainfall associated with an increase of the occurrence of extreme daily rainfall.

Keywords: Sahel, extreme rainfall, hydrological cycle intensification

1. Introduction

In the past 5 years or so, almost all of the West African countries have been struck by floods and inundations of unprecedented magnitude. One emblematic instance in this respect are the Niger river floods of 2010 and 2012, which are the 2 most important floods ever recorded at the Niamey station since the beginning of observation in 1929, causing heavy casualties to people living close to the river; another instance is the Ouagadougou inundation of 2009, when 260 *mm* of rain falling in ten hours killed 8 persons, displaced 150,000 people and destroyed the main hospital and other major infrastructures.

In a recent paper, Di-Baldassarre et al. [2010] argue that the augmentation of inundation-related casualties mainly results from the increasing vulnerability of the population. Other authors [see e.g. Séguis et al., 2004; Descroix et al., 2009] point to land use and land cover changes as being a major factor producing higher runoff coefficients and thus larger river flows, even in a context of lesser rainfall. On the other hand, major flood events cannot occur without heavy rainfall; this climatic component of the evolution of the flood hazard is all the more important to study that global warming is expected to intensify the hydrological cycle, a more extreme cli-

mate, meaning longer dry spells and higher heavy rainfall [Giorgi et al., 2011]. In some regions of the world, premises of such an intensification of extreme rainfall have been documented [Alpert, 2002], but this is a very challenging research area because of the high space-time variability of extreme rainfall. Detecting meaningful changes in the climatology of heavy rainfall at regional scale thus requires long series of rainfall data covering the region at stake with a sufficient density. This requirement is especially difficult to fulfill in Sub-Saharan Africa and recent works on that subject are most often of limited scope due to data access limitations [see e.g. New et al., 2006; Min et al., 2011; Goula et al., 2012].

In addition to the vulnerability of its population, two other major reasons exist for focusing on West Africa. Firstly, the poor performances of the GCMs when it comes to representing the precipitation patterns in tropical regions, make these regions "hot spots" of current climate research. Secondly, the recent climate of the West-African Sahel is characterized by a succession of three periods of roughly equal duration: a wet period [P₁] from 1950 to 1969; an intensively dry period [P₂] from 1970 to 1990, known to be the largest climatic signal ever recorded over such a large area since the existence of rain gauge networks [Dai et al., 2004b]; finally, the recent period

[P₃], from 1991 to 2010, has seen a partial rainfall recovery, albeit with a contrasted pattern [Lebel & Ali, 2009].

This paper thus addresses two interlaced questions. The first relates to the effect of the big regional drought on the occurrence of heavy rainfall in the 1970s and 1980s. The second is whether in the recent period - where total annual rainfall is getting closer to what it was in the 1950s and 1960s - the occurrence and intensity of extreme rainfall might have increased in comparison to what it was in this wet 1950-1969 period.

This comes down to investigating the complex relation existing between the variability of the average rainfall regime and the variability of the extremes, which is of far larger amplitude; for instance, the torrential daily rainfall of 263 mm, recorded in Ouagadougou in 2009 accounts for almost 30 % of the annual total of that year (896 mm), while in 1962, the annual daily maximum (93 mm) accounted for less than 8 % of the annual total of 1183 mm. This illustrates that extreme events can appear in dry or moderately wet years, while extremely wet years can happen without any extreme rainy event being recorded.

II. Climatological context

Access to daily rainfall for recent years is especially difficult in West Africa. The selection of the region of study was guided by the requirement of obtaining a somewhat homogeneous coverage with stations having operated continuously from 1950 to 2010. It extends from 5°E to 7°W and from 9.5°N to 15.5°N (Fig. 1), with 41 available series of daily rainfall.

Figure 1 illustrates the difficulty of diagnosing a possible change in the regime of extremes, when looking at individual stations. It compares the wet period P₁ to the last 10 years. While the mean annual rainfall displays a coherent spatial signal, with an average deficit for 2001-2010 (as compared to 1950-1969) ranging from 30 % in the South to 0 % in the North, the variation of the occurrence of heavy daily rainfall between the two periods is very spotty, with stations where the occurrence has increased and stations where it has decreased. This high spatial variability of heavy rainfall climatology, as compared to the smooth distribution of average annual rainfall, points to the necessity of developing specific regional approaches if one is to reach meaningful conclusions with respect to a possible enhancement of rainfall intensities.

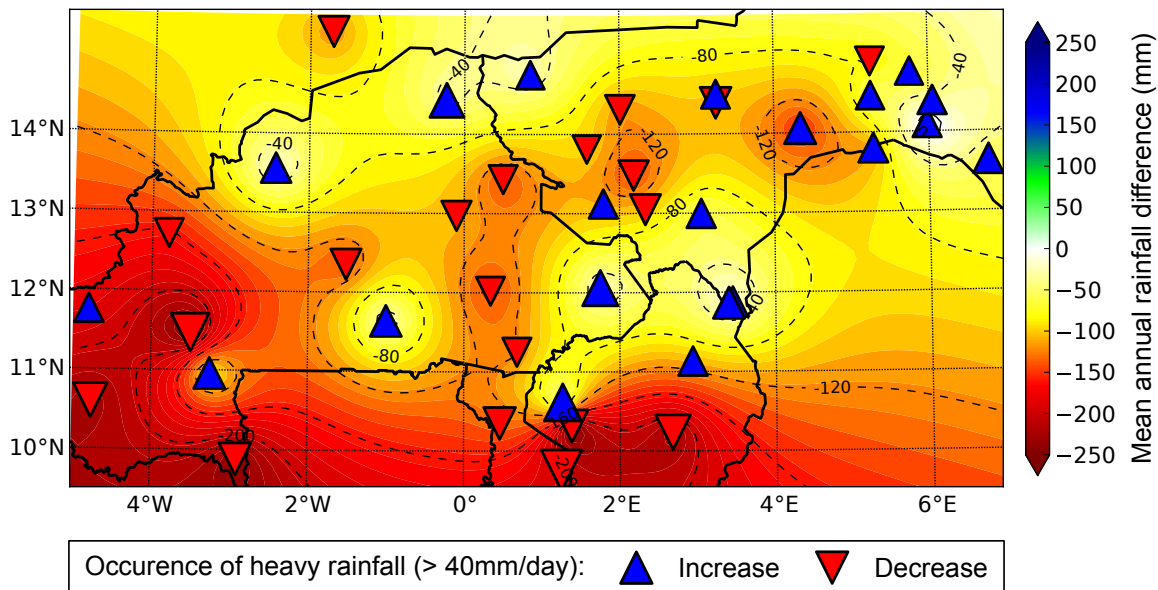


Figure 1: Map of the differences between the average 1950-1969 annual rainfall and the average 2001-2010 annual rainfall ; triangles indicate an increase (blue, upward) or decrease (red, downward) of the occurrence of daily rainfall over 40 mm/day. The area of the triangles is proportional to the magnitude of the increase (decrease).

III. Tools for a regional approach

The first part of this study compares the decadal-scale evolutions of the annual totals and of the annual maxima of daily rainfall over the past 60 years. A Peak Over Threshold (POT) analysis [Coles, 2001] is then carried out in order to be able to analyze the evolution of the heavy rainfall regime in terms of frequency, intensity, percentage of annual rainfall brought by heavy rainfall and number of heavy rainfall days in comparison with the total number of rainy days.

III.1. Standardized indices of annual totals and annual maxima

III.1.a. Classical Standardized Precipitation Index (SPI) for annual totals

Annual totals are normally distributed; the SPI is thus simply computed as:

$$SPI_{AR}(i) = \frac{r_i - m_{AR}}{std_{AR}} \quad (1)$$

where $SPI_{AR}(i)$ is the standardized annual rainfall index for year i , r_i is the annual total over the region for year i , m_{AR} and std_{AR} being respectively the mean and the standard deviation of the annual totals.

III.1.b. Probability index (PI) for annual maxima

Using the spatial GEV distribution proposed by Panthou et al. [2012] the cumulative distribution function (cdf) F_j distribution of the annual daily rainfall maxima is computed at each station j .

The annual maxima precipitation Index - SPI_{AM} - is then computed in two steps [Min et al., 2011]. First for year i , a probability index $f(i)$ is computed :

$$f(i) = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^{j=J} F_j(z_{ij}) \quad (2)$$

where z_{ij} is the annual maxima for year i at station j and J is the total number of stations (here $J = 41$). The resulting index $f(i)$ fluctuates between two limits : 0 and 1. Its distribution is by

definition symmetrical. The standardized maximum annual rainfall index is then computed as:

$$SPI_{AM}(i) = \frac{f(i) - m_{f(i)}}{std_{f(i)}} \quad (3)$$

The interannual fluctuations of $SPI_{AM}(i)$ are directly comparable to those of $SPI_{AR}(i)$, as shown in Fig.2.

III.2. Selecting heavy rainfall through a Peak Over Threshold approach

Looking at the time variability of the two indexes SPI_{AR} and SPI_{AM} provides a global vision of the joint evolution of the annual totals and of the extreme rainfall over the region. On the other hand, the fluctuations of these two indices may result from different patterns of variability of the underlying rainfall process. Le Barbé et al. [2002] have shown that the ≈ 200 mm deficit in annual rainfall over 1970-1990 was mostly linked to a large decrease of the occurrence of rainy events, all over West Africa; by comparison the intensity of these rainfall events decreased only slightly and with no consistent spatial pattern. Similarly, higher (resp.smaller) extreme annual maxima may come from an increasing (decreasing) number of heavy rainfall events or/and from an increase (decrease) of the intensity of these heavy rainfall events, but this is difficult to assert when looking individually at annual maxima series, due to their much higher sampling variability, as compared to that of annual totals.

One way for obtaining a richer sampling of heavy rainfall is to use a POT approach, in which all the rainfall events over a given threshold are selected. When using annual maxima the annual sample over the region is made of 41 values; using the POT approach the sample may reach a few hundreds of values every year, depending on the selected threshold value. Choosing a threshold is a compromise to be found between three important criteria: (i) selecting only heavy rainfall, acknowledging that this is a rather vague denomination; (ii) enhancing the sampling density; (iii) preserving the homogeneous spatial sampling of the annual maxima approach, assuming the network to be reasonably well distributed spatially. Respecting this last criterion comes down to main-

taining a constant expected occurrence rate of selected heavy rainfall over the whole region. In turn, given the North to South positive gradient of rainfall, a constant expected occurrence rate involves the threshold to increase from North to South. Using the regional GEV model proposed by Panthou et al. [2012], makes possible to compute the expected occurrence rate for a given threshold at a given location (this method uses the parameter relation between a GEV distribution and a Poisson/ Generalized Pareto distribution used in the Peak Over Threshold approach [see Madsen et al., 1997; Coles, 2001 for a comprehensive explanation]).

Heuristically exploring a range of thresholds between 10 and 100 *mm*, two samples were defined. The sample of extreme rainfall is made of the daily events larger than a threshold evolving from 30 *mm* in the North to 60 *mm* in the South, corresponding to an average occurrence at any given location of about 2.5 events per year, or 100 events over the region. The sample of heavy rainfall is made of the daily events larger than a threshold evolving from 12 *mm* in the North to 32 *mm* in the South, corresponding to an average point occurrence of about 10 events per year, or 400 events over the region. This sample of heavy rainfall includes the extreme rainfall.

IV. Results

IV.1. Standardized indices

Figure 2 displays the two standardized indices for annual totals (blue bars) and annual maxima (red bars), with their corresponding 5-year and

11-year moving means. Several key features stem from this graph:

- i. After the low values of the annual rainfall and of the annual maxima observed over P_2 , the last 20 years (P_3) are characterized by a slow recovery of the annual rainfall, reaching the 60 year average (equivalent to a 15 % deficit with respect to the wet P_1 period); over the same recent period the 11-year moving average of the annual maxima index is peaking up to an unprecedented maximum (0,73 in 2010 against a precedent maximum of 0.59 in 1962), with the 2 largest values being observed in 2007 (1.83) and 1994 (1.79), to be compared to the largest value of the wet period (1.51 in 1964).
- ii. As expected the interannual variability of the annual maxima index is much larger than for the annual totals, 4 negative values of SPI_{AM} being observed during the wet years (no negative value of SPI_{AR}) and 6 positive values of SPI_{AM} being observed during the dry years (only 2 small positive values of SPI_{AR}).
- iii. Also worth noting is the fact that the linear coefficient of correlation between the 2 indices is now larger than during the previous decades (0.1 for P_1 , 0.33 for P_2 and 0.79 for P_3).

In the following, the POT approach presented in section 3 will allow further exploring the change observed in the extreme rainfall regime over the last 20 years by looking at a larger set of heavy rainfall than when using the annual maxima only.

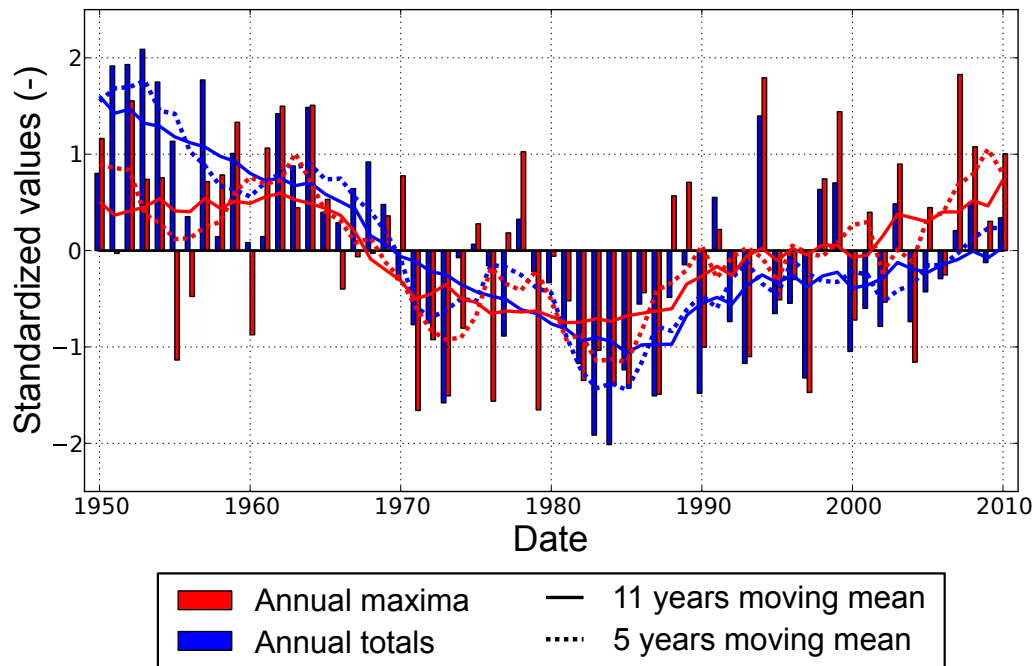


Figure 2: Standardized precipitation indices, (a) for the annual totals; (b) for the annual maxima

IV.2. Rainfall intensification in recent years?

The time evolution of various statistics produced by the POT analysis is shown in Figure 3, for the extreme rainfall threshold on the left and for the heavy rainfall threshold on the right.

Figure 3a shows the evolution of the occurrence of extreme and heavy rainfall events from 1950 to 2010. The 11yr-moving average curve for the extreme rainfall is very similar to the one given in Figure 2 for the annual maxima, the number of extreme events for the recent years being roughly equal to the number recorded at the beginning of the 1950s, that is about 3/yr/station. On the contrary, the number of heavy events remains significantly lower (about 11 in recent years - recovering from a minimum of 9 in the 1980s - against about 13 at the beginning of the 1950s). Interestingly the evolution of the number of heavy rainfall per year is globally similar to that of the annual rainfall: a maximum average deficit over the region of study of about 30 % reached in the mid 1980s and, despite a recovery in recent years, a remaining deficit of about 15 % in comparison to the 1950s; all the most worth noting is thus the fact that, after a deficit reaching 50 % in the mid 1980s, the number of extreme rainfall events has regained its value observed in the 1950s. The proportion of extreme events in the population of the heavy events, as well as in the population of all

the rainy days has thus increased over the 2000s, as can be seen from Fig. 3b and in Table 1.

As a consequence, the contribution of the extreme (heavy) rainy days in the annual totals has also markedly increased from 19 % (56) in the wet period to 22 % (59) during the last decade (Fig. 3c and Table 1).

The statistics given in Table 1 update and refine the previous findings of Le Barbé et al. [2002]. In average over our study area the annual rainfall deficit of the dry period P_2 with respect to the wet period P_1 was 20 %; the number of rainy days decreased by 12.9 % and the number of extreme rainy days decreased by 27 %. This confirms that the main factor of the rainfall deficit during P_2 was a lower occurrence of rainy days and it adds to previous knowledge by evidencing that extreme rainy days were the most affected. By contrast the recent decade is characterized by a continuing deficit of rain occurrence (-11.3 % with respect to P_1 and -5.1 % with respect to the $P_1 + P_2$ average), and by a strong recovery in the occurrence of extreme rainfall, which is now at a level comparable to the level of the wet period. All in all, the total rainfall deficit remains significant (-12.9 % / P_1 and -2.6 % / $P_1 + P_2$ average), while the proportion of the number of extreme rainy days within the total population of

rainy days has strongly increased (+16 % / P_1 and +29 % / $P_1 + P_2$ average).

This picture is characteristic of a higher hydro-climatic intensity as defined by Giorgi et al. [2011]

with more and/or longer dry spells and a higher probability of heavy rainfall during wet periods, leading to an increasing percentage of annual rainfall due to extreme rainfall.

Table 1: Comparative statistics of the rainfall regime for various periods.

	P_1 1950-1969	P_2 1970-1990	P_3 1991-2010	P_{3a} 1991-2000	P_{3b} 2001-2010	01-10 vs 50-69
Annual Rainfall	850 mm	680 mm	735 mm	730 mm	740 mm	-12.9 %
Nb Rainy Days	62	54	56	56	55	-11.3 %
Nb Extreme ; Heavy Rainy Days	2.9 ; 12.2	2.1 ; 9.4	2.6 ; 10.7	2.4 ; 10.6	2.8 ; 10.9	-3.4 % ; -10.7 %
% of Extreme ; Heavy Rainy Days	5.0 ; 23.0	4.0 ; 20.2	5.3 ; 22.8	4.9 ; 22.6	5.8 ; 23.1	+14 % ; 0 %
% of annual rainfall from Extreme Rain ; from Heavy Rain	19 ; 56	17 ; 54	21 ; 58	19 ; 57	22 ; 59	+15.8 % ; +5.3 %

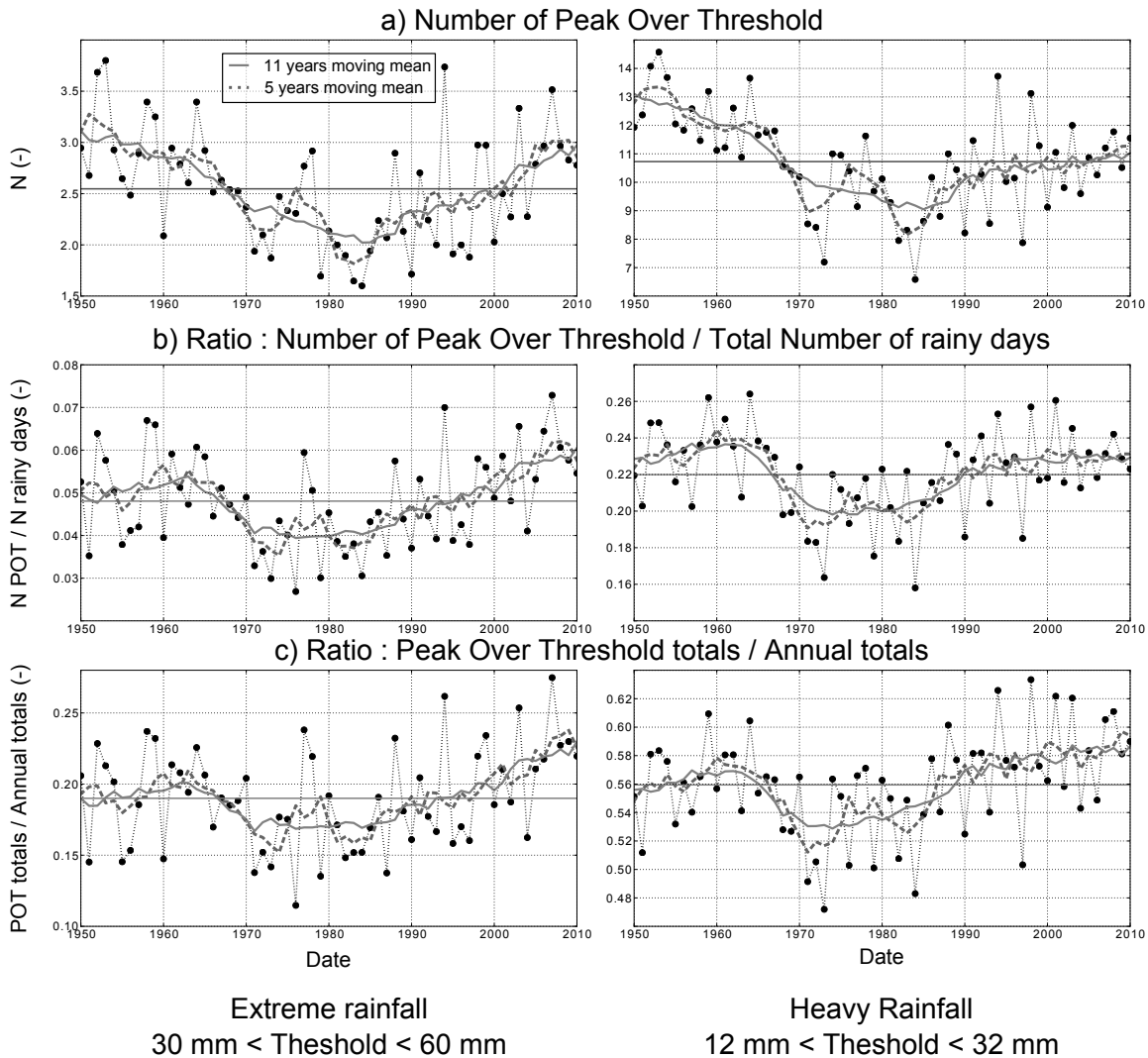


Figure 3: Evolution of the statistics of extreme (left panel) and heavy (right panel) rainfall from 1950 to 2010: (a) number of extreme (heavy) rainfall; (b) Percentage of extreme (heavy) rainy days; (c) Contribution of the extreme and heavy rainy days to the annual total.

V. Discussion

Extreme rainfall being highly variable by nature, meaningful conclusions on possible changes in their occurrence and/or intensity cannot be reached by looking at individual stations. The regional approach proposed here and applied to the Central Sahel, leads us to confidently assert that a more extreme climate has been observed over the last 10 years, with a persisting deficit of the occurrence of rainfall associated with an increase of the occurrence of extreme daily rainfall. In other words the average intensity of the rainy events has increased, not so much because all rainy events are more intense but because of an increase of the intensity of the largest rainy events. Obviously, this raises the important additional question of how this recent decadal scale trend is linked to either large scale changes of the atmospheric circulation or more local factors enhancing the convection intensity, or both. Figure 4 may contribute to that discussion by showing that the increase

of the weight of the extreme rainfall in the annual totals, is greater in the North than in the South: from 21 % over 1950-1969 to 25 % over 2001-2010, North to 13°N, from 18 % to 20 %, between 11°N and 13°N, from 17 % to 18 %, South to 11°N. These numbers point to a stronger intensification of the hydrological cycle in the drier part of our domain of study. Our ability to interpret this fact from an atmospheric circulation point of view is limited. However, beyond the climatological perspective, the stronger than average increase of both the number of dry spells and the number of extreme rainfall events in this northern area already characterized by the most erratic rainfall regime has strong implications for the future of crop yields as well of inundations. Assessing these implications requires looking at smaller time scale than the daily scale, which provides a strong incentive to setup and maintain specific long term observing systems such as the AMMA-CATCH observatory [Lebel et al., 2009].

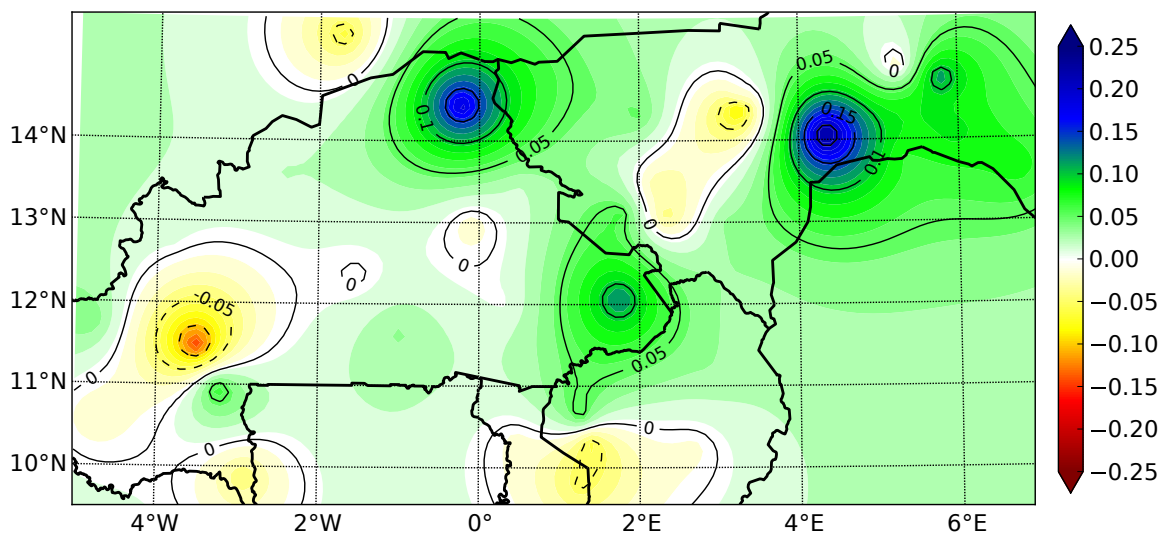


Figure 4: Proportion of the extreme rainfall in the annual totals: map of the absolute differences between the 2001-2010 values and the 1950-1969 values.

Acknowledgements

This research was partly funded by the LABEX OSUG (labex@2020), partly by the French ANR project ESCAPE and partly by IRD and INSU through the AMMA-CATCH observing system. G eremy Panthou PhD grant is funded by SOFRECO. This work was made possible thanks to the participation of the National Meteorological Services of Benin, Burkina Faso and Niger.

References

- Alpert, P. [2002]. "The paradoxical increase of Mediterranean extreme daily rainfall in spite of decrease in total values". *Geophysical Research Letters*. Vol. 29. no. 11, p. 1-4.
- Coles, S. [2001]. "An introduction to statistical modeling of extreme values". London;New York: Springer.

- Dai, A., Lamb, P.J., Trenberth, K.E., Hulme, M., Jones, P.D. & Xie, P. [2004b]. "The recent Sahel drought is real". *International Journal of Climatology*. Vol. 24. no. 11, p. 1323–1331.
- Descroix, L., Mahé, G., Lebel, T., Favreau, G., Galle, S., Gautier, E., Olivry, J. C., Albergel, J., Amogu, O., Cappelaere, B., Dessouassi, R., Diedhiou, A., Le Breton, E., Mamadou, I. & Sighomnou, D. [2009]. "Spatio-temporal variability of hydrological regimes around the boundaries between Sahelian and Sudanian areas of West Africa: A synthesis". *Journal of Hydrology*. Vol. 375, p. 90–102.
- Di-Baldassarre, G., Montanari, A., Lins, H., Koutsoyiannis, D., Brandimarte, L. & Blöschl, G. [2010]. "Flood fatalities in Africa: From diagnosis to mitigation". *Geophysical Research Letters*. Vol. 37. no. 22, p. 1–5.
- Giorgi, F., Im, E.-S., Coppola, E., Diffenbaugh, N. S., Gao, X. J., Mariotti, L. & Shi, Y. [2011]. "Higher Hydroclimatic Intensity with Global Warming". *Journal of Climate*. Vol. 24. no. 20, p. 5309–5324.
- Goula, B. T. A., Soro, E. G., Kouassi, W. & Srohourou, B. [2012]. "Tendances et ruptures au niveau des pluies journalières extrêmes en Côte d'Ivoire (Afrique de l'Ouest)". *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 57. no. 6, 1067–1080.
- Le Barbé, L., Lebel, T. & Tapsoba, D. [2002]. "Rainfall Variability in West Africa during the Years 1950–90". *Journal Of Climate*. Vol. 15, p. 187–202.
- Lebel, T. & Ali, A. [2009]. "Recent trends in the Central and Western Sahel rainfall regime (1990–2007)". *Journal of Hydrology*. Vol. 375. no. 1-2, 52–64.
- Lebel, T., Cappelaere, B., Galle, S., Hanan, N., Ker-goat, L., Levis, S., Vieux, B., Descroix, L., Gosset, M., Mougin, E., Peugeot, C. & Séguis, L. [2009]. "AMMA-CATCH studies in the Sahelian region of West-Africa: An overview". *Journal of Hydrology*. Vol. 375, p. 3–13.
- Madsen, H., Rasmussen, P.F. & Rosbjerg, D. [1997]. "Comparison of annual maximum series and partial duration series methods for modeling extreme hydrologic events 1. At-site modeling". *Water Resources Research*. Vol. 33. no. 4, p. 747–757.
- Min, S.K., Zhang, X., Zwiers, F.W. & Hegerl, G.C. [2011]. "Human contribution to more-intense precipitation extremes". *Nature*. Vol. 470. no. 7334, p. 378–381.
- New, M., Hewitson, B., Stephenson, D. B, Tsiga, A., Kruger, A., Manhique, A., Gomez, B., Coelho, C. A.S, Masisi, D. N, Kululanga, E. et al. [2006]. "Evidence of trends in daily climate extremes over southern and west Africa". *J. Geophys. Res.* Vol. 111, p. D14102.
- Panthou, G., Vischel, T., Lebel, T., Blanchet, J., Quantin, G. & Ali, A. [2012]. "Extreme rainfall in West Africa: A regional modeling". *Water Resources Research*. Vol. 48. no. 8, p. 1–19.
- Séguis, L., Cappelaere, B., Milési, G., Peugeot, C., Massuel, S. & Favreau, G. [2004]. "Simulated impacts of climate change and land-clearing on runoff from a small Sahelian catchment". *Hydrological Processes*. Vol. 18, p. 3401–3413.

2. Analyses complémentaires

Les résultats présentés dans l'article de la section précédente peuvent être synthétisés en trois points :

- i. la reprise de la pluviométrie de la dernière décennie s'est accompagnée d'une augmentation des extrêmes ;
- ii. cette augmentation est relativement plus forte que l'augmentation des cumuls annuels, ce qui conduit à une intensité hydro-climatique plus forte ;
- iii. il y a des disparités spatiales et l'intensification observée semble plus forte dans les régions sèches du Nord que dans les régions plus arrosées au Sud.

Quelques analyses complémentaires concernant les deux premiers volets sont présentées dans cette section. Dans l'article, les séries de maxima et de valeurs de pluies seuillées sont analysées de façon empirique sans ajustement de lois de probabilités, la SECTION 2.1 propose de tels ajustements. La SECTION 2.2 présente l'évolution d'un indice supplémentaire proposé par GIORGI et al. [2011] pour décrire l'intensité hydro-climatique.

2.1. Évolution des pluies extrêmes

Pour compléter l'analyse, les modèles régionaux stationnaires et non-stationnaires RNSGEV, RNS-POIS/RNSGPD ont été appliqués respectivement aux séries de maxima et aux séries seuillées afin de voir si :

- i. l'ajustement de la non-stationnarité améliore significativement la description des séries d'extrêmes ;
- ii. il existe des tendances remarquables dans les paramètres des modèles.

La méthodologie basée sur l'ajout d'une dépendance temporelle est la même méthodologie que celle employée dans le CHAPITRE VII pour étudier la non stationnarité de la période 1950-1990. Elle ne sera donc par redétaillée ici.

2.1.1. Modèles GEV régionaux : RGEV/RNSGEV

Les modèles régionaux GEV ont été appliqués aux séries de maxima sur la période 1950-2010. Comme dans le CHAPITRE VII, on autorise ici la détection d'une seule rupture/tendance dans les séries étudiées, notamment pour conserver la parcimonie des modèles développés (cette hypothèse sera rediscutée plus loin).

Les résultats des ajustements sont montrés à la FIGURE VIII.1. L'évolution de l'opposé de la log-vraisemblance (negative log-likelihood) montre deux minimums locaux (FIGURE VIII.1a) associés à des ruptures de signes différents (FIGURE VIII.1b). Le premier minimum est associé à une rupture négative (1970) et le second à une rupture positive (1998). Le modèle le plus probable (RNSGEV*, rupture en 1970) n'est pas très significatif (p-valeur $\simeq 8.6$ %, FIGURE VIII.1c). Cette rupture qui est significative lorsque l'on étudie la période 1950-1990 n'est plus significative sur la période 1950-2010

car les années récentes sont en contraste avec la période 1970-1990. Cela se voit d'ailleurs dans le sens des ruptures qui ont lieu après le milieu des années 80'.

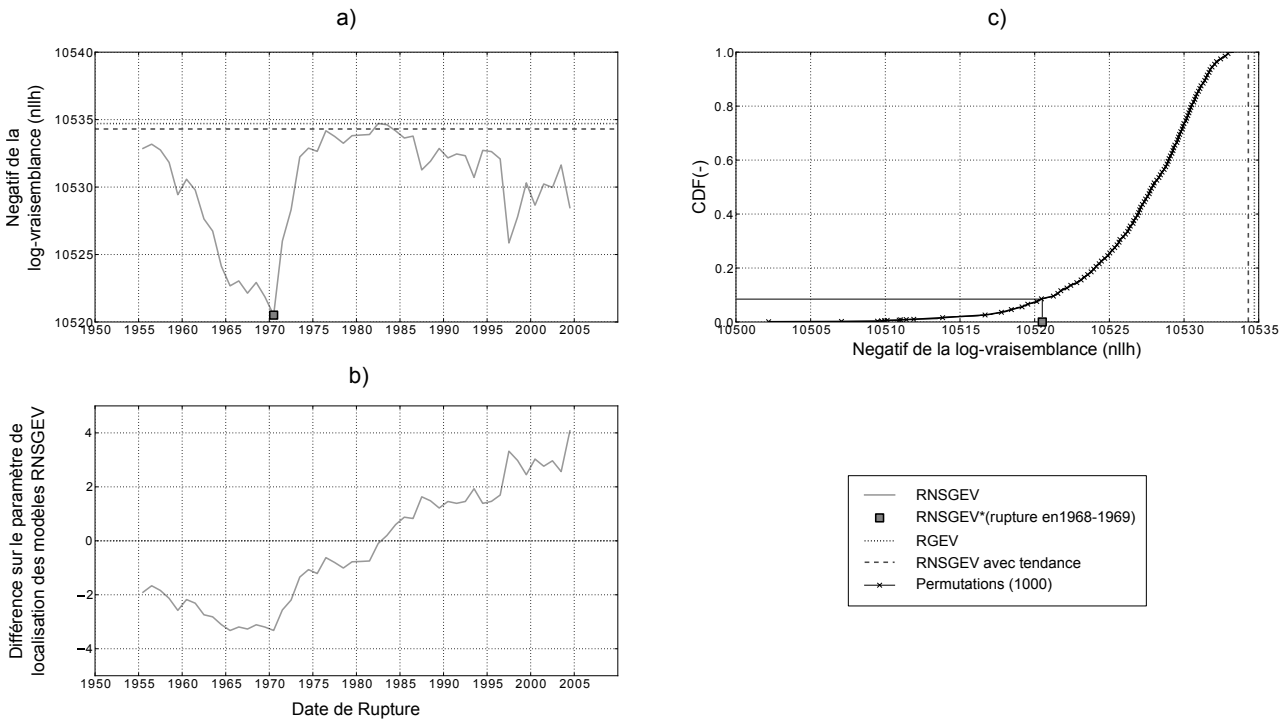


FIGURE VIII.1 – Résultat de l’optimisation des modèles GEV régionaux (RGEV/RNSGEV) : (a) Log-vraisemblance pour les différents modèles RNSGEV, (b) Différence du paramètre de localisation avant et après rupture ($\mu_1 - \mu_0$) pour les différents modèles RNSGEV présentant une rupture, (c) Procédure de permutation : Distribution de la vraisemblance des modèles RNSGEV*(m) $\{m = 1, 10000\}$ ajustés sur des séries régionales permutées

La FIGURE 2 de l’article montre bien le comportement des maxima pendant les soixante dernières années et les trois périodes distinctes : la période humide (P_1) et la période récente (P_3) ont des valeurs de maxima similaires et sont séparées par la période sèche (P_2) pendant laquelle les maxima ont des valeurs plus faibles.

2.1.2. Modèles P/GP régionaux : $RPOIS/RNPOIS$, $RGPD/RNSGPD$

La FIGURE 3 de l’article montre qu’il est possible que la baisse des maxima en 1970 soit due à une baisse du nombre d’événements dépassant un certain seuil et que l’augmentation récente pourrait être due à une hausse de l’intensité.

Pour compléter cette analyse, les modèles régionaux Poisson/ GP (présentés dans le CHAPITRE VII, SECTION 2) sont parfaitement adaptés car le paramètre λ du modèle de Poisson représente le nombre de dépassements et le paramètre α de la loi GP dépend de l’intensité moyenne des dépassements. Le TABLEAU VIII.1 présente les résultats des ajustements de ces modèles.

Tous les modèles de Poisson présentent une rupture significative aux alentours de l’année 1970 (1968 et 1966), c’est ce qui explique la rupture du paramètre μ du modèle RNSGEV*. Ceci est cohérent avec les résultats obtenus au CHAPITRE VII pour une période plus courte (1950,1990) et confirme le rôle majeur de l’occurrence dans l’évolution des extrêmes pluviométriques pendant la période 1950-1990.

Pour les modèle de Pareto régionaux, les résultats sont plus contrastés. Pour le seuil le plus bas ($\lambda_{exp} = 10$), RNSGPD* a une augmentation de son paramètre α en 1998 qui est relativement significative (p-valeur $\simeq 8\%$). Ce résultat montre qu'il y a une hausse des intensité de dépassement de ce seuil et explique le second minimum local des modèles RNSGEV correspondant à une augmentation du paramètre μ autour des années 2000 (FIGURE VIII.1). Pour les seuils plus hauts ($\lambda_{exp} = 2$ et $\lambda_{exp} = 6$) les modèles RNSGPD n'ont pas de rupture ou de tendance significatives (p-valeur $> 25\%$) et les ruptures les plus probables trouvées n'ont pas de cohérence entre elles (rupture négative en 1965 et positive en 2005) ni avec le modèle RNSGEV*.

Tableau VIII.1 – Résultats des modèles P/GP régionaux non-stationnaires. La p-valeur est obtenue par la méthode de permutation présentée dans l'article du CHAPITRE VII (SECTION IV.3)

λ_{exp}	τ obtenu (mm)	RNSPOIS*			RNSGPD*		
		t_0	$\frac{\Delta\lambda}{\lambda}$	p-valeur	t_0	$\frac{\Delta\bar{\alpha}}{\bar{\alpha}}$	p-valeur
2	[30-60]	1966	-22.2 %	3/321	1965	-8.3 %	42/151
6	[20-40]	1968	-19.5 %	0/331	2005	9.5 %	60/151
10	[12-32]	1968	-19.4 %	0/331	1998	8 %	12/151

2.1.3. Synthèse autour des modèles régionaux GEV et P/GP

Les modèles régionaux GEV et P/GP confirment quelques points d'ordre climatologiques :

- la baisse des extrêmes enregistrée pendant la période 1970-1990 est bien due à une baisse du nombre des jours pluvieux et d'événements forts ;
- la récente hausse des extrêmes est plutôt provoquée par une hausse de l'intensité des événements forts.

Ces modèles qui ont permis ici de tirer des résultats climatologiques et qui sont relativement parcimonieux semblent perfectibles, en particulier les modèles RNSGEV. En effet, les modèles GEV proposés ne sont donc a priori pas les plus adaptés à la forme des non-stationnarités présentes sur la période 1950-2010 qui sont plus complexes qu'une simple rupture ou tendance. D'autres formulations pourraient être proposées pour modéliser le paramètre μ de la loi GEV, notamment une formulation à deux ruptures ou encore une fonction lisse du temps (e.g. polynôme, fonction spline). L'augmentation récente des intensités tendrait à modéliser le paramètre σ du modèle RNSGEV en fonction du temps. Les quelques essais réalisés en ce sens n'ont pas été concluants et relativement coûteux en temps de calcul. Le gain en flexibilité utile pour décrire correctement la variabilité temporelle que permettrait de telles formulations est à évaluer par rapport à la perte de parcimonie des modèles.

2.2. Évolution de l'intensité hydro-climatique

L'intensification du cycle de l'eau pourrait se traduire par une hausse concomitante de la durée des séquences sèches et de l'intensité des périodes pluvieuses. GIORGI et al. [2011] proposent un indice simple pour estimer l'évolution de l'intensité hydro-climatique ($HYINT^1$, ÉQUATION VIII.2) :

$$HYINT = INT \times DSL \quad (\text{VIII.2})$$

1. HYdroclimatic INTensity

Avec :

- INT^1 : intensité moyenne des séquences pluvieuses ;
- DSL^2 : longueur moyenne des séquences sèches.

Afin de ne pas multiplier deux indices ayant des moyennes différentes et donc donner plus de poids à l'un par rapport à l'autre, DSL et INT sont normalisés en les divisant par leur moyenne respective.

Pour une année i on a donc :

$$HYINT(i) = \frac{INT(i)}{INT} \times \frac{DSL(i)}{DSL} \quad (\text{VIII.3})$$

Cet indice est donc par construction un indice normalisé, adapté pour caractériser l'évolution de l'intensité hydro-climatique car l'indice augmente lorsque la durée des séquences sèches augmente ou/et lorsque l'intensité des jours pluvieux augmente. Le point négatif de cette normalisation est que seule son évolution a un sens, sa valeur absolue n'a pas de signification ce qui limite son utilisation pour comparer différentes régions.

Définir une période sèche à partir des seules données pluviométriques n'est pas évident. La définition originale définit la durée séquences sèches d'une année comme l'inverse du nombre de jours sans pluie de cette année, l'intensité étant définie comme la moyenne des jours pluvieux. Pour la végétation, les petites pluies ne réduisent pas le stress hydrique car elles sont immédiatement reprise par la végétation. C'est pourquoi, la plupart des indices de séquences sèches calculés dans la littérature ne comptabilisent pas les pluies inférieures à un certain seuil [c.f. SIVAKUMAR, 1992; COOK & HEERDEGEN, 2001; USMAN & REASON, 2004 parmi d'autres]. En plus de l'indice original, trois seuils proposés par BALME-DEBIONNE [2004] ont été retenus pour calculer un indice hydro-climatique seuillé : 5 mm, 10 mm et 20 mm, où DSL devient l'inverse du nombre de dépassement du seuil et INT devient la moyenne des événements dépassant le seuil.

Les résultats des quatre indices ainsi calculés sur la zone sont montrés à la FIGURE VIII.2 . L'allure des trois courbes (INT , DSL et $HYINT$) est sensiblement la même pour chacun des quatre seuils. La durée des séquences sèches augmente régulièrement à partir du début des années 1950 jusqu'à atteindre un maximum au milieu des années 1980, puis elle redescend tout en restant légèrement supérieure à la moyenne. L'intensité des séquences humides est autour de la moyenne pendant la période P_1 (sauf pour l'indice non seuillé ou elle est au-dessus), puis elle diminue pendant la période P_2 . L'intensité augmente fortement pendant la dernière décennie (P_{3b}) où elle dépasse largement la moyenne (sauf pour l'indice non seuillé). La combinaison des deux indices (INT et DSL) montre que l'intensité hydro-climatique a fortement augmenté entre les années 50' et le milieu des années 80'. Puis la baisse de la longueur des séquences sèches tend à faire baisser l'intensité hydro-climatique alors que l'augmentation de l'intensité tend à l'augmenter. Pour les seuils 0 mm et 20 mm l'indice $HYINT$ décroît car l'augmentation de INT ne compense pas la baisse de DSL alors que pour les seuils 5 mm et 10 mm, l'intensité hydro-climatique reste à un niveau stable car la hausse récente des intensités contre-balance la baisse de la durée des séquences sèches. Notons que peu importe le seuil choisi les remarques suivantes sont valides :

1. precipitation INTensity
2. Dry Spell Length

- les années 80' sont les années où l'intensité hydro-climatique est la plus forte, ce qui est principalement dû à la sécheresse et donc à la durée des séquences sèches ;
- des trois périodes, la période P_1 a toujours le plus faible indice d'intensité hydro-climatique.

Pour tous les seuils, excepté le seuil à 20 mm, l'intensité hydro-climatique est plus forte pour la période récente, ce qui s'explique par les faibles intensités durant la première partie de la période sèche qui maintient l'indice *HYINT* inférieur à 1 et par la forte hausse des intensités après 1990. La relative stabilité de l'intensité hydro-climatique durant les vingt dernière décennies est un point remarquable et contraste fortement avec la très forte variabilité inter-annuelle observée sur les cumuls annuels de précipitations.

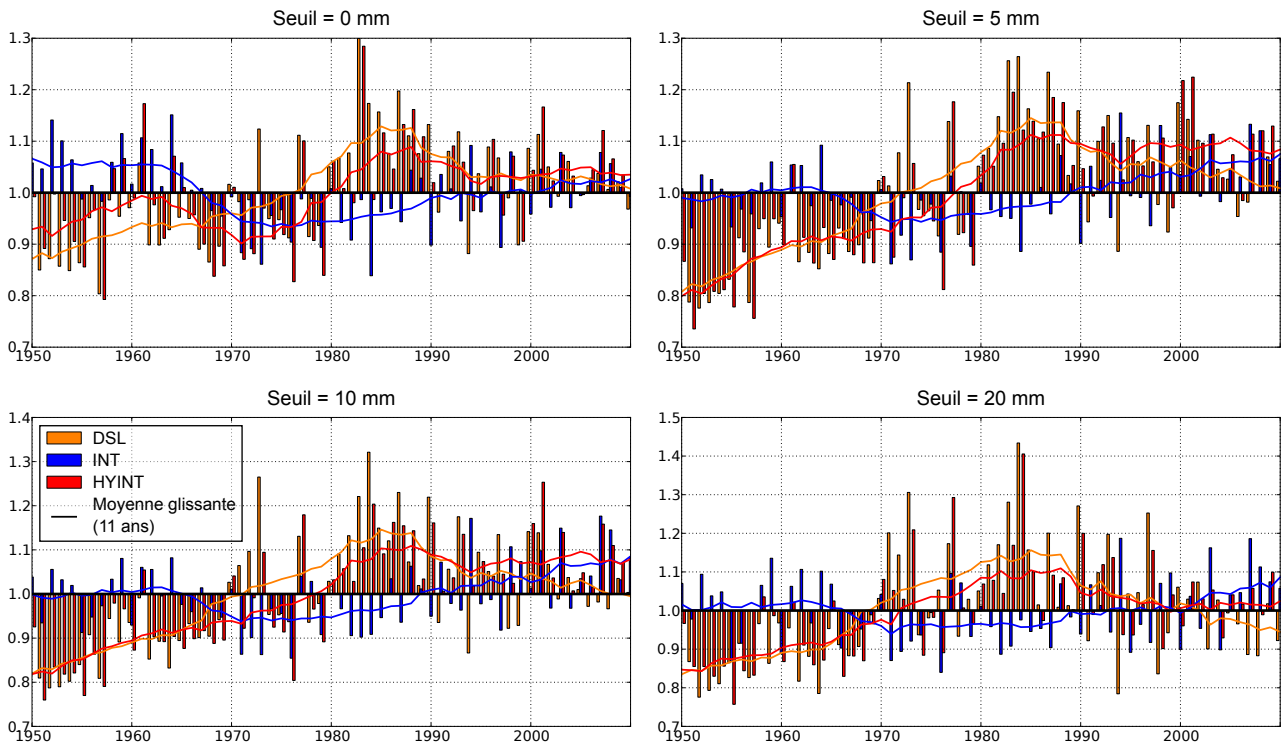


FIGURE VIII.2 – Indice HY-INT calculé à partir du nombre d'événements total et de leur intensité moyenne

3. Extension à la zone Togo - Bénin

Tous les développements et les calculs réalisés dans ce chapitre ont été appliqués à la zone climatique Togo-Bénin (seule zone disposant de données pour la période 1950-2010, c.f. CHAPITRE IV).

Les résultats obtenus sont présentés par trois figures :

- La FIGURE VIII.3 montre les indices normalisés du cumul annuel (SPI_{AR}) et des maxima (SPI_{AM}). La normalisation des maxima s'est faite avec le modèle SMLE-NoCov car le pattern spatial des maxima de cette zone n'est pas bien représenté par les modèles SMLE-Lat et SMLE-AR (c.f. ANNEXE D).
- La FIGURE VIII.4 présente les résultats de l'approche POT. Des seuils constants de 20 et 50 mm/j ont été retenus.
- La FIGURE VIII.5 montre l'indice d'intensité hydro-climatique (non seuillé) pour la zone.

Les résultats montrent que les indices sont caractérisés par de fortes variabilités autour de la moyenne qui réduisent considérablement les contrastes décennaux détectés sur la zone du Sahel central. On distingue tout de même quelques patterns similaires :

- les cumuls annuels avant 1970 sont plutôt excédentaires et ceux après 1970 déficitaires ;
- les maxima journaliers annuels ont été très faibles pendant la période P₂ et sont à la hausse pendant la dernière décennie ;
- le pourcentage du cumul annuel apporté par les événements les plus forts est en hausse pendant la dernière décennie ;
- l'intensité hydro-climatique a connu deux maximums : le premier au milieu des années 1980 à cause des séquence sèches très longues et le second, moins fort, au cours de la dernière décennie à cause d'une augmentation de l'intensité des jours pluvieux.

Il est pour l'heure assez difficile de déterminer si l'absence de signal décennal marqué est liée à la variabilité climatique propre à la zone Soudano-guinéenne ou à un nombre trop limité de stations pour documenter la région (26 stations). Ces premiers résultats incitent en tout cas à explorer cette région de façon plus approfondie, ce qui ne pourra se faire qu'avec une quantité de données supérieure à celle dont nous disposons actuellement.

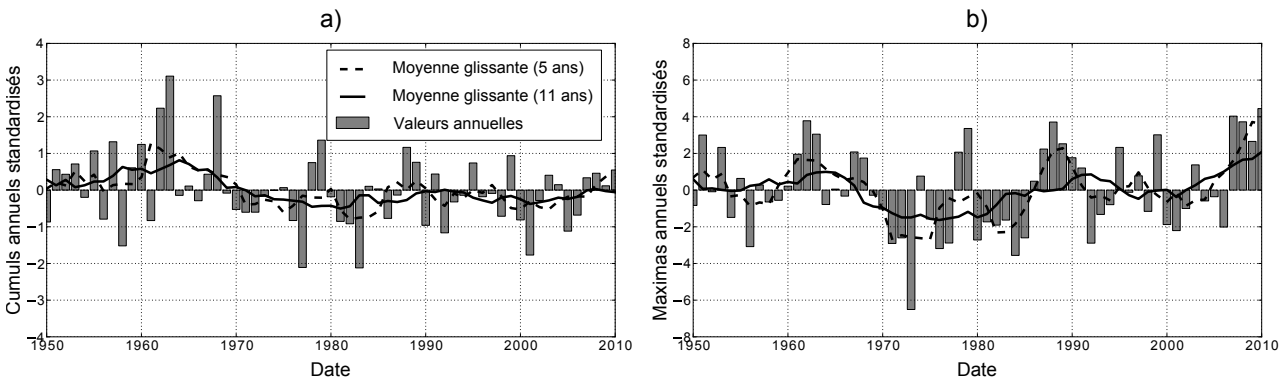


FIGURE VIII.3 – Indices standardisés : (a) cumul annuel (SPI_{AR}) ; (b) maxima journaliers annuels (SPI_{AM}), modèle SMLE-NoCov utilisé pour la standardisation

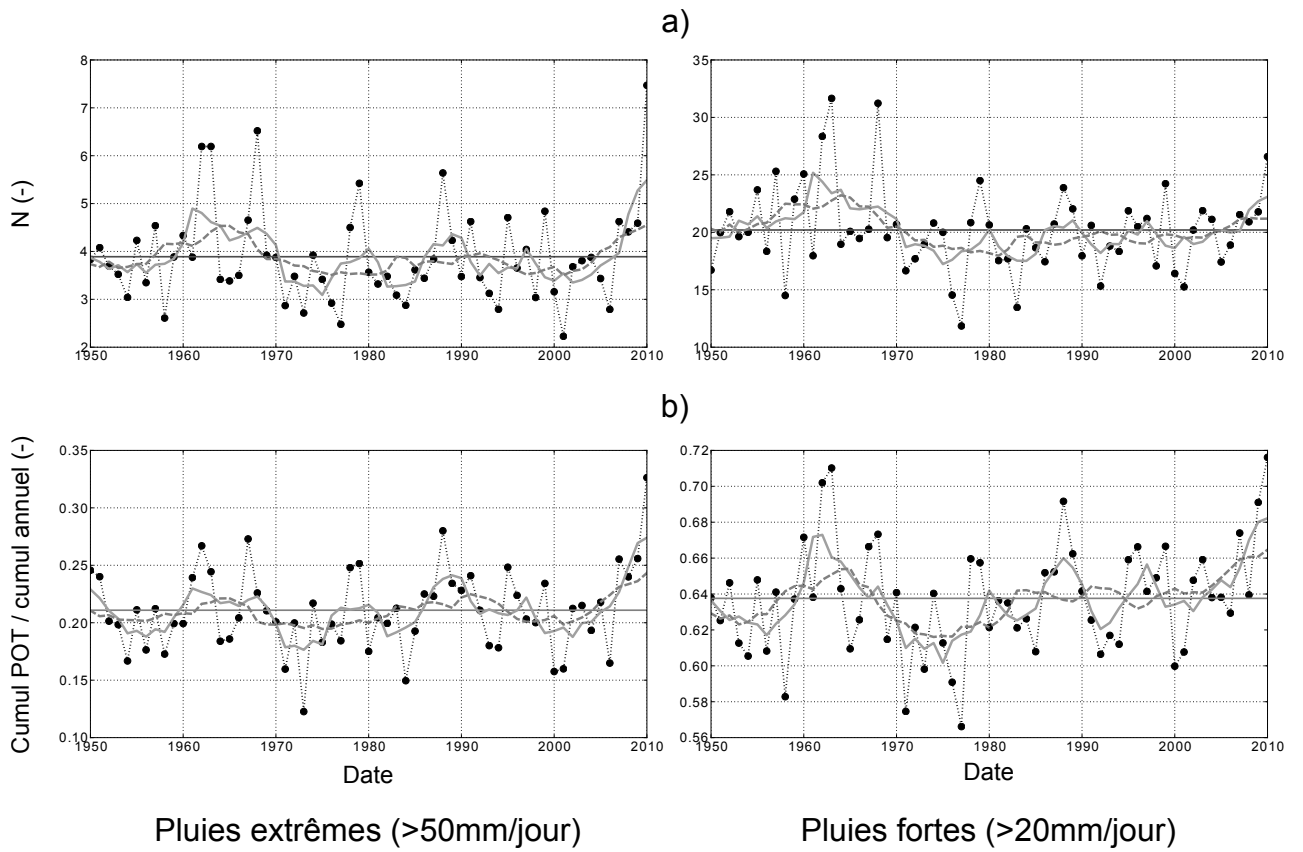


FIGURE VIII.4 – Séries dépassant un seuil de 50 mm/j et de 20 mm/j : (a) Nombre de dépassements ; (b) Pourcentage du cumul annuel apporté pas les journées dépassant le seuil

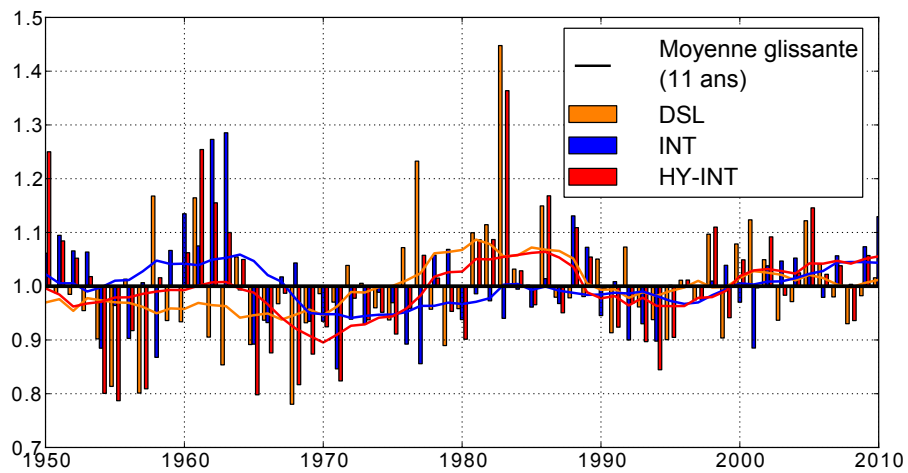


FIGURE VIII.5 – Indice *HYINT* (non seuillé)

4. Synthèse

L'évolution des extrêmes et de l'intensité hydro-climatique est étudiée au cours des soixante dernières années dans la région Sahélienne. L'analyse met en évidence trois périodes aux comportements très contrastés :

- la période "humide" (1950-1969) présente une pluviométrie relativement importante avec un nombre de jours pluvieux excédentaire et des intensités de pluie moyenne qui lui confèrent une valeur globale d'intensité hydro-climatique faible.
- la période "sèche" (1970-1990) a une intensité hydro-climatique importante qui, malgré une baisse relative de l'intensité des pluies extrêmes, s'explique par des séquences sèches particulièrement longues.
- les deux dernières décades sont caractérisées par une occurrence modérée des jours pluvieux autrement traduite par des séquences sèches de durée moyenne et une augmentation de l'intensité des pluies les plus fortes à des niveaux jamais atteints depuis 1950. Une telle évolution traduit une intensification hydro-climatique forte et stable sur la période, d'autant plus marquée au Nord (sec) qu'au Sud (plus humide).

Ces résultats nous amènent à formuler plusieurs commentaires et recommandations :

- Bien qu'il ne soit pas possible en l'état de statuer quantitativement sur sa contribution réelle, l'aléa pluviométrique pourrait avoir joué un rôle dans l'augmentation récente du risque inondations au Sahel. Nos résultats suggèrent, en tout état de cause, que l'évolution du régime de pluie et en particulier des extrêmes n'est pas à écarter des analyses d'évolution du risque inondation comme souvent constaté dans la littérature récente.
- La région étudiée présente les signes prévisibles de l'impact du changement climatique sur le cycle de l'eau : une hausse de l'intensité hydro-climatique ("it never rains but it pours!"), une augmentation des extrêmes pluviométriques et une augmentation des disparités entre les zones sèches et les zones arrosées ("wet get wetter and dry get dryer"). Bien qu'il soit exclu pour l'heure de conclure sur un quelconque lien entre l'évolution récente des précipitations sahéniennes et les changements globaux en cours, il semble en revanche essentiel d'améliorer notre connaissance sur les liens entre les modifications observées dans les pluies extrêmes et les mécanismes synoptiques atmosphériques, de surfaces et océaniques qui ont modulé le fonctionnement de la Mousson Ouest Africaine vers une intensité hydro-climatique plus forte.
- Le terme de "reprise" souvent utilisé pour caractériser la pluviométrie au Sahel sur les deux dernières décennies est à manipuler avec précaution car s'il caractérise correctement les cumuls annuels, il n'est pas représentatif de l'évolution du régime à plus fine échelle lié à l'occurrence de la pluie qui reste à un niveau moyen et à l'intensité des précipitations extrêmes qui atteint des valeurs jamais observées. Étant donné le rôle prédominant de l'occurrence et l'intensité des pluies dans la réponse des hydrosytèmes au Sahel, le terme de "reprise" ne doit en rien suggérer un retour à des conditions hydrologiques ou agronomiques plus favorables.
- On notera finalement que la forte variabilité observée sur les cumuls annuels pendant la période 1990-2010 ne se retrouve pas dans l'intensité hydro-climatique qui a des valeurs hautes et stables pendant cette période.

Abattement spatio-temporel des pluies extrêmes en région Sahélienne

Ce chapitre traite de l'abattement spatio-temporel des pluies extrêmes en région sahélienne et a pour but d'obtenir des courbes Intensité-Durée-Surface-Fréquence (que l'on notera IDAF¹). Ce chapitre concerne donc l'*Objectif n°1.2* de ce mémoire (c.f. CHAPITRE III). Les courbes IDAF sont un outil régulièrement utilisé en hydrologie :

- pour le dimensionnement [ouvrages hydrauliques, réseaux de drainage urbains, c.f. MARSALEK & WATT, 1984; VIESSMAN et al., 2003; AKAN & HOUGHTALEN, 2003; GUO, 2006; DOURTE et al., 2012 parmi d'autres];
- pour caractériser la structure des fortes pluies [SKAUGEN, 1997];
- pour évaluer la sévérité d'une averse [RAMOS et al., 2005; CERESSETTI et al., 2011].

Les courbes IDAF permettent d'estimer l'intensité de pluie tombant sur une surface A pendant une durée D et ayant une période de retour T_r . Mathématiquement, ces courbes peuvent être décrites par une relation, que l'on notera $IDAF(A, D, T_r)$ et que l'on cherchera à estimer sur notre zone d'étude ouest africaine.

L'obtention de courbes IDAF nécessite un réseau ayant une forte densité, une fréquence d'acquisition importante et une période de mesure suffisamment longue. Comme expliqué dans le CHAPITRE IV, le réseau AMMA-CATCH Niger est le seul réseau ayant ces caractéristiques en Afrique de l'Ouest et sera donc utilisé pour mener cette étude.

Ce chapitre se décompose en cinq sections :

- la SECTION 1 fait une revue de littérature des différentes approches utilisées pour caractériser l'abattement spatio-temporel et dresser ainsi le bilan de celles qui ont été appliquées en Afrique de l'Ouest ;
- cet état de l'art amènera la démarche adoptée pour étudier l'abattement spatio-temporel des fortes pluies dans la région de Niamey (SECTION 2) ;
- les données utilisées et leur pré-traitement font l'objet de la SECTION 3 ;

1. Intensity-Duration-Area-Frequency

- une exploration empirique des relations d'échelle (SECTION 4) permettra de proposer un modèle IDAF en SECTION 5.

1. État de l'art

En pratique les courbes IDAF sont obtenues en décomposant l'abattement temporel décrit par les courbes IDF (Intensité-Durée-Fréquence¹) obtenues ponctuellement ($A = 0$) et l'abattement spatial décrit par un coefficient d'abattement spatial (noté ARF²). On écrit alors :

$$IDAF(A, D, T_r) = IDF(D, T_r) \times ARF(A, D, T_r) \quad (IX.1)$$

Cette décomposition peut s'expliquer par plusieurs raisons :

- les séries utilisées sont très souvent des séries ponctuelles provenant de pluviographes, ce qui permet de traiter la relation d'échelle temporelle mais pas forcément la relation d'échelle spatiale (dans le cas où la densité du réseau ne permet pas d'obtenir des champs spatialisés) ;
- d'un point de vue pratique il est plus aisé de traiter les relations d'échelles temporelles et spatiales séparément ;
- trouver un cadre théorique décrivant les relations d'échelles et utilisant un modèle d'extrêmes (GEV ou GPD) permettant d'obtenir directement des courbes IDAF doit encore faire l'objet de développements théoriques. Les seules études proposant une approche spatio-temporelle intégrée [c.f. CASTRO et al., 2004 ; DE MICHELE et al., 2011] n'utilisent en effet pas de modèles issus de la théorie des valeurs extrêmes.

Nous verrons dans ce qui suit qu'outre la résolution spatiale A et la durée D (résolution temporelle) de l'averse qui sont les paramètres de la fonction $IDAF$, la localisation spatiale, temporelle et la région d'occurrence de la pluie sont également des descripteurs utiles pour la construction de la fonction $IDAF$.

Les deux sous-sections qui suivent décrivent les méthodologies employées pour obtenir des courbes (IDF) et des coefficients d'abattement spatiaux (ARF).

1.1. Courbes Intensité-Durée-Fréquence : IDF

L'intensité de pluie décrite par la relation IDF doit satisfaire deux contraintes résumées par l'ÉQUATION IX.2 :

- i. elle doit augmenter lorsque la période de retour augmente ;
- ii. elle doit diminuer lorsque le pas de temps de cumul augmente.

1. Intensity-Duration-Frequency
2. Areal-Reduction-Factor

$$\begin{aligned} \frac{dIDF}{dT_r} &\geq 0 \\ \frac{dIDF}{dD} &\leq 0 \end{aligned} \quad (\text{IX.2})$$

C'est le cas sur l'exemple extrait de l'article de AWADALLAH [2011] qui montre que l'intensité de pluie pour une durée $D = 30 \text{ min}$ et une période de retour $T_r = 5 \text{ ans}$ vaut $IDF(D = 30 \text{ min}, T_r = 5 \text{ ans}) = 110 \text{ mm/h}$ et :

- est inférieure à une pluie de même durée de période de retour supérieure : $IDF(D = 30 \text{ min}, T_r = 100 \text{ ans}) = 200 \text{ mm/h}$;
- est supérieure à une pluie de durée supérieure et de même période de retour : $IDF(D = 60 \text{ min}, T_r = 5 \text{ ans}) = 70 \text{ mm/h}$.

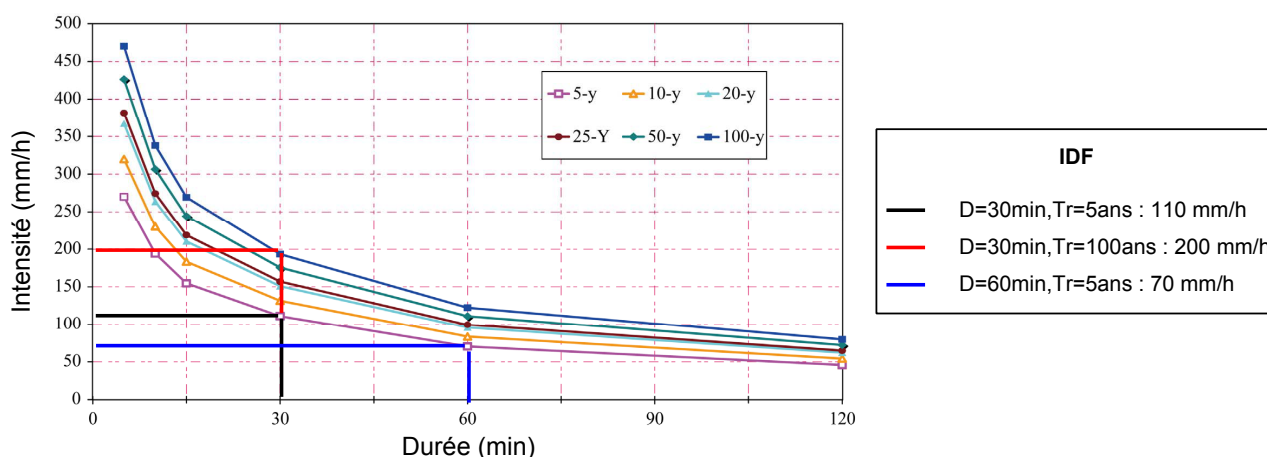


FIGURE IX.1 – Courbe IDF pour la station de Landana-Cabinda-Noqui, figure tirée et modifiée de AWADALLAH [2011]

1.1.1. Formulations et inférences historiques

Des études empiriques ont proposé des relations de type puissance pour décrire les courbes IDF. Les descriptions que nous ferons par la suite sont principalement extraites de l'article de KOUTSOYIANNIS et al. [1998] qui dresse un bilan exhaustif des méthodes et propose un cadre général de formulation des courbes IDF. Comme le soulignent KOUTSOYIANNIS et al. [1998], toutes les relations IDF proposées dans la littérature pour une période de retour donnée sont un cas particulier de l'ÉQUATION IX.3¹ :

$$IDF(D, T_r = cst) = \frac{\omega}{(D^\nu + \theta)^{-\eta}} = \omega \times (D^\nu + \theta)^\eta \quad (\text{IX.3})$$

Par exemple, en France, l'instruction technique relative aux réseaux d'assainissement des agglomérations [IT77, 1977] utilise le modèle de Montana (ÉQUATION IX.4) qui n'est en fait qu'une simplification de l'ÉQUATION IX.3 ($\nu = 1$ et $\theta = 0$) :

1. le lecteur notera que le signe η est inversé par rapport à l'article de KOUTSOYIANNIS et al. [1998], cela nous permettra de mettre en cohérence les équations avec les notations utilisées dans la SECTION 1.1.3 pour décrire le caractère fractal des courbes IDF

$$IDF_{Montana}(D, T_r) = \omega(T_r) \times D^{\eta(T_r)} \quad (\text{IX.4})$$

Dans ces formulations, les différents paramètres dépendent de la période de retour et l'inférence des paramètres se fait en trois étapes :

- i. ajustement d'une loi statistique pour chacune des durées D ;
- ii. obtention des quantiles correspondants aux différentes périodes de retour T_r pour les différentes durées D ;
- iii. ajustement de la relation indépendamment pour les différentes périodes de retour T_r .

Le principal défaut d'une telle approche est qu'elle peut devenir inconsistante lors d'extrapolation à des périodes de retour élevées car les formulations obtenues peuvent ne pas remplir les deux contraintes exposées ci-dessus (ÉQUATION IX.2). Cela se produit lorsque des courbes de périodes de retour différentes se croisent ($dIDF/dT_r < 0$) car la formulation et les méthodes d'inférences classiques sont sous-contraintes [BORGA et al., 2005 ; XU & TUNG, 2009].

En étudiant l'ÉQUATION IX.3, KOUTSOYIANNIS et al. [1998] montrent que :

- pour les valeurs de D , de θ et de η rencontrées dans les formulations IDF, ν est un paramètre négligeable car $1/(D^\nu + \theta)^{-\eta}$ peut être approximé par $1/(D + \theta)^{-\eta}$;
- θ et η peuvent être considérés comme indépendants de la période de retour ;

Il ne reste alors plus que ω qui dépend de T_r ce qui permet aux auteurs de proposer un cadre beaucoup plus rigoureux.

1.1.2. Vers un cadre plus rigoureux physiquement et statistiquement

Le raisonnement qui suit est issu de l'étude de KOUTSOYIANNIS et al. [1998]. Si on pose :

- $I(D)$ une variable aléatoire représentant l'intensité de pluie tombant pendant une durée D ayant une fonction de répartition $F(i; D) = Pr \{I(D) \leq i\}$;
- $b(D) = (D + \theta)^\eta$.

L'ÉQUATION IX.3 peut être reformulée :

$$IDF(D, T_r) = \omega(T_r) \times b(D) = F^{-1} \left(1 - \frac{1}{T_r}; D \right) \times b(D) \quad (\text{IX.5})$$

L'ÉQUATION IX.5 montre que F ne devrait pas dépendre de D puisque ω n'en dépend pas et que $\omega(T_r)$ n'est finalement que le quantile correspondant à la période de retour T_r . Il est alors judicieux de réarranger F de façon à ce qu'elle ne dépende plus de D . On écrit alors :

$$\begin{aligned} \frac{IDF(D, T_r)}{b(D)} &= \omega(T_r) \\ &= F^{-1} \left(1 - \frac{1}{T_r}; D \right) \\ &= F_n^{-1} \left(1 - \frac{1}{T_r} \right) \end{aligned} \quad (\text{IX.6})$$

En écrivant cette équation en terme de probabilités on obtient :

$$\begin{aligned}
 Pr \{I(D) \leq i\} &= F(i; D) \\
 &= Pr \left\{ \frac{I(D)}{b(D)} \leq \frac{i}{b(D)} \right\} \\
 &= F_n \left\{ \frac{i}{b(D)} \right\}
 \end{aligned} \tag{IX.7}$$

La loi de F_n n'est en fait qu'une normalisation (mise à l'échelle) de la distribution $F(i; D)$ faite à partir de la relation d'échelle $b(D)$.

KOUTSOYIANNIS et al. [1998] proposent deux méthodes robustes pour estimer les paramètres de la loi statistique F_n et les paramètres de la loi d'échelle b . La première consiste à optimiser globalement l'ensemble des paramètres en minimisant les écarts au carré entre les quantiles empiriques et théoriques. La seconde décompose l'estimation de la loi d'échelle et de la loi statistique. Pour ce faire les paramètres θ et η sont optimisés pour minimiser la statistique du test de Kruskal-Wallis pour plusieurs échantillons¹, les différents échantillons étant obtenus en divisant les intensités par b sachant que leur lois de probabilité devraient être similaires :

$$\begin{aligned}
 \frac{I(D_0)}{b(D_0)} &\stackrel{d}{=} \frac{I(D_1)}{b(D_1)} \\
 I(D_0) &\stackrel{d}{=} \left[\frac{b(D_0)}{b(D_1)} \right] \times I(D_1) \\
 I(D_0) &\stackrel{d}{=} \left[\frac{D_0 + \theta}{D_1 + \theta} \right]^\eta \times I(D_1)
 \end{aligned} \tag{IX.8}$$

La seconde étape consiste à ajuster un modèle statistique sur les échantillons mis à la même échelle : $\frac{i(D)}{b(D)}$. On notera que cette méthode d'ajustement se base en pratique sur l'ensemble de l'information disponible en rassemblant les pluies de différentes périodes de retour et de différentes durées.

1.1.3. Interprétation fractale des courbes IDF

1.1.3.a. Quelques rappels sur la notion de fractal

Le terme "fractal" est apparu en géométrie pour désigner des objets dont la structure se retrouve à plusieurs échelles. Bien que les premiers objets fractals soient apparus dès la fin du XIX^e siècle [c.f. l'ensemble de Cantor, CANTOR, 1884], le terme fractal n'est apparu que dans la deuxième moitié du XX^e siècle [on le doit à l'ouvrage de MANDELROT, 1975²].

La théorie fractale provient de la difficulté de donner une métrique à certains objets, l'exemple le plus classique étant la mesure de la longueur d'une côte [MANDELROT, 1967]. Si différentes définitions existent pour estimer la dimension d'un objet, la plus classique est définie comme suit

1. Test non-paramétrique (basé sur les rangs) dont l'hypothèse nulle H_0 est "Tous les échantillons sont issus de la même population"

2. fractal provient de l'adjectif latin fractus, qui signifie "irrégulier ou brisé"

[MANDELBROT, 1967] :

$$dim = \frac{\ln \left[\frac{N(X_0)}{N(X)} \right]}{\ln(\lambda)} = \frac{\ln \left[\frac{N(\lambda X)}{N(X)} \right]}{\ln(\lambda)} \tag{IX.9}$$

avec :

- $N(X)$: le nombre d'objets élémentaires lorsque l'échelle de mesure est de X ;
- $\lambda = \frac{X_0}{X}$: rapport (homothétie) entre deux échelles différentes X et X_0 ;

Les dimensions des objets simples sont connues : la dimension d'un segment de droite par exemple est 1 (il y a λ segments de longueur X contenus dans un segment de longueur $X_0 = \lambda X$) ; un carré a une dimension de 2 (il y a λ^2 carrés de coté X contenus dans un carré de coté λX) ; un cube a une dimension 3 et ainsi de suite¹. La plupart des objets fractals ont des dimensions non entières : c'est le cas de l'ensemble de Cantor (FIGURE IX.2a) qui a une dimension d'environ 0.631² ou du triangle de Sierpinski (FIGURE IX.2b) dont la dimension est $\simeq 1.585$ ³.

Dès qu'un objet d'étude possède les mêmes propriétés pour différentes échelles (dans une gamme d'échelle définie) la théorie des fractales peut être utilisée pour le décrire. Cette théorie s'est étendue à d'autres domaines que la géométrie : informatique, biologie, économie, géologie, turbulence [KOLMOGOROV, 1941], etc. L'ÉQUATION IX.9 peut être réécrite de la façon suivante :

$$N(\lambda X) = \lambda^{dim} \times N(X) \tag{IX.10}$$

Une relation fractale se caractérise par un exposant d'échelle (ici dim) et un ratio d'échelle (ici λ). Dès lors qu'une telle relation entre les propriétés de différentes échelles d'un phénomène peut être trouvée, alors les propriétés de ce phénomène sont dites fractales.

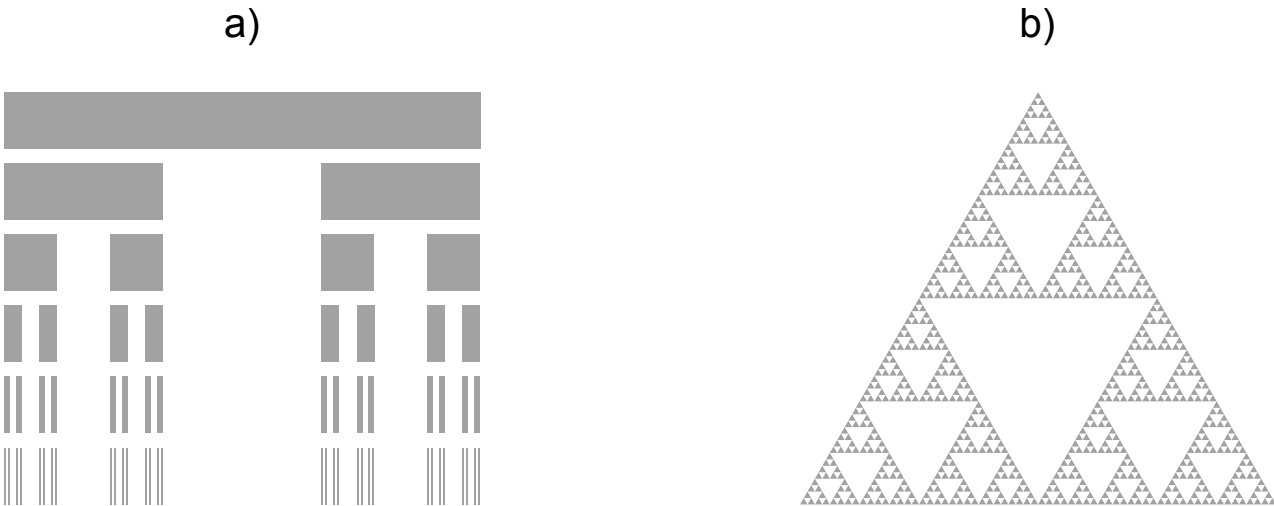


FIGURE IX.2 – 6 premiers niveaux de : (a) l'ensemble de Cantor [CANTOR, 1884] et du triangle de Sierpinski [SIERPINSKI, 1915]

1. $\frac{\ln(\lambda^x)}{\ln(\lambda)} = \frac{x \times \ln(\lambda)}{\ln(\lambda)} = x$

2. deux segments 3 fois plus petits sont contenus dans un segment : $dim = \frac{\ln(2)}{\ln(3)}$

3. une homothétie de rapport 2 contient trois triangles $dim = \frac{\ln(3)}{\ln(2)}$

1.1.3.b. Propriétés statistiques fractales

Après ce bref aperçu autour des objets fractals, revenons aux courbes IDF et à l'ÉQUATION IX.8. Si l'on pose $\theta = 0$ et $\lambda = \frac{D_0}{D}$, on s'aperçoit que l'ÉQUATION IX.8 est une relation de type fractale avec le ratio d'échelle λ et l'exposant d'échelle η :

$$\begin{aligned}
 I(D_0) &\stackrel{d}{=} \frac{I(D) \times b(D_0)}{b(D)} \\
 I(\lambda D) &\stackrel{d}{=} \frac{D_0^\eta}{D^\eta} \times I(D) \\
 I(\lambda D) &\stackrel{d}{=} \left(\frac{D_0}{D}\right)^\eta \times I(D) \\
 I(\lambda D) &\stackrel{d}{=} \lambda^\eta \times I(D)
 \end{aligned}
 \tag{IX.11}$$

Cette égalité de distribution est appelée "strict sense simple scaling" [GUPTA & WAYMIRE, 1990] et se traduit par une égalité de tous les moments brutes d'ordre q :

$$E[I^q(\lambda D)] = \lambda^{\eta q} \times E[I^q(D)] \tag{IX.12}$$

L'égalité de l'ÉQUATION IX.12 - moins forte que celle de l'ÉQUATION IX.11 - est appelée "wide sense simple scaling" par GUPTA & WAYMIRE [1990]. Elle est un cas particulier de la forme plus générale définie par l'ÉQUATION IX.13 lorsque l'ÉQUATION IX.14 est vérifiée.

$$\begin{aligned}
 E[I^q(\lambda D)] &= \lambda^{k(q)} \times E[I^q(D)] \\
 \ln\{E[I^q(\lambda D)]\} &= k(q) \times \ln(\lambda) + \ln\{E[I^q(D)]\}
 \end{aligned}
 \tag{IX.13}$$

$$k(q) = \eta q \tag{IX.14}$$

Pour établir que la relation d'échelle est une invariance d'échelle simple ("simple scaling") il est nécessaire de vérifier deux conditions [GUPTA & WAYMIRE, 1990], illustrées à la FIGURE IX.3 (issue de l'article de NHAT et al. [2007]) :

- il y a log-log linéarité entre $E[I^q(\lambda D)]$ et l'échelle (λD) pour chaque moment q , cette condition permet de vérifier que la relation est de type fractale (ÉQUATION IX.13, FIGURE IX.3a) ;
- la relation entre $k(q)$ et q est linéaire de coefficient directeur η (ÉQUATION IX.14, FIGURE IX.3b) ce qui permet de vérifier que la relation est du "simple scaling". En cas de non-linéarité, la relation devient "multiscaling" (FIGURE IX.3c).

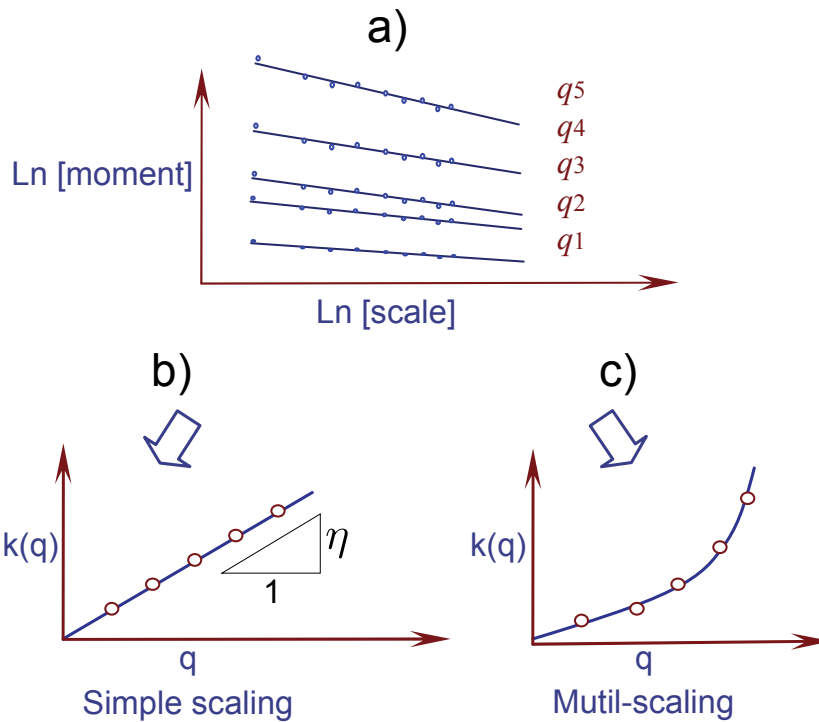


FIGURE IX.3 – Figure tirée de NHAT et al. [2007]. Illustration des relations statistiques de type fractale en termes de moments statistiques : (a) log-log linéarité entre différents moments et l'échelle, pour chaque moment q , on obtient $k(q)$; si la relation entre $k(q)$ et q est linéaire (b) alors la relation est de type “simple scaling” sinon (c) elle est “multi-scaling”.

Le cadre fractal “multiscaling” semble être approprié à différentes propriétés statistiques de la pluie [notamment pour les questions d’intermittence, e.g. SCHERTZER & LOVEJOY, 1987]. Pour le cas des pluies extrêmes et en ce qui concerne les relations d’échelle temporelles, de nombreuses études ont montré que le cadre fractal “simple scaling” pouvait être suffisant pour modéliser des courbes IDF ponctuelles [c.f. BURLANDO & ROSSO, 1996 ; NGUYEN et al., 1998 ; MENABDE et al., 1999 ; YU et al., 2004 ; BORGA et al., 2005 ; BARA et al., 2009 ; XU & TUNG, 2009 ; CERESSETTI, 2011 parmi d’autres]. Néanmoins certaines études montrent que dans certains cas le cadre “multiscaling” semble plus approprié [BENDJOUDI et al., 1997 ; LANGOUSIS & VENEZIANO, 2007].

L’étude de NHAT et al. [2007] montre que les relations d’échelle temporelles pour différentes résolutions spatiales peuvent aussi suivre le cadre fractal “simple scaling”. Toutefois, cette étude ne modélise pas la relation d’échelle entre les différentes résolutions spatiales.

1.2. Coefficients d’abattement spatiaux : ARF

Les coefficients d’abattement (ARF) décrivent comment la résolution spatiale va impacter l’intensité de la pluie. La FIGURE IX.4 (tirée de BALME et al. [2006b]) illustre comment la distribution des intensités de pluie évolue pour différentes surfaces d’agrégation. Deux effets se combinent lorsque l’on considère comme ici la distribution complète :

- l’agrégation spatiale diminue le nombre de valeurs nulles et modifie donc la fréquence atomique en zéro de la distribution ;
- l’agrégation spatiale lisse les champs de pluie et diminue par conséquent la variance de la distribution.

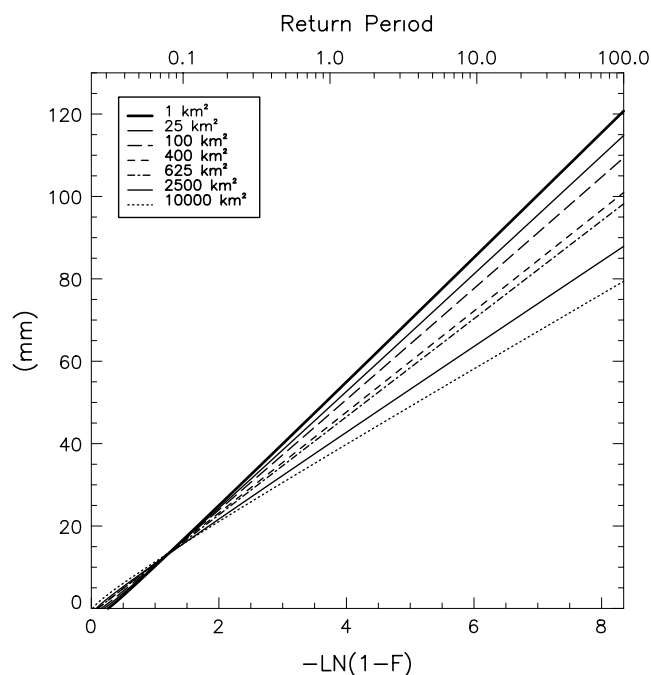


FIGURE IX.4 – Figure tirée de BALME et al. [2006b] : distribution des intensités de pluie pour différentes résolutions spatiales

Les ARF se définissent comme le rapport entre la pluie ponctuelle et la pluie spatiale pour une durée D .

Lorsque l'on s'intéresse aux pluies non nulles, ces coefficients suivent les règles suivantes :

- ils sont inférieurs à 1 ;
- ils décroissent avec la surface ;
- ils augmentent lorsque D augmente.

Différentes formulations et approches pour décrire les ARF sont proposées dans la littérature [e.g. RODRIGUEZ-ITURBE & MEJÍA, 1974 ; LEBEL & LABORDE, 1988 ; BACCHI & RANZI, 1996 ; SIVAPALAN & BLÖSCHL, 1998 ; ASQUITH & FAMIGLIETTI, 2000 ; DE MICHELE et al., 2001 parmi d'autres]. On regroupera les ARF en deux catégories : le sens des premiers est plutôt physique, celui des seconds statistique.

1.2.1. ARF physiques

Les ARF dits “physiques” ont pour objectif de décrire la structure spatiale des systèmes pluvieux. Ils seront donc obtenus pour des averses particulières, et l'ARF sera défini à partir de l'ÉQUATION IX.15 :

$$ARF(A, D) = \frac{r(A, D)}{r(A = 0, D)} \quad (\text{IX.15})$$

où les pluies $r(A, D)$ et $r(A = 0, D)$ seront issues du même champ de pluie spatialisé.

Les ARF physiques sont adaptés pour décrire l'abattement spatial au cours d'une averse. Plusieurs approches peuvent être utilisées pour obtenir de tels ARF et ne seront pas détaillées ici [le lecteur pourra se reporter à l'étude de CERESSETTI, 2011] car nous nous intéresserons ici à une vision plus stochastique de l'abattement spatial que décrivent les ARF statistiques.

1.2.2. ARF statistiques

Les ARF dits “statistiques” sont le rapport entre l’intensité de pluie ponctuelle de période de retour donnée (T_r) pour une durée D , $r(A, D, T_r)$, et la pluie spatiale de même fréquence d’apparition (T_r) pour la même durée et pour différentes surface A , $r(A, D, T_r)$:

$$ARF(A, D) = \frac{r(A, D, T_r)}{r(A = 0, D, T_r)} \quad (\text{IX.16})$$

Principalement deux méthodes existent pour extraire des champs de pluie des échantillons qui vont décrire l’abattement pour différentes résolutions spatiales et temporelles. Leur différence repose sur la manière d’explorer le champ de pluie lors du processus d’agrégation spatiale. Si la surface d’agrégation est de position fixe et définie a priori on parlera d’ARF “surface fixée”. Si la surface position de la surface spatiale peut varier dans l’espace on parlera d’ARF “surface glissante”. Ces deux méthodes seront utilisées pour décrire les ARF sur nos données et seront détaillées dans la SECTION 3.

1.3. Courbes IDAF en Afrique de l’Ouest

On recense quelques travaux sur les courbes IDF en Afrique de l’Ouest. Parmi les pionniers, on peut citer BRUNET-MORET [1966] qui a étudié les pluies extrêmes et leur abattement temporel en Mauritanie. D’autres études datant d’une trentaine d’années [MOUNIS & MANSONGI, 1978; OYEBANDE, 1982; PUECH & CHABI-GONNI, 1984] concernent principalement l’estimation empirique des IDF. Par la suite on note une dizaine d’études en Afrique non-sahélienne : au Congo [MOHYMONT et al., 2004; MOHYMONT & DEMARÉE, 2006; VAN DE VYVER & DEMARÉE, 2010], au Ghana [ENDRENY & IMBEAH, 2009], en Côte d’Ivoire [SORO et al., 2008; SORO et al., 2010] et au Nigéria [OYEGOKE & OYEBANDE, 2008; OKONKWO & MBAJIORU, 2010]. Certaines n’étudient pas le lien entre les différentes échelles temporelles ou le font de façon empirique [OYEGOKE & OYEBANDE, 2008; SORO et al., 2008; SORO et al., 2010], les autres [MOHYMONT et al., 2004; MOHYMONT & DEMARÉE, 2006; ENDRENY & IMBEAH, 2009; OKONKWO & MBAJIORU, 2010; VAN DE VYVER & DEMARÉE, 2010] utilisent la relation et les méthodes proposées par KOUTSOYIANNIS et al. [1998].

Un nombre restreint d’études aborde la notion d’abattement spatial et d’ARF en Afrique de l’Ouest. On notera les travaux de RODIER & RIBSTEIN [1986]; RODIER & RIBSTEIN [1988]; RIBSTEIN & RODIER [1994] mais qui limitent leurs analyses aux pluies décennales.

Plus récemment, beaucoup de travaux ont été réalisée pour caractériser la structure spatiale de la pluie sous les événements pluvieux issus des MCS à partir des réseaux AMMA-CATCH au Bénin, au Niger et au Mali [voir e.g. LEBEL et al., 1992; AMANI et al., 1996; LEBEL et al., 1997; LEBEL et al., 1998; AMANI & LEBEL, 1997; ALI et al., 2003; ALI, 2004; VISCHER, 2006; VISCHER et al., 2009; VISCHER et al., 2011 parmi d’autres]. Ces études caractérisent la structure des événements, qui pourraient permettre d’élaborer de façon théorique des ARF “physiques”. On notera par ailleurs une analyse empirique d’ARF “statistiques” dans l’article de BALME et al. [2006b] qui nécessite d’être revisité dans un formalisme plus adapté aux valeurs extrêmes.

2. Démarche adoptée

Le but de cette étude étant de décrire les relations d'échelle spatio-temporelle des fortes pluies au sens statistique afin d'obtenir des courbes IDAF, on ne s'intéressera ici qu'aux coefficients d'abattement "statistiques".

Le peu de travaux portant sur les courbes IDAF sur la région sahélienne ne permet pas de concevoir a priori des relations d'échelle sur la région d'étude. De ce fait, l'étude qui suit est exploratoire. Elle se base sur les données AMMA-CATCH Niger pour faire une première analyse des relations d'échelle spatio-temporelles en région Sahélienne, et sera donc "guidée" par les données. L'application de modèles IDF et ARF existants dans la littérature permettra de fournir des premières estimations de courbes IDAF pour la région. Il n'y aura donc pas de développement de nouveaux modèles théoriques dans ce chapitre. Parmi les modèles disponibles, on recherchera ceux qui sont les plus simples et parcimonieux pour s'ajuster aux données. Pour ce faire des critères visuels et numériques seront utilisés.

La démarche retenue est tout d'abord d'étudier les relations d'échelles temporelles en étudiant les relations entre les différentes distributions ayant des échelles temporelles différentes mais à une résolution spatiale donnée : $I(A = cst, \lambda D)$. On étudiera les relations entre les échelles spatiales pour une durée fixe : $I(\lambda A, D = cst)$. Enfin une combinaison des relations spatio-temporelles sera effectuée pour obtenir des courbe IDAF et décrire les relations entre les échelles spatiales et temporelles : $I(\lambda A, \lambda D)$.

3. Données utilisées et traitement

Les échantillons que l'on retiendra pour réaliser cette étude seront des pluies maximales annuelles pour chacune des différentes résolutions spatio-temporelles visées. Pour ce faire, une base de données aux différentes résolutions spatio-temporelles est construite à partir des données de l'observatoire AMMA-CATCH Niger (ACN) afin d'extraire les échantillons qui vont permettre d'analyser les liens d'échelle.

3.1. Données initiales

Parmi la centaine de stations qui ont pu fonctionner sur le réseau ACN, 28 stations ayant été en fonctionnement continu (ayant moins de deux années de lacunes) depuis 1990 ont été sélectionnées (FIGURE IX.5) et utilisées pour obtenir les champs spatialisés. Pour caractériser des gammes d'échelles temporelles comprises entre 1 h et 24 h, des données élaborées ont été fournies :

- des séries ponctuelles au pas de temps 1 h ;
- des champs de pluies spatiaux à une résolution temporelle de 1 h et spatiale de 1 km².

Le pas de temps de 1 h a été choisi après une analyse exploratoire à la station de Niamey (gamme d'échelle explorée : 5 min → 5 jours).

3.1.1. Données ponctuelles

Les données ponctuelles au pas de temps 1 h proviennent de mesure à 5 min. Les données 5 min ont été agrégées au pas de temps 1 h.

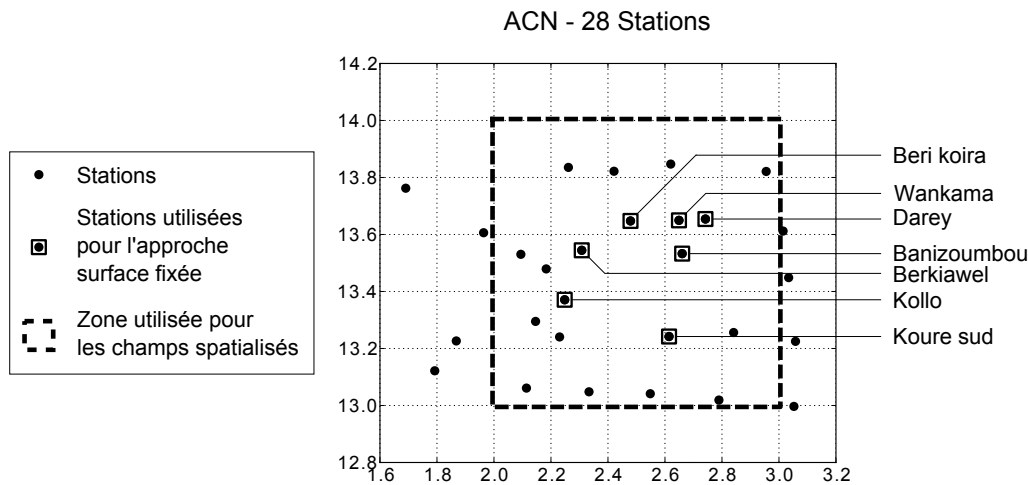


FIGURE IX.5 – Réseau AMMA-CATCH Niger des 28 stations ayant fonctionné depuis 1990

3.1.2. Champs spatialisés

Les champs spatialisés 1 h, 1 km² ont été obtenus en agrégeant des champs spatialisés à des résolutions de 5 min et de 1 km². Ces derniers ont été obtenus à partir des 28 pluviographes retenus pour la résolution ponctuelle. Pour ce faire, plusieurs méthodes ont été testées et éprouvées, notamment différentes déclinaisons du krigeage dont une a été implémentée spécialement pour la région sahélienne : le krigeage lagrangien.

Le krigeage lagrangien [AMANI et al., 1996 ; AMANI & LEBEL, 1997 ; VISCHEL et al., 2011] se base principalement sur la stationnarité relative de la forme du hyétogramme des système convectifs au cours de leur propagation sur la zone de mesure, afin de représenter (i) l’intermittence de la pluie lors du passage des systèmes (en amont et en aval du système en propagation), (ii) l’intensité de la pluie au sein du système (notamment en différenciant la partie convective à l’avant du système et la partie stratiforme à l’arrière du système). Les hyetogrammes sont ensuite regroupés dans un repère lagrangien (repère qui se propage avec le système) et interpolés spatialement dans ce repère. Un modèle cinématique simple, basé sur le temps d’arrivée de la pluie permet de repasser les intensités du repère lagrangien au repère eulérien. Trois méthodes de krigeage Lagrangien ont été implémentées et utilisées en plus d’un krigeage Eulérien. Pour chaque événement pluvieux la meilleure des quatre méthodes est retenue pour interpoler les intensités 5 min. L’étude de VISCHEL et al. [2011] donne des informations plus précises sur ces différentes méthodes d’interpolation et les critères de choix de la meilleure méthode.

3.2. Élaboration des échantillons aux différentes résolutions spatio-temporelles

La procédure d’extraction des pluies maximales annuelles pour chaque résolution spatio-temporelle allant de $A = 0$ (échelle ponctuelle) à $A = 2500 \text{ km}^2$ et de $D = 1 \text{ h}$ à $D = 24 \text{ h}$ est décrite ici.

L'extraction suit les étapes principales suivantes :

- i. à partir des champs spatialisés de résolutions $1 h$ et $1 km^2$ des champs spatialisés sont obtenus pour différentes durée D à la résolution spatiale $1 km^2$;
- ii. une agrégation spatiale est faite pour passer des champs à la résolution $1 km^2$ à une résolution spatiale supérieure ;
- iii. les pluies maximales spatiales sont extraites sur chacun des champs de résolution différente : obtention de $i(A, D)$

Cette procédure est décrite dans les deux sections suivantes.

3.2.1. Élaboration des champs spatialisés aux différentes résolutions temporelles

Une fenêtre temporelle glissante est utilisée pour obtenir les champs spatialisés à différentes échelles de temps (FIGURE IX.6). Sur chaque pixel de $1 km^2$ à la résolution $D = 1 h$, la fenêtre temporelle glissante permet obtenir une série aux résolutions temporelles $D > 1 h$. À la fin de cette étape, on dispose de champs à la résolution spatiale $A = 1 km^2$ pour chaque pas de temps à toutes les résolutions temporelles D .

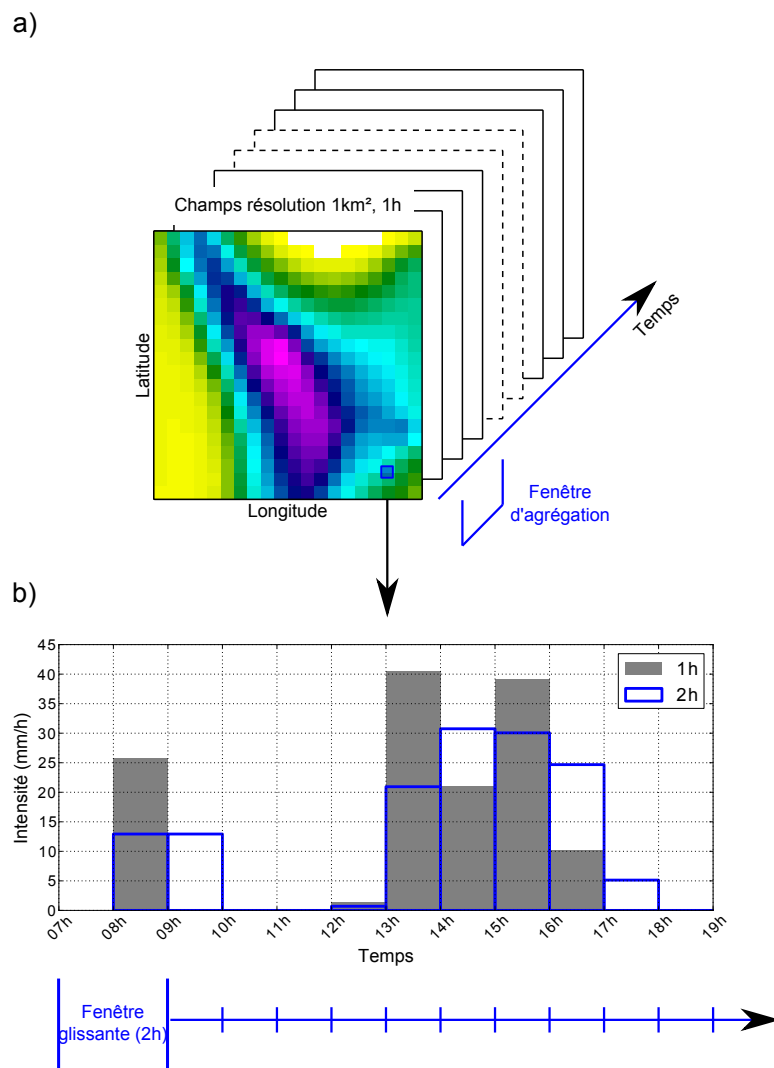


FIGURE IX.6 – Fenêtre temporelle glissante appliquée à chaque pixel à partir du champ spatialisé $1 h$ et $1 km^2$: (a) Champs de résolution spatiale $1 h$ et $1 km^2$, (b) Exemple pour un pixel donné : passage de la résolution $1 h$ à $2 h$

3.2.2. Agrégation spatiale et sélection des valeurs maximales annuelles pour une durée d'agrégation donnée

L'agrégation spatiale et la sélection des pluies maximales annuelle se fait à partir des champs obtenus précédemment ($A = 1 \text{ km}^2$ et $1 \text{ h} \leq D \leq 24 \text{ h}$). Comme mentionné dans la SECTION 1.2.2 deux approches peuvent être appliquées pour sélectionner les échantillons au sein d'un champ spatial : une approche basée sur une surface d'agrégation à position fixe et prédéfinie ("surface fixée") et une approche basée sur une exploration spatiale de champ par une surface glissante ("surface glissante"). Après avoir décrit plus précisément ces deux approches et leurs objectifs respectifs, nous décrirons la procédure d'extraction employée pour chacune des deux approches.

3.2.2.a. Surface fixée

On parle d'approche "surface fixée" lorsque la position de chaque aire A est prédéfinie à l'avance et ne varie pas. Les positions des surfaces retenues sont choisies de telle sorte que lorsque A augmente, l'aire retenue contienne les différentes surfaces ayant des tailles inférieures. Pour ce faire, deux possibilités sont présentées à la FIGURE IX.7 :

- i. agrandir l'aire dans une direction particulière [c.f. BELL, 1976];
- ii. agrandir l'aire autour d'une position fixe.

Dans la suite de ce travail nous utiliserons cette deuxième méthode.

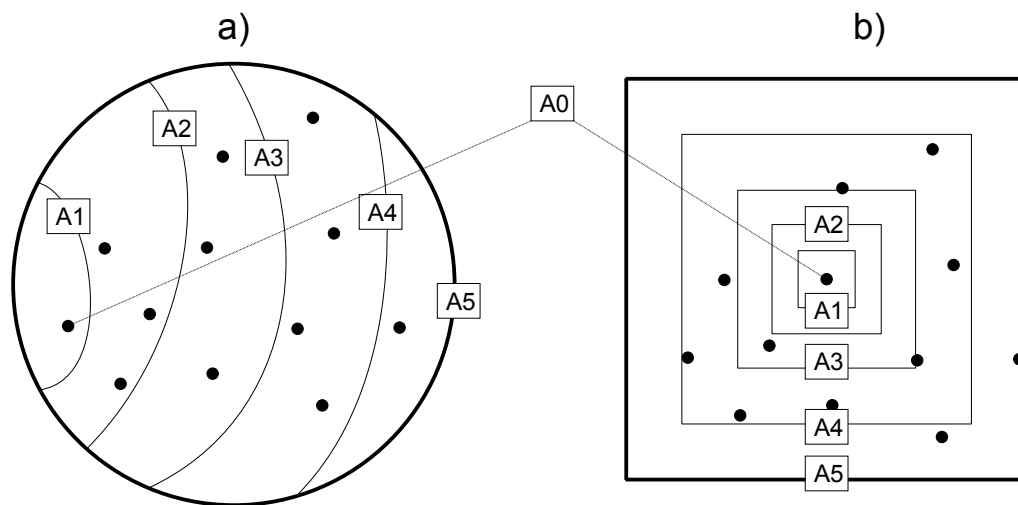


FIGURE IX.7 – Définition des différentes positions sélectionner des averses de résolutions différentes (de $A_0 = 0$ à A_5) pour obtenir des ARF surface fixée : (a) agrandir l'aire dans une direction particulière [illustration inspirée de BELL, 1976] ; (b) agrandir l'aire autour d'un point fixe

Cette approche cherche à définir la fréquence d'apparition d'une pluie spatiale en un lieu défini. Elle est donc utilisée principalement en opérationnel pour des questions de dimensionnement, par exemple aux États-Unis [BUREAU, 1957 ; MYERS & ZEHR, 1980 ; ALLEN & DEGAETANO, 2005] ou au Royaume-Uni [NERC, 1975 ; BELL, 1976].

3.2.2.b. Surface glissante

L'approche surface glissante consiste à rechercher la valeur maximale spatiale en déplaçant (glissant) la fenêtre (de surface égale à la résolution spatiale visée) au sein de la région d'étude.

L'intérêt de cette approche est de caractériser la structure spatio-temporelle statistique des événements pluvieux dans une région [CERESSETTI et al., 2011]. Les IDAF calculées par cette approche sont adéquats pour l'estimation de la sévérité d'une averse.

Notons que ces courbes IDAF sont dépendantes du réseau et de la surface de la région. La faible densité affecte l'estimation des fréquences de retour pour les petites surfaces [CERESSETTI, 2011]. L'étendue de la zone a un impact sur les fréquences estimées : plus la région est grande plus la fréquence d'apparition d'une forte pluie à n'importe quel endroit de la zone est grande.

Cette méthode sera aussi employée dans la suite de ce travail.

3.2.2.c. Application aux champs de pluie spatialisés

Pour une résolution temporelle donnée D , la méthode implémentée pour obtenir les maxima spatiaux est expliquée ci-après. Elle est illustrée à la FIGURE IX.8 qui décrit le passage de la résolution $A = 1 \text{ km}^2$ à $A = 25 \text{ km}^2$ pour des champs de résolution temporelle $D = 1 \text{ h}$ (on notera que la méthodologie vaut pour n'importe quel pas de temps $D > 1 \text{ h}$).

La méthode de sélection des maxima diffère selon que l'on considère l'approche "surface fixée" ou "surface glissante" (FIGURE IX.8) :

- Pour l'approche "surface fixée" on agrège autour des sept stations présentées à la FIGURE IX.5. L'exemple d'une station est montré à la FIGURE IX.8. On retient pour chaque champ la valeur agrégée pour une surface A dans un vecteur dans lequel la valeur maximale annuelle est extraite.
- L'approche "surface glissante" consiste à faire glisser un fenêtre spatiale d'aire A sur chacun des champs spatialisés. Pour chaque surface A , la valeur maximale de chaque champ est retenue dans un vecteur dans lequel la valeur maximale annuelle est extraite.

Nous évaluerons les deux méthodes dans le reste du chapitre.

Remarque : Pour les séries ponctuelles ($A = 0$), on retient les valeurs suivantes :

- pour l'approche "surface fixée" : les pluies maximales annuelles à chacune des stations et donc 28 échantillons pour chacune des durées D ;
- "surface glissante" : la pluie maximale annuelle des 28 stations. On obtient un seul échantillon pour chacune des durées D .

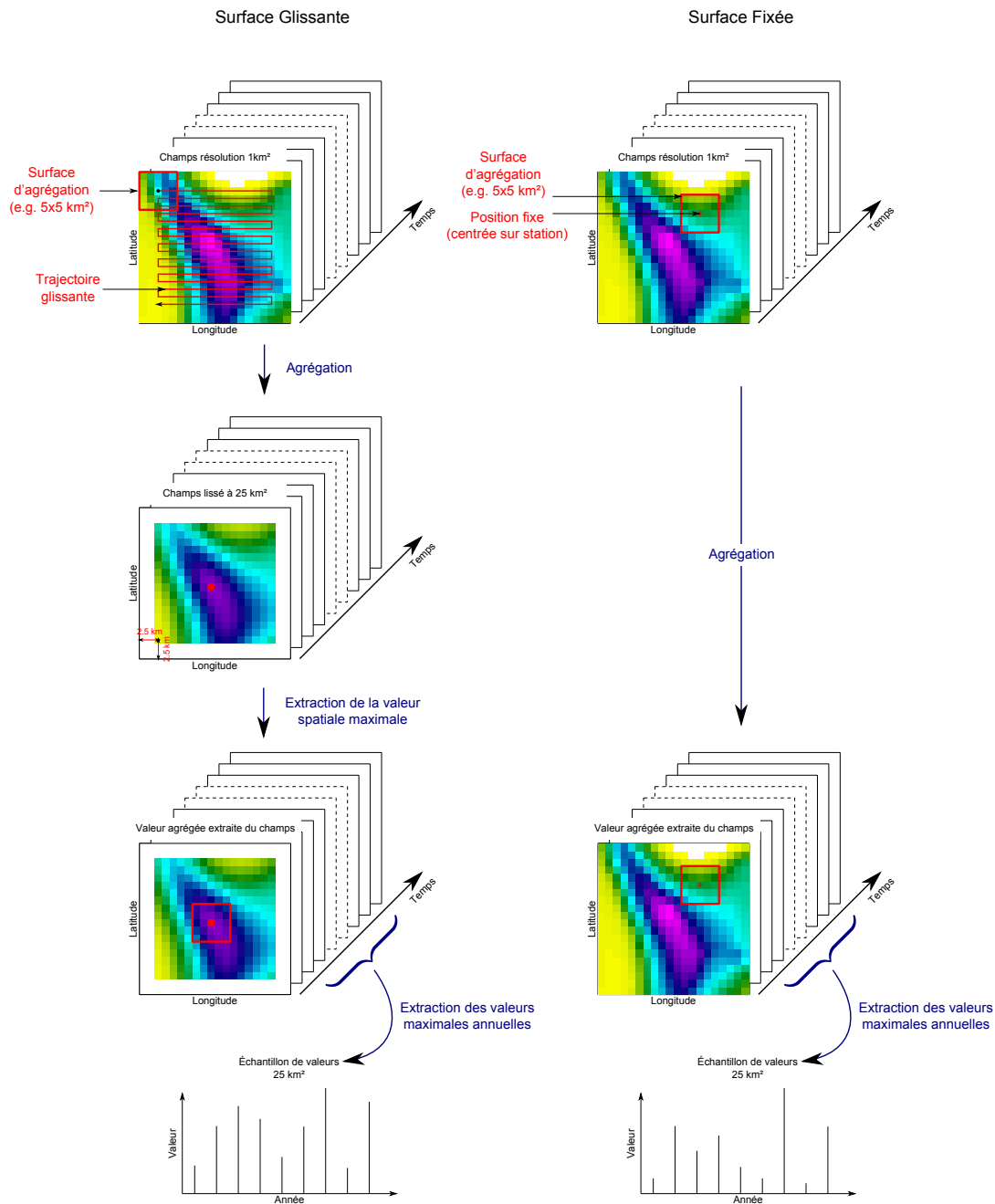


FIGURE IX.8 – Passage de la résolution spatiale 1 km^2 à la résolution spatiale $A = 25 \text{ km}^2$ pour une durée d'agrégation temporelle donnée : approche "surface glissante" à gauche et approche "surface fixée" à droite

3.2.3. Récapitulatif des échantillons retenus

Pour l'approche "surface fixée", le nombre d'échantillons varie en fonction de la résolution spatiale :

- Pour la résolution ponctuelle : on utilise les 28 stations disponibles sur la zone. Pour une résolution temporelle les dates de valeurs maximales annuelles peuvent être différentes entre les stations. Pour une station donnée les dates de valeurs maximales annuelles peuvent être différentes pour deux résolutions temporelles différentes.
- Pour les résolutions spatiales $A > 0$: la position des stations empêche parfois le calcul en pratique des résolutions les plus grossières (effets de bords). On retiendra donc les sept stations parmi

les 28 qui autorisent le calcul de toutes les résolutions spatiales testées en particulier la plus grossière $A = 2500 \text{ km}^2$ (celles-ci sont représentées à la FIGURE IX.5).

On notera que pour ces échantillons “surface fixée”, la valeur sélectionnée n’est pas forcément le maxima spatial du champ sur le domaine puisqu’elle est contrainte par la position de la station.

Pour l’approche “surface glissante” on retiendra la valeur maximale pour chaque surface A (y compris ponctuelle) et D . Il n’y a donc qu’une valeur maximale annuelle pour chaque durée et chaque agrégation spatiale. La date et la position du maxima peuvent être spécifiques à chaque résolution.

La TABLEAU IX.1 récapitule le nombre d’échantillons disponibles pour chaque résolution spatiale et temporelle. On notera par la suite $i_{sf}(A, D)$ les échantillons “surface fixée” et $i_{sg}(A, D)$ les échantillons “surface glissante”.

Tableau IX.1 – Échantillons retenus pour les différentes résolutions spatio-temporelles : n représente le nombre d’années disponibles (il varie de 19 à 21 aux stations) et est égale à 21 pour les champs spatialisés

(a) Surface fixée

	$D = 1 \text{ h}$...	$D = 24 \text{ h}$
$A = 0$	$28 \times n$	$28 \times n$	$28 \times n$
$A = 1 \text{ km}^2$	$7 \times n$	$7 \times n$	$7 \times n$
...	$7 \times n$	$7 \times n$	$7 \times n$
$A = 2500 \text{ km}^2$	$7 \times n$	$7 \times n$	$7 \times n$

(b) Surface glissante

	$D = 1 \text{ h}$...	$D = 24 \text{ h}$
$A = 0$	$1 \times n$	$1 \times n$	$1 \times n$
$A = 1 \text{ km}^2$	$1 \times n$	$1 \times n$	$1 \times n$
...	$1 \times n$	$1 \times n$	$1 \times n$
$A = 2500 \text{ km}^2$	$1 \times n$	$1 \times n$	$1 \times n$

4. Exploration des relations d'échelles spatiales et temporelles

Cette section porte sur les relations entre les distributions à différentes résolutions temporelles et spatiales pour les échantillons i_{sg} et i_{sf} . Dans un premier temps, les relations d'échelles temporelles sont étudiées, d'abord pour des surfaces ponctuelles puis pour différentes résolutions spatiales. Dans un second temps, les relations d'échelles spatiales sont analysées pour différentes résolutions temporelles.

4.1. Analyse des relations d'échelles temporelles

Les relations entre différentes échelles temporelles pour des résolutions spatiales données sont étudiées dans cette partie. Cela peut se traduire par l'ÉQUATION IX.17 où l'on cherche la forme de f :

$$\begin{aligned}
 I_{sf}(\lambda D, A = A_0) &\stackrel{d}{=} f \{ I_{sf}(D, A = A_0), \lambda \} \\
 I_{sg}(\lambda D, A = A_0) &\stackrel{d}{=} f \{ I_{sg}(D, A = A_0), \lambda \}
 \end{aligned}
 \tag{IX.17}$$

4.1.1. Échelle spatiale ponctuelle

La première échelle spatiale à laquelle on s'intéresse est l'échelle ponctuelle. Les échantillons étudiés sont donc $I_{sf}(A = 0, D)$ aux 28 stations et l'échantillon $I_{sg}(A = 0, D)$.

4.1.1.a. Application du modèle de Koutsoyiannis

Pour étudier la relation d'échelle entre les différents échantillons $i(A = 0, D)$, il est assez naturel d'essayer le modèle proposé par KOUTSOYIANNIS et al. [1998]. La relation entre les distributions de différentes échelles temporelles est décrit par le terme $b(D) = (D + \theta)^\eta$ (c.f ÉQUATION IX.8). Les paramètres η et θ sont optimisés en minimisant la statistique de Kruskal-Wallis comme proposé par KOUTSOYIANNIS et al. [1998].

Échantillons surface fixée

La FIGURE IX.9 illustre le résultat de cette optimisation à la station Niamey Aéroport. Les échantillons initiaux ayant des résolutions de 1 h à 24 h (FIGURE IX.9a) sont normalisés à l'échelle 1 h à la FIGURE IX.9b. L'optimisation de $b(D)$ nous donne $\eta = -0.892$ et $\theta = 0.00047$, la valeur de ce dernier est très faible comparé à D qui est comprise entre 1 et 24 (D est exprimée en h). Ceci montre que $b(D)$ est très proche d'une relation du type simple scaling.

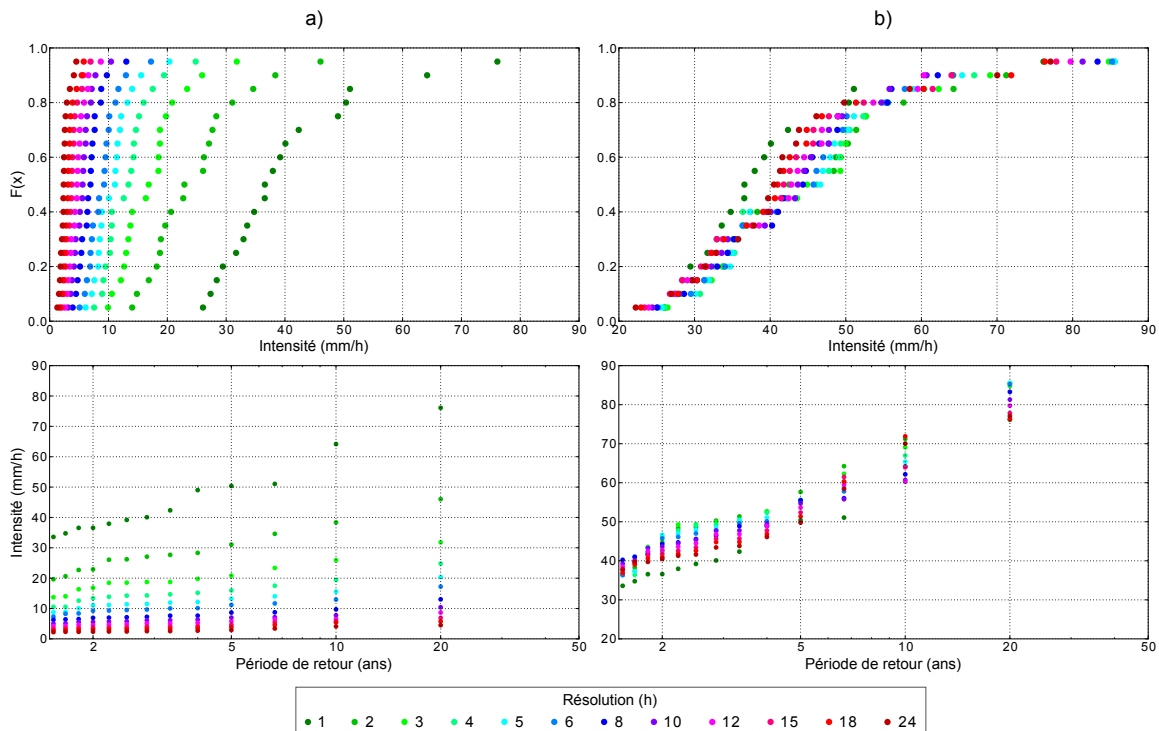


FIGURE IX.9 – Normalisation des distributions de différentes échelles temporelles ($1 h \leq d \leq 24 h$) avec la relation d'échelle $b(D) = (D + \theta)^\eta$ à la station Niamey Aéroport ($\eta = -0.892$ et $\theta = 0.00047$) : (a) distributions brutes et (b) distributions normalisées.

Les résultats de l'optimisation de la relation $b(D)$ pour les 28 stations sont montrés à la FIGURE IX.10. Les valeurs de η (FIGURE IX.10a) et de θ (FIGURE IX.10b) ont une faible dispersion sans organisation spatiale. La très faible valeur de θ est remarquable.

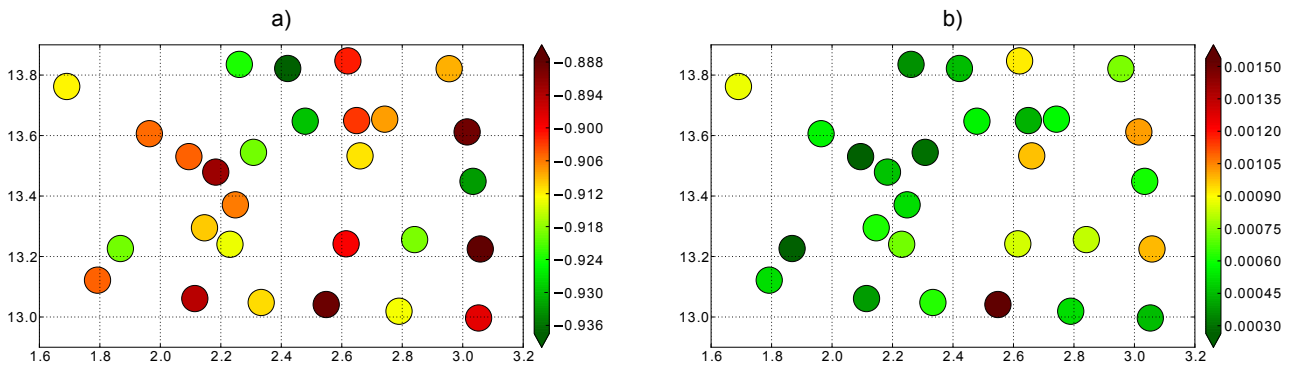


FIGURE IX.10 – Optimisation de la relation $b(D)$ pour les 28 stations du ACN : paramètre η (a) et paramètre θ (b)

Échantillon surface glissante

La FIGURE IX.11 montre la normalisation réalisée avec la relation $b(D)$ pour l'échantillon surface glissante. Les paramètres θ et η optimisés valent respectivement 0.00070 et -0.90 . En comparaison avec les échantillons surface fixée en peut noter deux points :

- i. les valeurs très similaires des paramètres η et θ , ce dernier étant dans les deux cas très proche de 0 et donc d'une relation de type simple scaling ;
- ii. l'échantillon surface glissante a des intensités bien supérieures aux échantillons surface fixée, ce qui est logique car l'échantillon surface glissante est composé du maxima annuel des stations.

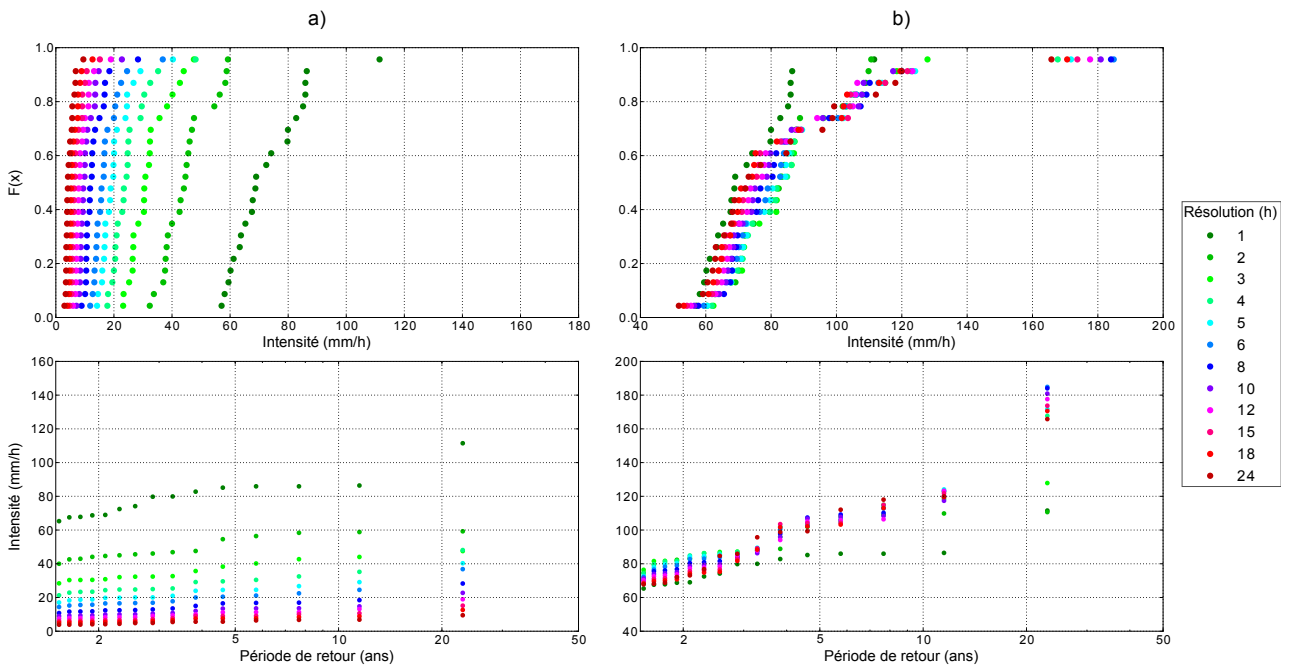


FIGURE IX.11 – Normalisation des distributions de différentes échelles temporelles ($1 h \leq d \leq 24 h$) avec la relation d'échelle $b(D) = (D + \theta)^\eta$ pour l'échantillon surface glissante : (a) distributions brutes et (b) distributions normalisées.

4.1.1.b. Application d'un modèle fractal

Échantillons surface fixée

Le fait que la relation $b(D)$ soit très proche d'une relation de simple scaling amène à considérer cette possibilité pour modéliser la relation entre les échelles temporelles. La FIGURE IX.12 montre l'application du modèle simple scaling à Niamey Aéroport, la valeur de η valant -0.9 à cette station. Les deux conditions nécessaires pour que la relation soit du type simple scaling [GUPTA & WAYMIRE, 1990] semblent satisfaites :

- i. il y a log-log linéarité entre les moments d'ordre q et l'échelle temporelle (FIGURE IX.12a) ;
- ii. la relation $k(q)$ est linéaire ($k(q) = \eta q$, c.f. FIGURE IX.12b).

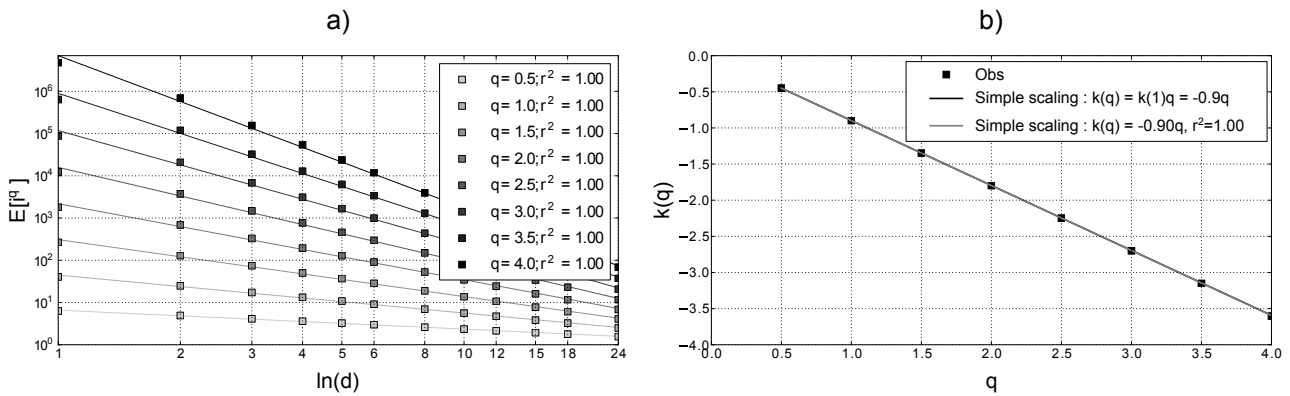


FIGURE IX.12 – Vérification de la relation de simple scaling à Niamey Aéroport : (a) log-log linéarité entre q et $E[i^q(D)]$ et obtention de $k(q)$ pour chaque moment q et (b) relation entre $k(q)$ et q .

Pour vérifier que la relation $k(q)$ ne s'écarte pas trop d'une relation de simple scaling, on peut regarder la différence entre les différentes valeurs que prend $k(q)$ sachant qu'en cas de linéarité $k(1) = k(2)/2 = \dots = k(n)/n = \eta$. La FIGURE IX.13a montre les différences entre $k(1)$ et $k(2)/2$ à chacune des stations. L'absence de répartition spatiale montre qu'il n'y a pas stations particulières où l'écartement à une relation de simple scaling est plus important. Il en est de même pour les autres valeurs de q (non montré ici). La FIGURE IX.13b montre les différences entre $k(1)$ et $k(q)/q$ pour q allant de 1 à 4. Les différences sont minimales comparées aux valeurs de $k(1)$, de l'ordre de 1 %.

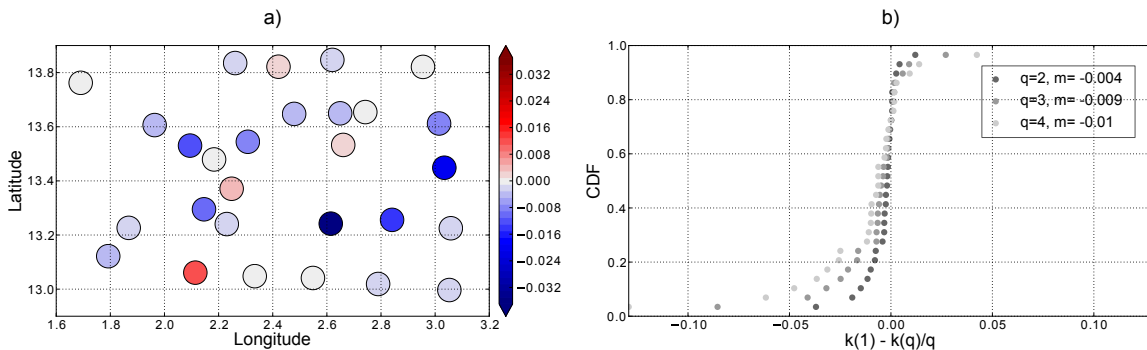


FIGURE IX.13 – Différence $2 \times k(1) - k(2)$: (a) à chaque station, (b) CDF des différences entre $k(1)$ et $k(q)/q$ pour q allant de 1 à 4

Les résultats de l'application du modèle simple scaling sur l'échantillon regroupant les 28 stations sont montrés à la FIGURE IX.14.

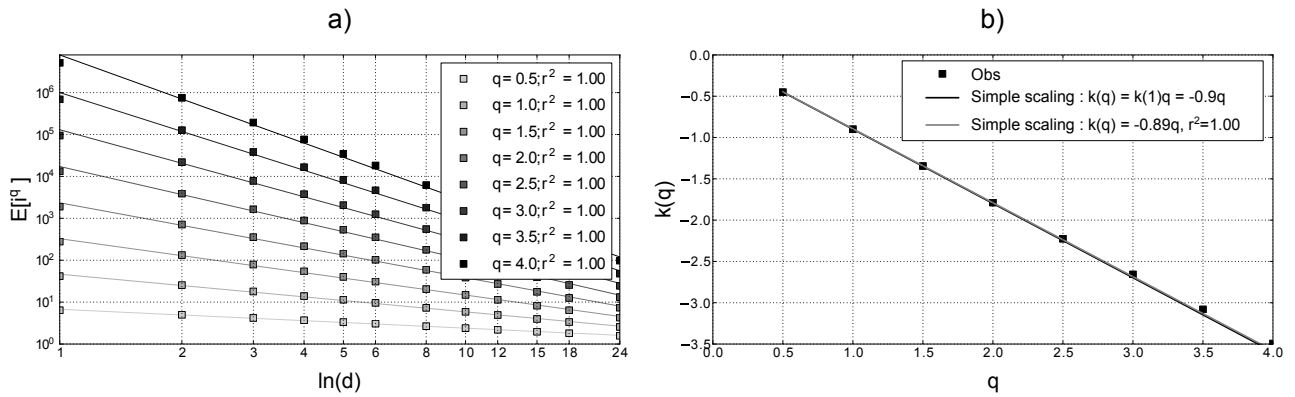


FIGURE IX.14 – Vérification de la relation de simple scaling pour un échantillon regroupant toutes les stations

Échantillon surface glissante

La relation de simple scaling a aussi été appliquée à l'échantillon surface glissante (FIGURE IX.15). La log-log linéarité entre les moments et l'échelle temporelle ainsi que la linéarité de $k(q)$ en fonction de q semblent également être vérifiées.

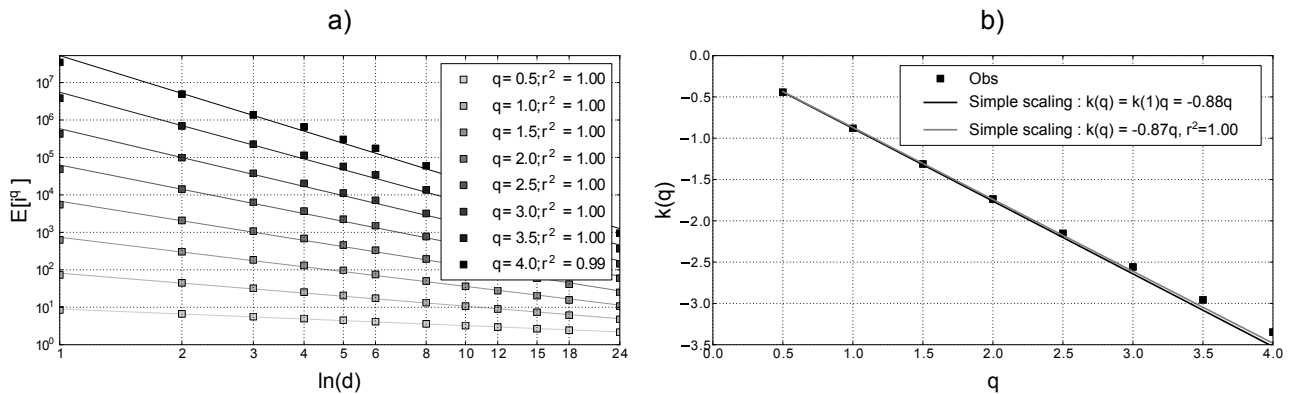


FIGURE IX.15 – Vérification de la relation de simple scaling pour l'échantillon surface glissante

4.1.2. Relation d'échelles temporelles pour différentes agrégations spatiales

La relation entre les échelles temporelles pour différentes agrégations spatiales va être étudiée dans la suite de cette section. Les échantillons étudiés sont donc $i_{sf}(D, A \neq 0)$ aux sept stations permettant d'être le centre de l'agrégation spatiale la plus grande et les échantillons $i_{sg}(D, A \neq 0)$ pour des résolutions spatiales allant de 1 km^2 à 2500 km^2 . La relation d'échelle proposée par KOUTSOYIANNIS et al. [1998] a été appliquée à tous les échantillons $i(A \neq 0)$, la valeur maximale pour la paramètre θ est égale à 0.003. Cette constatation amène à vérifier l'hypothèse de relation temporelle simple scaling pour les différentes échelles spatiales. La FIGURE IX.16 illustre cette vérification pour quelques échelles spatiales (25, 100, 625 et 2500 km^2) et pour les échantillons surface fixée rassemblés et surface glissante.

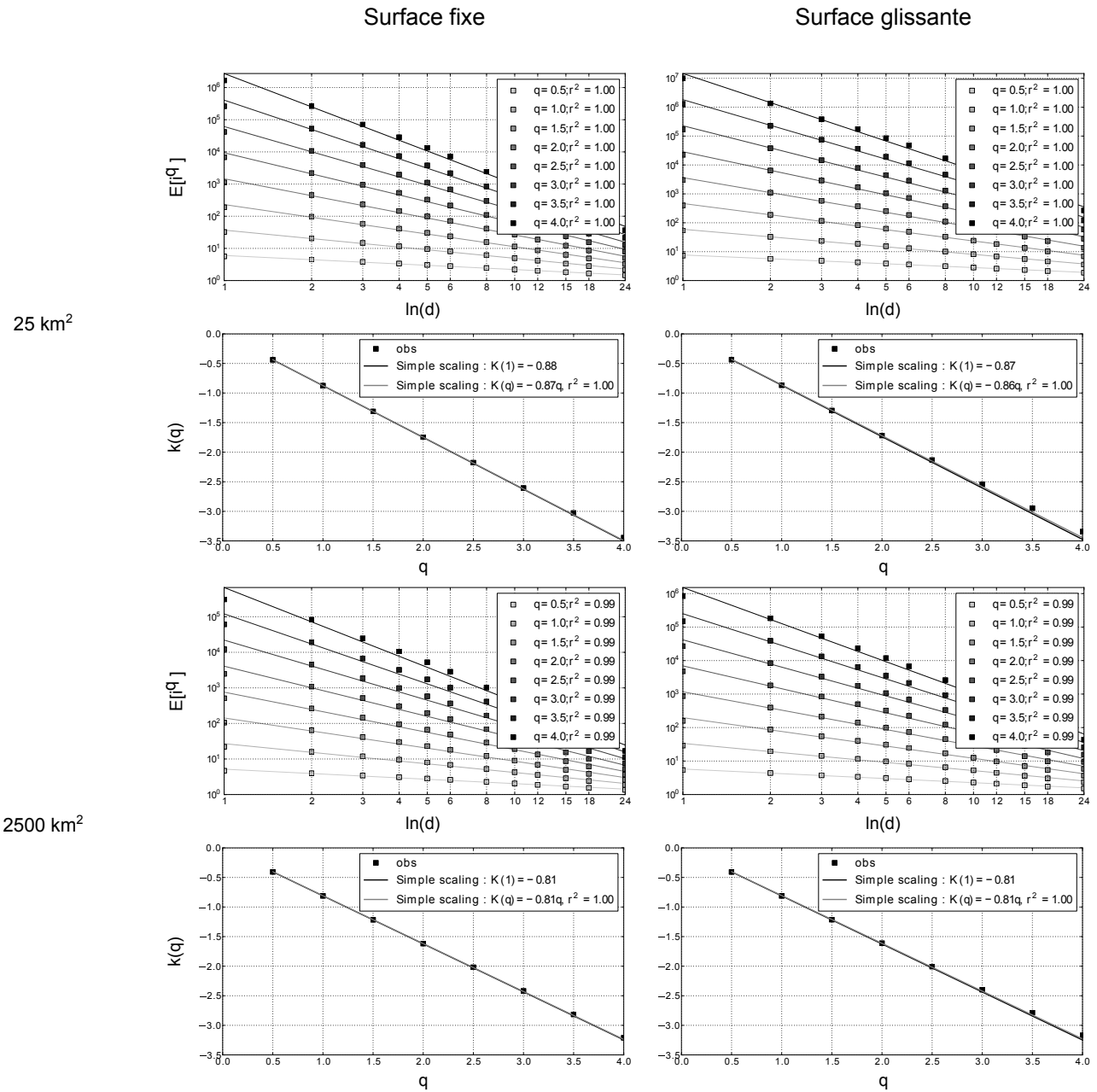


FIGURE IX.16 – Vérification de la relation de simple scaling temporelle pour deux résolutions spatiales : 25 (deux graphiques du haut) et 2500 km^2 (deux graphiques du bas); surface fixée à gauche, surface glissante à droite

4.1.3. Synthèse autour des relations d'échelles temporelles

La FIGURE IX.17 récapitule toutes les relations temporelles de simple scaling ajustées pour les différentes échelles spatiales et les différents échantillons. Les différents exposants d'échelle η sont affichés sur cette figure : La comparaison entre $\eta = k(1)$ et $\eta \sim k(q)$ obtenu par régression linéaire sur les quatre premiers moments donne une idée de l'écart à une relation de simple scaling.

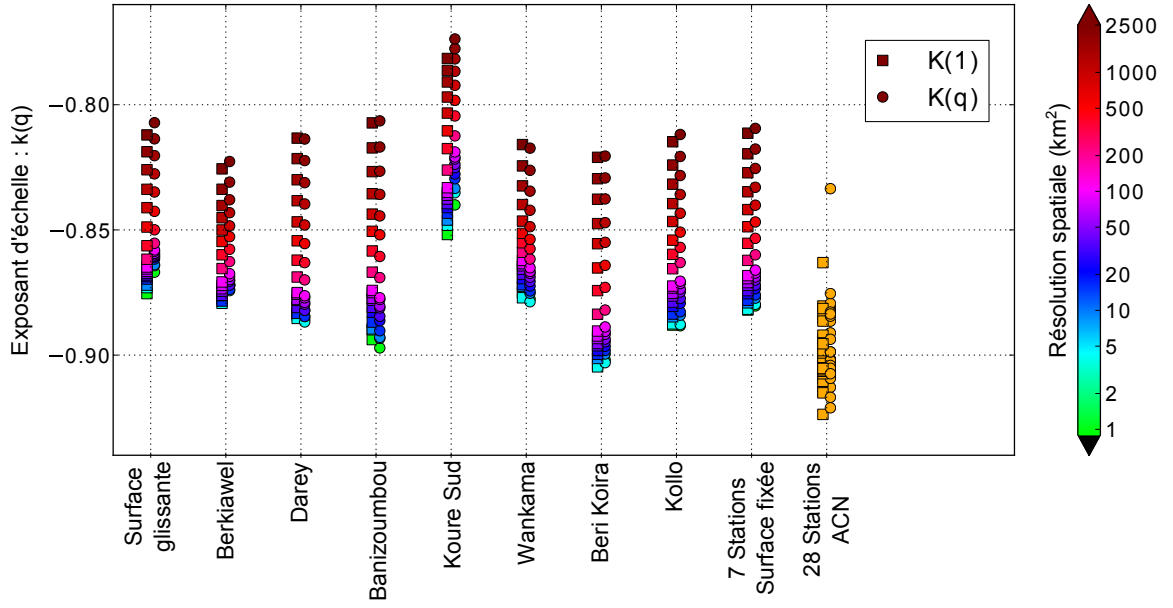


FIGURE IX.17 – Valeur obtenue pour l’ajustement de l’exposant d’échelle pour les relations d’échelle temporelles pour différentes résolutions spatiale pour les différents échantillons ajustés (“surface fixée” et “surface glissante”) et en prenant $\eta = k(1)$ et $\eta \sim k(q)$ obtenu par régression linéaire sur les quatre premiers moments.

Plusieurs points sont à noter sur cette figure :

- i. mis à part pour la station Koure Sud, l’écart entre $\eta = k(1)$ et $\eta \sim k(q)$ est très faible, ce qui va dans le sens de relation de type simple scaling ;
- ii. il n’y a pas de différences notables entre les exposants d’échelle pour les échantillons surface fixée et surface glissante ($\eta \simeq 0.8 - 0.9$) ;
- iii. les exposant d’échelle sont clairement organisés selon la résolution spatiale, plus la résolution est grande plus η est grand (proche de 0).

4.2. Relation d’échelles spatiales pour différentes agrégations temporelles

Après avoir exploré les relations entre les échelles temporelles pour différentes résolutions spatiales, les relations entre les différentes échelles spatiales vont être étudiées pour différentes résolutions temporelles (ÉQUATION IX.18).

$$\begin{aligned} I_{sf}(D = D_0, A) &\stackrel{d}{=} f \{ I_{sf}(D = D_0, A = A_0) \} \\ I_{sg}(D = D_0, A) &\stackrel{d}{=} f \{ I_{sg}(D = D_0, A = A_0) \} \end{aligned} \quad (\text{IX.18})$$

Pour faciliter la lecture, les résultats sont ici présentés de façon succincte en utilisant les mêmes graphiques que pour les relations d’échelle temporelles. La FIGURE IX.18 présente les résultats de la vérification de la relation fractale pour quelques résolutions temporelles. On peut remarquer que :

- la log-log linéarité entre les moments bruts et l’échelle spatiale est un peu moins bonne que pour les relations temporelles ;

- la relation entre $k(q)$ et q s'écarte d'une relation de simple scaling pour les échantillons surface fixée, alors qu'elle s'en écarte assez peu pour les échantillons surface glissante.

La FIGURE IX.19 montre tous les coefficients d'échelle obtenus pour les relations de simple scaling entre les échelles temporelles. On peut noter que :

- la différence entre $k(1)$ et $k(q)$ est petite ;
- les coefficients η sont plus grands lorsque l'échelle temporelle augmente ;
- il y a une nette différence entre les coefficients η obtenus pour les échantillons surface glissante et surface fixée ;
- les coefficients η sont nettement plus faibles que ceux obtenus pour la relation temporelle.

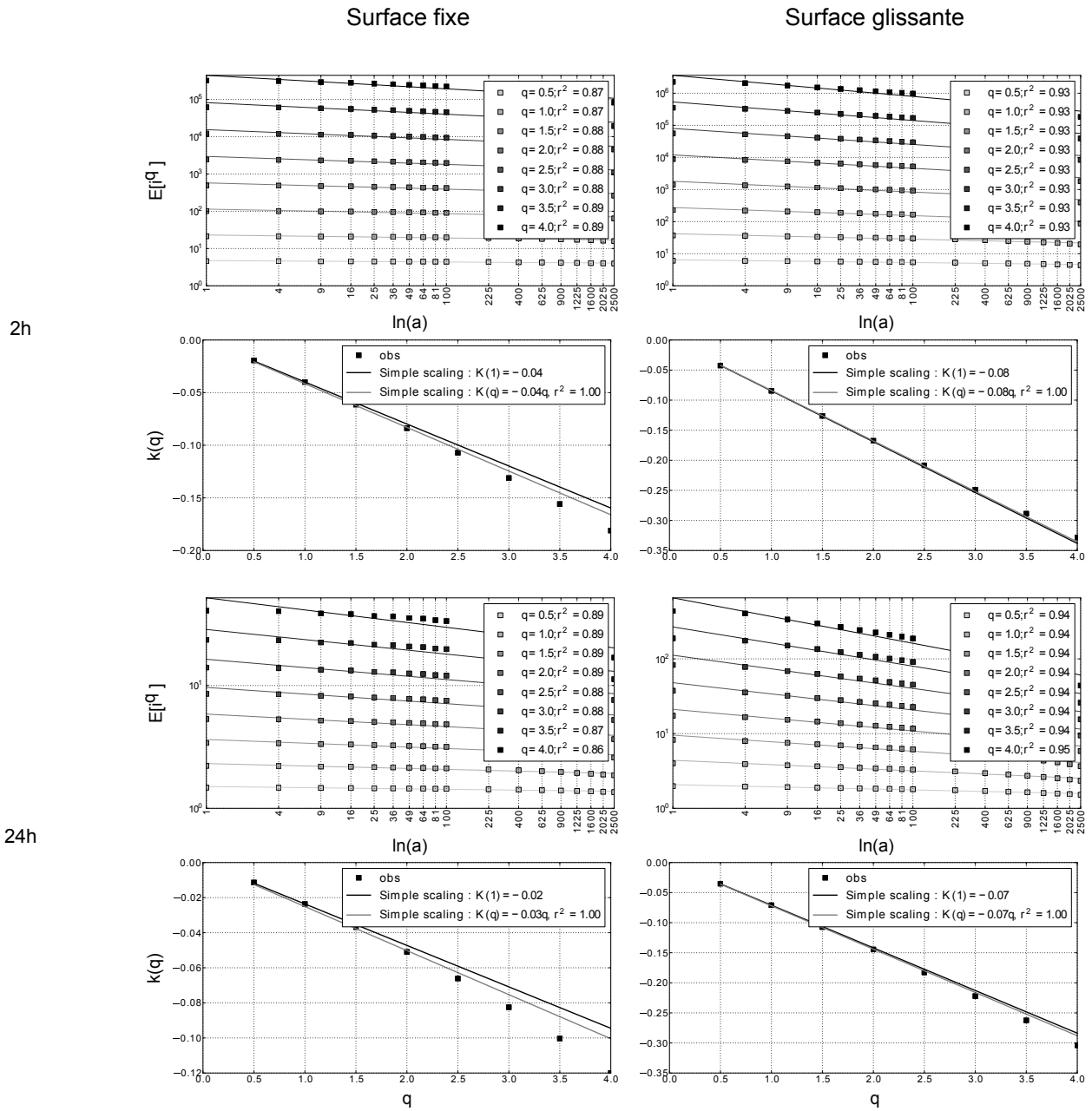


FIGURE IX.18 – Vérification de la relation de simple scaling spatiale pour deux résolutions temporelles : 1 (deux graphiques du haut) et 24 h (deux graphiques du haut) ; surface fixée à gauche, surface glissante à droite

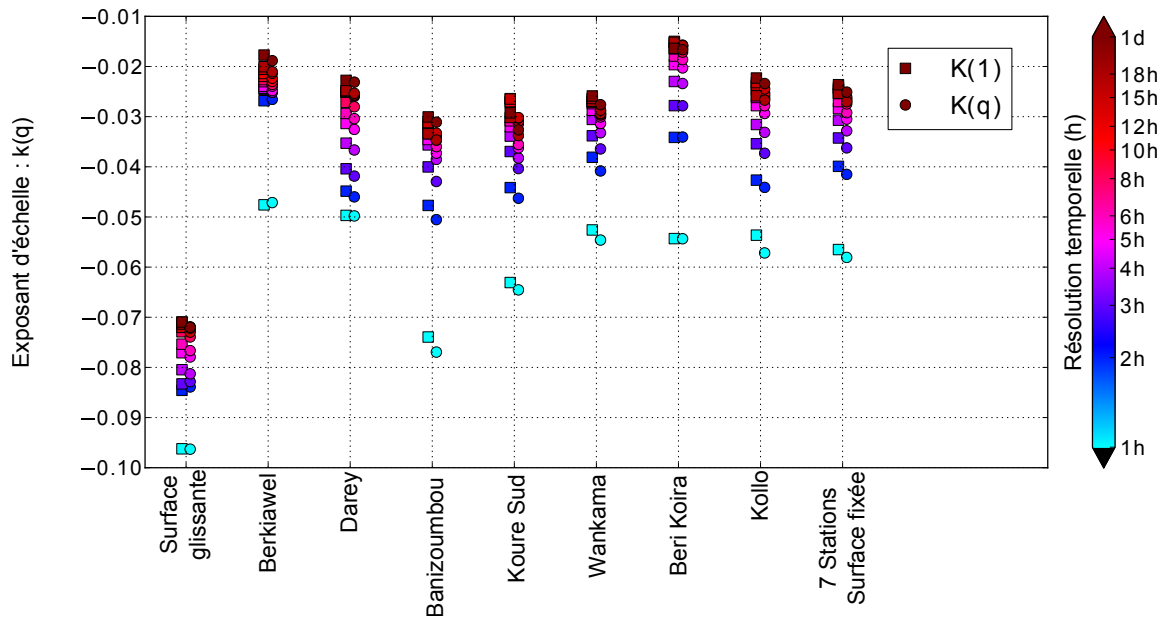


FIGURE IX.19 – Valeur obtenue pour l’ajustement de l’exposant d’échelle pour les relations d’échelle spatiales pour différentes résolutions temporelles pour les différents échantillons ajustés (“surface fixée” et “surface glissante”) et en prenant $\eta = k(1)$ et $\eta \sim k(q)$ obtenu par régression linéaire sur les quatre premiers moments.

4.3. Synthèse

L’analyse des relations statistiques entre les différentes échelles temporelles et spatiales montre que le cadre fractal simple scaling semble bien adapté. Ces constatations empiriques vont nous permettre de choisir un modèle théorique pour les courbes IDF et les coefficients d’abattement spatiaux.

5. Proposition de courbes IDAF

L’exploration empirique des relations entre les échelles a montré que le cadre simple scaling pouvait être un cadre pertinent pour proposer un premier modèle théorique de courbes IDAF pour la région de Niamey. Nous appliquerons donc un modèle de type simple scaling pour modéliser les relations d’échelle temporelles couplé à une loi GEV pour modéliser la distribution des intensités maximales annuelles. Les coefficients d’abattement seront aussi modélisés dans un cadre d’invariance d’échelle (simple scaling). On utilisera le concept d’exposant d’échelle dynamique proposé par DE MICHELE et al. [2001] qui permet de traiter la dimension spatiale et la dimension temporelle en une seule dimension spatio-temporelle.

5.1. Modèles implémentés

5.1.1. IDF

5.1.1.a. Formulation

L’exploration empirique montre qu’un cadre fractal simple est approprié pour décrire les relations d’échelles temporelle. Dans ce cadre un modèle GEV peut être formulé théoriquement de la façon

suivante [CERESSETTI, 2011] :

$$I(A = 0, D) \sim GEV \{ \mu(D), \sigma(D), \xi \} \quad (\text{IX.19})$$

Ce qui vient à dire que le paramètre de forme ξ est invariant avec la durée d'agrégation, tandis que les paramètres μ et σ dépendent de la durée D selon la relation suivante :

$$\begin{aligned} \mu(D) &= \mu_0 \times D^\eta \\ \sigma(D) &= \sigma_0 \times D^\eta \\ \xi &= cst \end{aligned} \quad (\text{IX.20})$$

5.1.1.b. Inférence

L'inférence des quatre paramètres μ_0 , σ_0 , ξ et η peut se faire de différentes façons, les deux principales étant :

- ajuster les quatre paramètres en 1 seule fois : cela peut se faire par la méthode proposée par KOUTSOYIANNIS et al. [1998] en minimisant les écarts entre les quantiles observés et théoriques ou en maximisant la vraisemblance du modèle ;
- estimer le paramètre η de la relation d'échelle (test de Kruskal-Wallis ou moments) puis ajuster le modèle GEV (μ_0 , σ_0 , ξ) sur les échantillons normalisés (c.f. ÉQUATION IX.8).

Parmi ces quatre possibilités, seul l'ajustement global minimisant l'écart entre les quantiles observés et théoriques n'a pas été testé. Les inférences provenant de ces différentes méthodes ne présentent pas de différences notables.

Par la suite, les résultats proposés seront obtenus en estimant η par régression linéaire entre q et $k(q)$ sur les quatre premiers moments q . L'ajustement des paramètres de la loi GEV a été réalisé avec la méthode des L-moments considérée comme plus robuste pour des petits échantillons [c.f. HOSKING & WALLIS, 1997].

5.1.2. ARF

5.1.2.a. Formulation

L'ARF utilisé par la suite sera celui proposé par DE MICHELE et al. [2001]. Dans le cadre de relations de type simple scaling à la fois entre les résolutions temporelles et spatiales, DE MICHELE et al. [2001] montre qu'il est possible d'utiliser un coefficient d'échelle dynamique z qui permet de mettre à l'échelle les échelles spatiales et temporelles en une seule dimension (D/A^z) plutôt que deux :

$$\begin{aligned} \left(\frac{A_0}{A} \right)^z &= \frac{D_0}{D} \\ \frac{D_0}{A_0^z} &= \frac{D}{A^z} \end{aligned} \quad (\text{IX.21})$$

Après des développements mathématiques, DE MICHELE et al. [2001] proposent la formulation suivante (ÉQUATION IX.22) :

$$\begin{aligned} ARF(A, D) &= \left[1 + \beta \left(\frac{A^z}{D} \right)^b \right]^{\eta/b} \\ &= \left[1 + \beta \left(\frac{A^a}{D^b} \right) \right]^{\eta/b} \end{aligned} \quad (\text{IX.22})$$

avec :

- $z = a/b$;
- η : l'exposant d'échelle obtenu pour décrire la relation d'échelle temporelle pour les surfaces ponctuelles (courbes IDF) ;
- β : un coefficient d'ajustement ¹.

5.1.2.b. Inférence

L'inférence utilisée ici pour ajuster les trois paramètres β , a et b du modèle ARF est de minimiser le RMSE² entre les ARF théoriques (ÉQUATION IX.22) et empiriques obtenus avec l'ÉQUATION IX.23 :

$$ARF_{emp}(A, D) = \frac{E[I(A, D)]}{E[I(A = 0, D)]} \quad (\text{IX.23})$$

Différentes inférences ont là aussi été testées mais ont eu des performances moindres lors de l'évaluation globale (c.f. SECTION 5.2) :

- en utilisant d'autres scores (erreur moyenne, biais,)
- en minimisant les différences entre la pluie moyenne spatiale empirique et théorique [méthode initiale proposée dans l'article de DE MICHELE et al., 2001].

5.1.3. IDAF

5.1.3.a. Formulation

Le modèle IDAF obtenu n'est finalement que la juxtaposition du modèle IDF et ARF :

$$I(A, D) \sim GEV \{ \mu(A, D), \sigma(A, D), \xi \} \quad (\text{IX.24})$$

Les paramètres μ et σ dépendent de la durée D et de la surface A selon la relation suivante

$$\begin{aligned} \mu(A, D) &= \mu_0 \times D^\eta \times \left[1 + \beta \left(\frac{A^a}{D^b} \right) \right]^{\eta/b} \\ \sigma(A, D) &= \sigma_0 \times D^\eta \times \left[1 + \beta \left(\frac{A^a}{D^b} \right) \right]^{\eta/b} \end{aligned} \quad (\text{IX.25})$$

1. dans le papier originale de DE MICHELE et al. [2001] ce paramètre est noté ω , nous utilisons ici β pour le différencier du coefficient ω utilisé dans l'ÉQUATION IX.3 par KOUTSOYIANNIS et al. [1998]

2. Root Mean Square Error : racine de l'erreur quadratique moyenne

5.1.3.b. Inférence

L'inférence du modèle IDAF se fait donc en trois fois comme décrit de façon indépendante dans les sections précédentes :

- i. optimisation de la relation d'échelle temporelle sur les échantillons ponctuels $i(A = 0, D)$ par régression linéaire entre q et $k(q)$: obtention de η ;
- ii. ajustement du modèle GEV sur les échantillons ponctuels normalisés $i(A = 0, D) \times D^n$ par la méthode des L-Moments : obtention de μ_0, σ_0, ξ ;
- iii. minimisation des différences au carré entre les ARF empiriques et théoriques : obtention de a, b et β .

D'autres méthodes d'ajustement des sept paramètres ont été implémentées et testées mais ne se sont pas avérées concluantes :

- en minimisant la statistique du test de Kruskal-Wallis pour obtenir η, a, b et β ;
- par maximisation de la vraisemblance du modèle en une fois : cette approche est la plus élégante, l'optimisation des sept paramètres n'a pas donné d'inférence satisfaisante, probablement pour des raisons numériques et de sous-contrainte de l'optimisation.

5.2. Évaluation

Pour évaluer au mieux les courbes IDAF obtenues, nous les évaluerons en trois temps : les modèles IDF et ARF seront d'abord évalués séparément puis les modèles IDAF "surface fixée" et "surface glissante" complets seront évalués globalement. Cette méthodologie permettra d'analyser quelles sont les points améliorables des modèles.

5.2.1. IDF

Le modèle IDF ajusté est comparé aux différents échantillons de durées différentes. Globalement les quantiles théoriques sont proches des quantiles empiriques (FIGURE IX.20). Les tests d'ajustements (TABLEAU IX.2) ne rejettent pas H_0 ¹ pour les échantillons surface glissante et dans moins de 4 % des cas au risque $\alpha = 10$ % pour les échantillons surface fixée.

1. H_0 : "les échantillons sont issus de la loi de distribution ajustée"

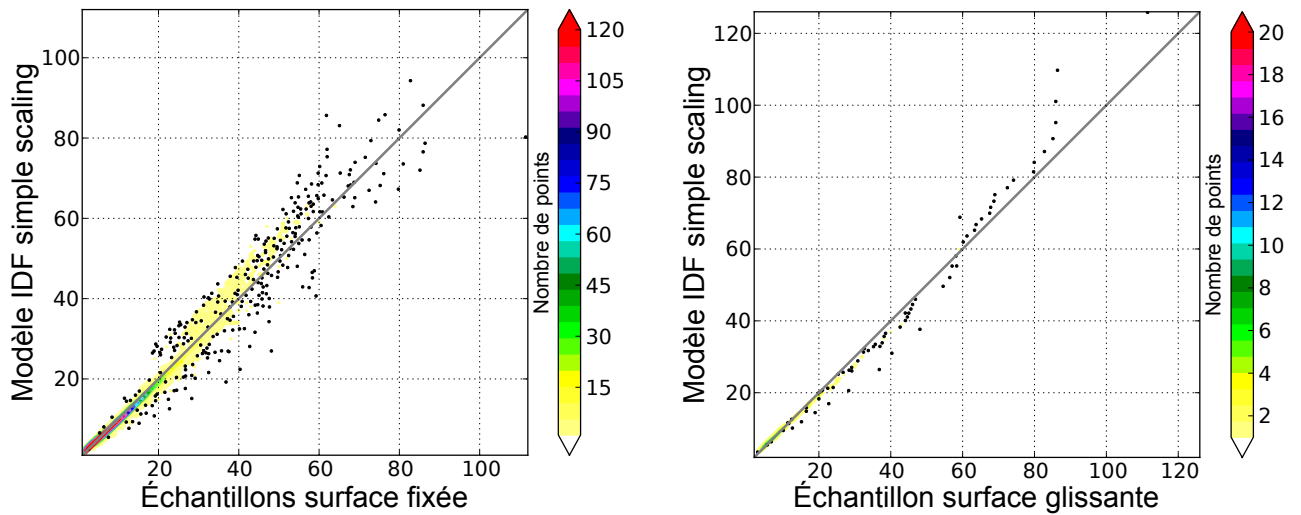


FIGURE IX.20 – QQ plot entre le modèle IDF théorique et les observations : (a) Échantillons surface fixée ; (b) Échantillon surface glissante

Tableau IX.2 – Test d’ajustement entre la distribution GEV issue du modèle IDF théorique et les observations : Nombre de rejets / Nombre total d’échantillons

Test	Anderson-Darling			Kolmogorov-Smirnov			
	Risque α	1 %	5 %	10 %	1 %	5 %	10 %
surface glissante		0/12	0/12	1/12	0/12	0/12	2/12
surface fixée		3/336	7/336	12/336	1/336	4/336	13/336

5.2.2. ARF

Les ARF empiriques et théoriques sont comparés à la FIGURE IX.21. Le modèle impose des iso-ARF selon la dimension spatio-temporelle D/A^z alors que pour les ARF empiriques cette relation ne semble pas valide sur toute la gamme d’échelle explorée.

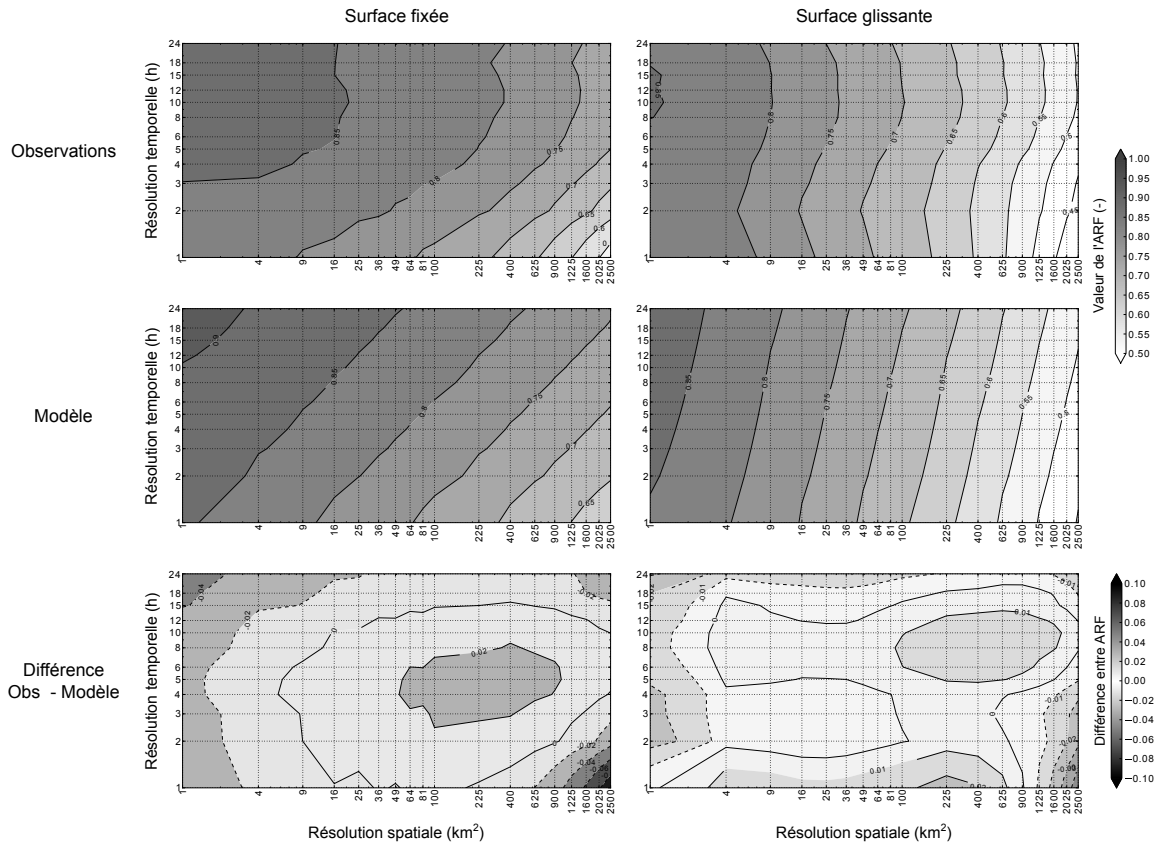


FIGURE IX.21 – ARF empiriques (graphiques du haut), théoriques (ligne du milieu) et différence entre les deux (en bas). Les graphiques de gauche sont issus des échantillons surface fixée, ceux de droite surface glissante.

La FIGURE IX.22 montre un QQ-plot entre les observations et le modèle ARF ajusté et montre que les ajustements réalisés sont relativement proches des observations. Cette constatation est confirmée par la FIGURE IX.23. Sur cette figure, on peut visualiser le comportement particulier de la résolution temporelle 1 h pour laquelle les ARF et les pluies moyennes spatiales empiriques sont nettement plus faibles que l'estimation théorique. L'autre constatation que l'on peut faire à partir de cette figure est la remarquable adaptation du modèle IDAF proposé pour estimer le comportement moyen des échantillons $i(A \neq 0, D)$.

La FIGURE IX.22 apporte deux autres informations concernant la comparaison entre les échantillons surface fixée et surface glissante :

- i. d'une part, les pluies moyennes spatiales sont nettement plus élevées pour l'échantillon surface glissante, ce qui n'est pas une surprise car il est constitué du maxima des maxima annuels des stations surface fixée ;
- ii. d'autre part, les ARF surface glissante ont des valeurs nettement plus faibles, ce qui a son importance, car cela signifie que l'on ne peut utiliser un ARF surface glissante pour estimer un ARF surface fixée et inversement.

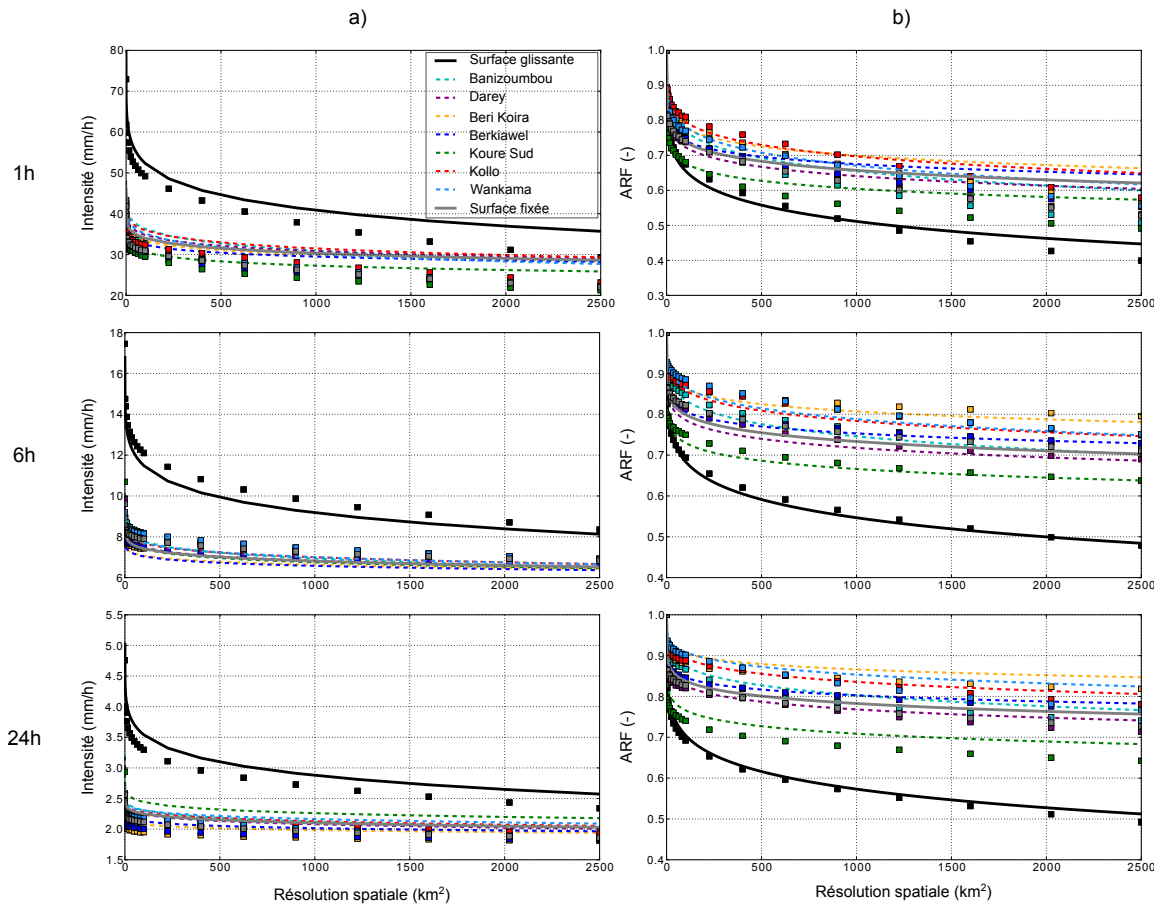


FIGURE IX.22 – Comparaison observations/modèle pour les différents échantillons surface fixée et surface glissante pour trois résolutions temporelles : (a) ARF et (b) pluie moyenne spatiale.

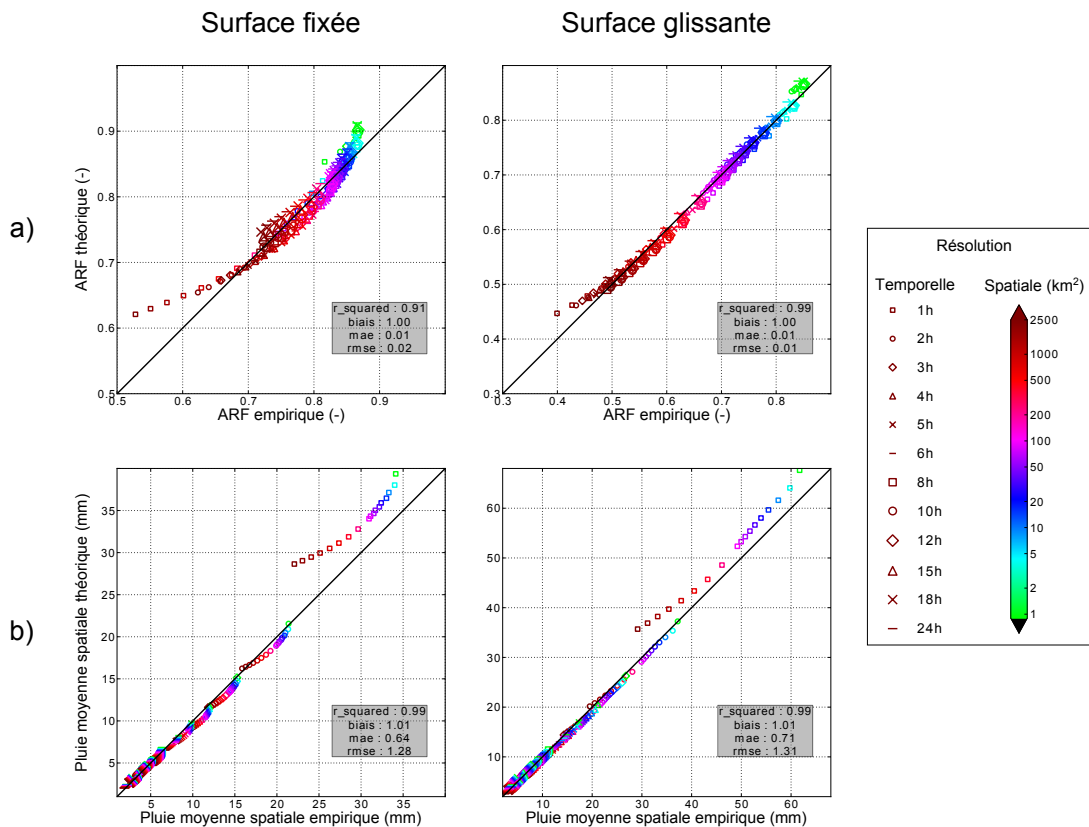


FIGURE IX.23 – QQ-plot : (a) ARF empirique (c.f. ÉQUATION IX.23) vs théorique; (b) pluie moyenne spatiale théorique et observée.

5.2.3. IDAF

La dernière évaluation de cette section concerne le modèle IDAF complet. La FIGURE IX.24 montre la comparaison entre les périodes de retour empiriques et celle estimées par le modèle IDAF complet pour trois échantillons (Berkiawel, Koure Sud et surface glissante). On remarque :

- la bonne estimation des quantiles empiriques pour la résolution ponctuelle (courbes noires), ce qui n'est finalement qu'une autre façon d'évaluer le modèle IDF (c.f. FIGURE IX.20) ;
- la sur-estimation du modèle pour la résolution 1 h aux stations Berkiawel et Koure Sud, comportement déjà observé à la FIGURE IX.23 ;
- la meilleure performance générale pour l'échantillon surface glissante.

Ces points sont confirmés par la FIGURE IX.25 qui cartographie la p-valeur du test de Kolmogorov-Smirnov pour les différentes résolutions spatiales et temporelles pour les sept échantillons surface fixée et l'échantillon surface glissante. Lorsque la p-valeur est supérieure à 0.1 l'ajustement ne peut être rejeté, lorsqu'elle est inférieure à 0.01 les données ne sont pas bien représentées par le modèle proposé. L'échantillon surface glissante est relativement bien ajusté par le modèle IDAF excepté pour les résolutions temporelles supérieures à 18 h. Pour les échantillons surface fixée les résultats sont contrastés, le modèle proposé s'ajuste très bien à certaines stations (Berkiawel, Kollo, Beri Koira, Banizoumbou) et très mal à Koure-Sud et à Darey pour une large gamme d'échelles temporelles ($2 h \leq D \leq 10 h$) et spatiales ($4 km^2 \leq A \leq 2500 km^2$). La durée 1 h est très souvent mal ajustée par le modèle proposé.

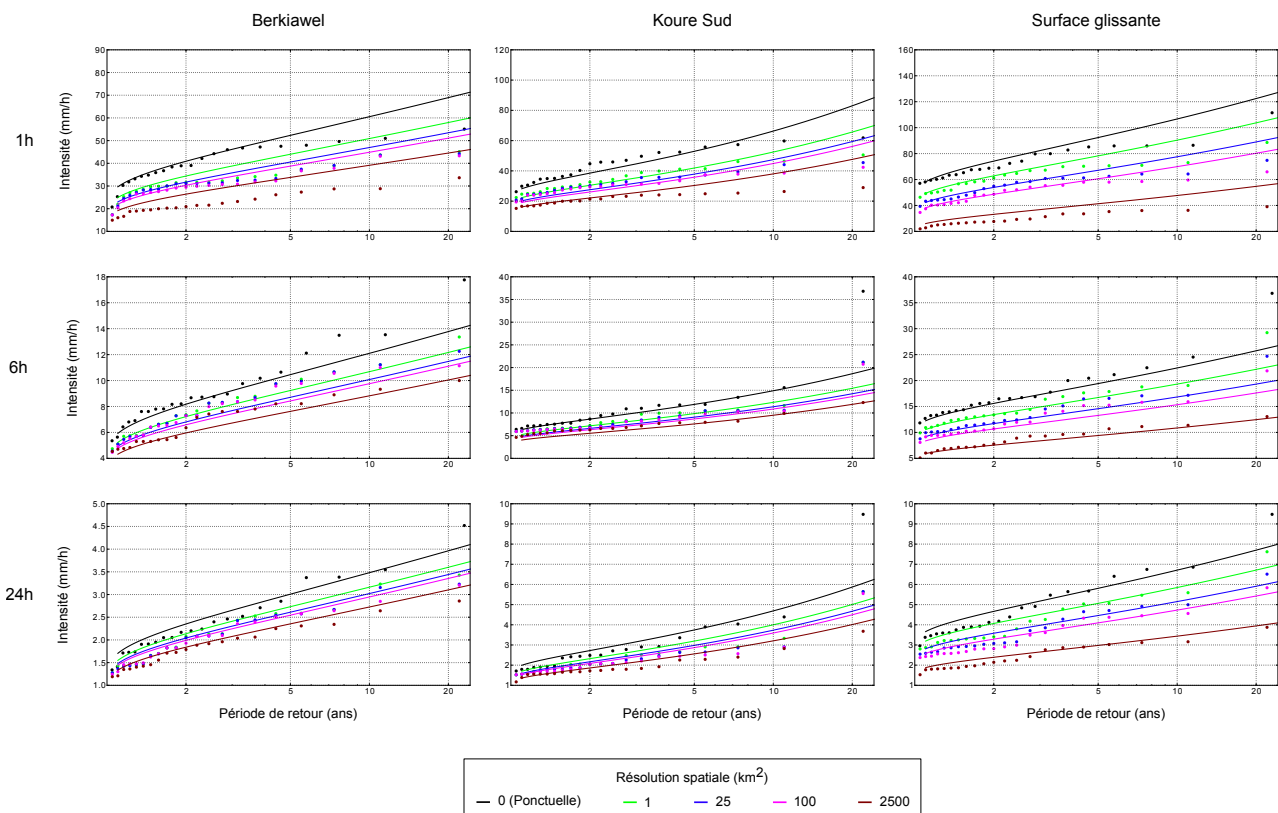


FIGURE IX.24 – Estimation de périodes de retour pour différentes résolutions temporelles : 1 h, 6 h et 24 h du haut en bas

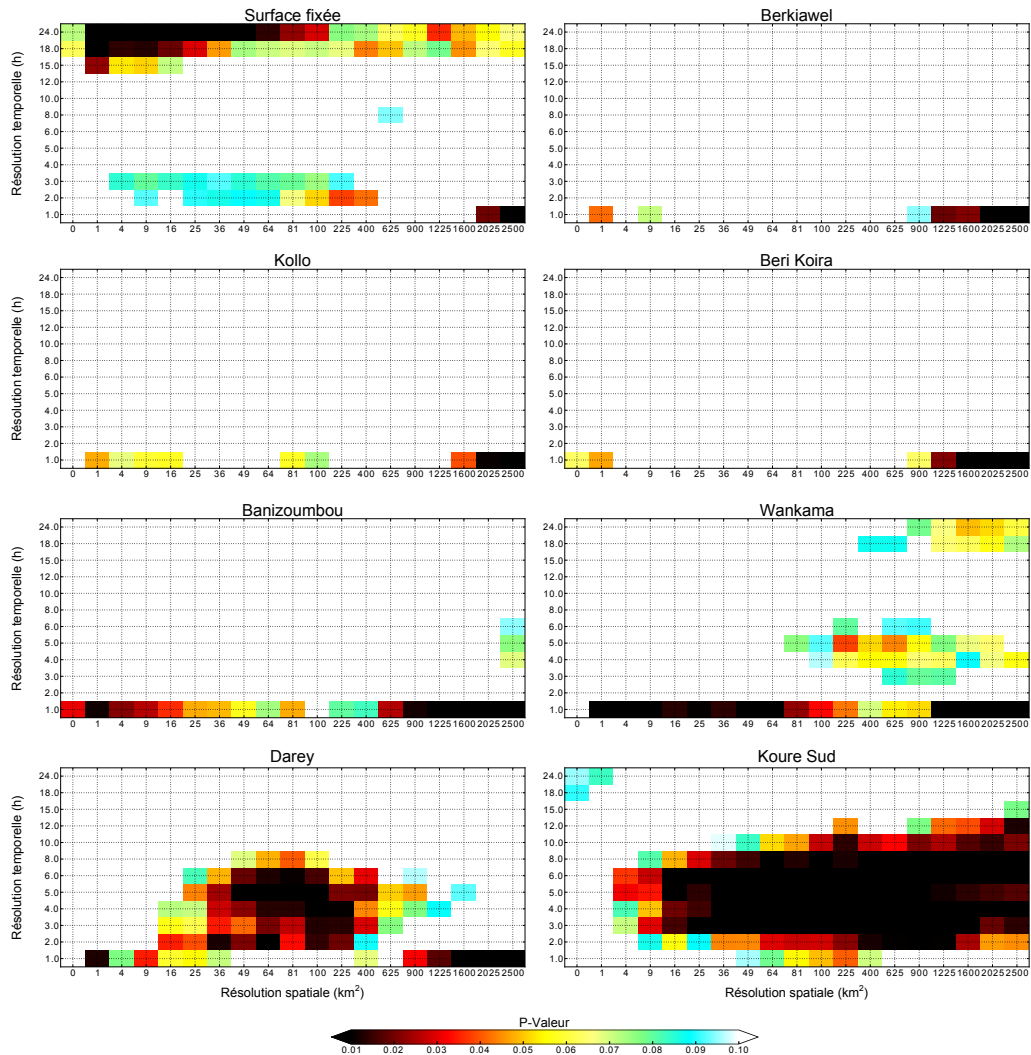


FIGURE IX.25 – P-valeur pour le test d’ajustement de Kolmogorov-Smirnov pour les différents échantillons surface fixée et l’échantillon surface glissante.

5.3. Bilan

Le modèle IDAF implémenté se décompose en deux : un modèle IDF basé sur un cadre fractal de type simple scaling et des coefficients d’abattement basés sur un coefficient d’échelle dynamique. Son évaluation montre des points positifs :

- le modèle IDF est parfaitement adapté à la description des relations d’échelle temporelle ;
- les coefficients d’abattement empiriques sont relativement bien estimés.

Néanmoins, cette étude montre des lacunes à combler concernant :

- les estimations de la résolution temporelle $1 h$: une piste d’amélioration concerne ici les données et l’utilisation des données haute fréquence pour pouvoir maximiser les intensités $1 h$, car il est fort probable que ce ne soit pas les modèles IDAF proposés qui sur-estiment les intensités empiriques mais les intensités empiriques qui soient trop faibles ;
- la définition des gammes d’échelle pour lesquelles le modèle ARF retenu semble adéquat ;
- la vérification de la non-dépendance entre la période de retour et la valeur des coefficients d’abattement : ce point est discuté dans la revue de littérature de SVENSSON & JONES [2010] il ne semble pas qu’il y ait de consensus sur la dépendance des ARF à la période de retour.

6. Synthèse

L'analyse empirique des relations d'échelle temporelles et spatiales a été réalisée dans le but de proposer des courbes IDAF en région Sahélienne. La gamme d'échelle temporelle explorée s'étend de 1 h à 24 h et spatialement de l'échelle ponctuelle à 2500 km².

Deux types d'échantillonnage ont été proposés afin de caractériser les distributions d'intensité maximales annuelles :

- le premier (surface fixée) consiste à analyser les intensités de pluie pouvant tomber sur une zone fixée (e.g. un bassin versant, une ville). Les intensités maximales annuelles en un point ou une aire fixe (au droit d'une station) sont alors sélectionnées. Ce type d'échantillonnage permet d'obtenir des courbes IDAF pouvant servir au dimensionnement d'ouvrage ;
- le second (surface glissante) sélectionne la pluie maximale annuelle et spatiale (dans la région d'étude). L'intérêt d'un tel type d'échantillonnage est de caractériser l'intensité des systèmes pluvieux.

Cette première analyse montre qu'un cadre fractal de type simple scaling convient parfaitement pour la description des courbes IDF ponctuelles. L'application d'un modèle fractal pour obtenir des coefficients d'abattement spatiaux montre, pour une première analyse, des performances globalement bonnes mais largement améliorables. Notamment, dans ce cadre d'invariance d'échelle simple, il semble important de définir la gamme d'échelle pour laquelle les coefficients d'abattement sont valables. Il serait probablement intéressant d'aller explorer d'autres formulations pour les coefficients d'abattement spatiaux.

CONCLUSIONS ET PERSPECTIVES

En Afrique de l'Ouest, et plus particulièrement au Sahel, les conditions sèches qui prédominent depuis la fin des années 1960 se sont accompagnées d'une augmentation significative des dommages dus aux inondations. Si des facteurs de vulnérabilité liés à la forte croissance démographique et à l'absence de gestion opérationnelle ont indéniablement accentué le risque lié à des crues exceptionnelles des grands fleuves ou à des ruissellements torrentiels en zones habitées, on doit aussi s'interroger sur le rôle joué par un possible renforcement des précipitations intenses. D'une manière générale, cette question d'une éventuelle évolution des précipitations extrêmes n'a été que peu étudiée jusqu'à ce jour dans les régions tropicales ; en ce qui concerne l'Afrique de l'Ouest il n'existait avant cette thèse aucune étude consistante sur le sujet depuis les travaux réalisés au milieu des années 1980 [MOUNIS & MANSONGI, 1978 ; OYEBANDE, 1982 ; PUECH & CHABI-GONNI, 1984 ; RODIER & RIBSTEIN, 1986 ; RODIER & RIBSTEIN, 1988]. Cette lacune faisait que trois questions essentielles étaient laissées sans réponse :

- i. Ces études étaient des études ponctuelles réalisées sur quelques stations, et il manquait une vision régionale prenant en compte la forte incertitude d'échantillonnage caractérisant les distributions de pluies extrêmes enregistrées en un point.
- ii. Dans un contexte marqué par une forte variabilité décennale (deux décennies humides 1950-1969 suivies de deux décennies sèches 1970-1989, puis d'un retour vers des conditions médianes), comment avait évolué en parallèle la fréquence et l'intensité des pluies susceptibles de provoquer des dommages aux populations et aux ouvrages ?
- iii. Alors même que les climatologues s'attendent à une intensification du cycle hydrologique global en lien avec le réchauffement climatique en cours, peut-on déjà détecter une telle tendance à l'échelle régionale, notamment pour la zone intertropicale où le régime des précipitations est déjà marqué par de fortes intensités ?

En réponse à ces questions qui renvoient, d'une part, à la nécessité d'améliorer nos connaissances dans le domaine du lien entre le cycle de l'eau et la dynamique du climat et, d'autre part, à des enjeux essentiels en termes d'impacts sur les populations, le présent travail de thèse s'était fixé trois objectifs principaux :

- i. Adapter ou développer des approches statistiques pertinentes pour construire une vision régionale intégrée de l'organisation spatiale des précipitations extrêmes, prenant en compte les grands traits de la climatologie de la région ; la ligne directrice originale dans ce domaine a été de ne pas traiter chaque série stationnelle comme la réalisation indépendante d'une variable aléatoire, mais de faire piloter l'interpolation spatiale par la climatologie à travers l'utilisation d'une covariable appropriée.
- ii. Rechercher de possibles manifestations d'une intensification du cycle hydrologique au cours de la décennie écoulée et, plus largement, étudier les modifications éventuelles du régime des pluies extrêmes associées à la variabilité décennale des cumuls pluviométriques annuels dans cette région.
- iii. Mieux caractériser l'aléa pluviométrique dans la région, et ce à deux niveaux :
 - En produisant des cartes de paramètres des distributions de valeurs extrêmes, en sous-produit direct des développements méthodologiques réalisés dans le cadre du point i. ci-dessus ;

- en modélisant l'abatement statistique des extrêmes pluviométriques en fonction des résolutions spatiales et temporelles considérées, une approche de mise à l'échelle étant utilisée pour cela.

Au plan méthodologique, la démarche est originale sur deux points :

- pour ce qui concerne les données ayant servi à l'étude, on a réussi à actualiser et homogénéiser jusqu'en 2010 des séries pluviométriques journalières permettant de couvrir de manière relativement homogène le Sahel Central; parallèlement on a utilisé les données haute résolution de l'observatoire AMMA-CATCH Niger et la complémentarité - en résolution spatiale, en résolution temporelle, en superficie couverte et en durée disponible - entre ces deux sources de données s'est révélée particulièrement intéressante pour une étude de ce type;
- on a utilisé un cadre statistique classique, celui de la théorie des valeurs extrêmes, que l'on a enrichi par l'utilisation de covariables afin de prendre en compte les non-stationnarités spatiales et temporelles; et l'on a aussi eu recours au cadre théorique des fractales pour modéliser les passages d'échelle dans le domaine fréquentiel.

En ce qui concerne les résultats obtenus dans le domaine du climat et de l'hydrologie, deux contributions principales sont à retenir :

- la confirmation que la sécheresse de la fin du XX^e siècle a été avant tout associée à une raréfaction des précipitations, leur intensité demeurant relativement inchangée; du point de vue des précipitations extrêmes ceci a signifié une baisse du risque de fortes pluies;
- la mise en évidence d'une césure au tournant du siècle, l'intensification des précipitations compensant un déficit persistant d'occurrence pour permettre un retour vers une meilleure pluviométrie annuelle, associée cependant à des extrêmes plus marqués et donc porteurs de risque hydrologique.

Enfin, pour ce qui est de la caractérisation de l'aléa pluviométrique :

- grâce à l'approche régionale basée sur l'utilisation d'une covariable spatiale, on réduit fortement l'incertitude d'estimation de la période de retour des pluies extrêmes enregistrées en certaines stations au cours de la période étudiée, comme par exemple à Ouagadougou en 2009;
- Une représentation de type simple scaling permet de décrire de manière très satisfaisante les relations d'échelle spatiale et temporelle dans le domaine fréquentiel sur la gamme des pas de temps allant de 1 à 24 heures; ceci permet d'utiliser les séries pluviométriques journalières pour estimer les périodes de retour pour des cumuls de pluie aux pas de temps inférieurs.

Tous ces résultats sont présentés plus en détail dans la prochaine section. Ils suscitent un certain nombre de questions méthodologiques et climatologiques qui seront discutées dans la SECTION 2, conduisant à identifier des axes recherches pour les années à venir.

1. Résultats principaux

1.1. Résultats méthodologiques

La relativement faible longueur des séries à notre disposition et la faible densité des réseaux journaliers couplées à la très forte variabilité des séries d'extrêmes rendent toute inférence statistique fortement tributaire des effets d'échantillonnage. Pour minimiser ces effets, on a proposé des modèles basés sur les distributions GEV régionales incorporant des covariables spatiales. Les performances de ces modèles ont été comparées à celles de modèles GEV à paramètres constants interpolés spatialement. Les résultats montrent que les modèles régionaux se comportent mieux pour estimer les distributions aux stations, ainsi qu'en des points non observés (CHAPITRE VI) .

Les modèles régionaux ont été utilisés pour développer des méthodes originales de détection de tendances linéaires et de ruptures dans les séries d'extrêmes. Ces méthodes ont montré une bonne capacité à documenter les tendances des pluies extrêmes à l'échelle régionale, là où les approches ponctuelles basées sur les tests statistiques se montrent peu robustes car très sensibles aux effets d'échantillonnage locaux (CHAPITRE VII).

Ce travail a donc montré l'intérêt d'utiliser des modèles statistiques régionaux par rapport à des approches ponctuelles plus classiques pour réduire les effets d'échantillonnage et étudier ainsi de façon plus robuste les non stationnarités spatiales et temporelle dans les séries d'extrêmes.

1.2. Résultats climatologiques et hydro-météorologiques

Sur la base des avancées méthodologiques résumées ci-dessus, les modèles régionaux développés durant ce travail et les analyses concernant la structure de pluies extrêmes ont permis une meilleure caractérisation de la climatologie des précipitations extrêmes en Afrique de l'Ouest et débouchent sur trois résultats principaux.

1.2.1. Répartition spatiale des caractéristiques des extrêmes pluviométriques

La période 1950-1990 dispose d'un réseau dense dans l'espace et dans le temps. Le régime pluviométrique de cette période a été essentiellement piloté par le nombre de d'événements pluvieux (MCS) tant au niveau de la stationnarité temporelle que spatiale. Dans ce contexte, l'organisation spatiale des extrêmes a aussi été pilotée par la fréquence d'occurrence des MCS. En conséquence, et logiquement, l'application des différents modèles d'extrêmes GEV sur les précipitations journalières maximales annuelles montre que la répartition spatiale et régionale de l'aléa pluviométrique suit le gradient latitudinal de la mousson : à 10°N la pluie centennale se situe autour de 160 *mm* et pour 15°N elle vaut ≈ 120 *mm*. Plus précisément, on a montré que le cumul inter-annuel moyen est plus informatif que la simple latitude comme covariable pour spatialiser les paramètres des modèles GEV régionaux.

1.2.2. Évolution de l'aléa et du régime pluviométrique au cours des soixante dernières années

L'étude de l'évolution des extrêmes pluviométriques et des fortes pluies a été réalisée dans le Sahel central pour la période 1950-2010. Les résultats de l'application de modèles GEV et POT sur respectivement des séries de pluies journalières maximales, d'une part, et des séries de pluie dépassant un seuil, d'autre part, ainsi qu'une analyse du régime pluviométrique moyen font apparaître trois périodes distinctes :

- La période 1950-69 est connue pour être une période "anormalement" humide, caractérisée par des cumuls annuels significativement plus élevés que le reste de la période d'étude. Les valeurs maximales annuelles sont également significativement plus élevées durant cette période. Ce comportement est principalement lié à une anomalie fortement positive de l'occurrence d'événements pluvieux pour une intensité moyenne journalière proche de la moyenne de la période. Défini au sens de GIORGI et al. [2011] l'intensité hydro-climatique (intensité moyenne des séquences pluvieuses \times durée moyenne des séquences sèches) de ces 20 années est relativement faible par rapport au reste de la période.
- La période 1970-1990 est caractérisée par une baisse générale et brutale de la pluviométrie. Nos résultats ont confirmé les travaux de LE BARBÉ et al. [2002] montrant que la forte baisse des cumuls annuels s'explique principalement par une baisse du nombre de jours pluvieux. Les pluies maximales annuelles ont également accusé une baisse liée à la diminution marquée de l'occurrence; une diminution des intensités a aussi été observée. Cette période se caractérise ainsi par une intensité hydro-climatique importante causée par de très longues séquences sèches légèrement compensée par des intensités moindres.
- Les deux dernières décennies sont caractérisées par une reprise relative des précipitations mais le cumul moyen - qui a retrouvé des valeurs autour de la moyenne 1950-2010 - reste inférieur à celui de la période humide 1950-69, et les cumuls de pluie sont caractérisés par une très forte variabilité inter-annuelle. Les précipitations extrêmes ont retrouvé des valeurs semblables (voir supérieures) à celles observées pendant les années humides mais avec un nombre de jours pluvieux faible. Cette dernière période a donc une intensité hydro-climatique du même ordre de grandeur que la période sèche mais en raison de facteurs opposés : hausse de l'intensité des jours pluvieux compensée par une baisse de la durée des séquences sèches. Pour cette dernière période il faut noter que la forte part du cumul annuel apportée par les événements les plus forts n'a jamais été observée auparavant (21 % alors qu'elle était de 19 % et 17 % pendant les périodes humides et sèches).

1.2.3. Analyse et caractérisation des relations d'échelle des événements pluvieux extrêmes

L'analyse de la structure statistique des pluies extrêmes a été réalisée pour la région de Niamey à partir du réseau haute résolution de l'observatoire AMMA-CATCH Niger. Les premiers résultats montrent une invariance d'échelle simple (simple scaling) pour différentes résolutions temporelles pour des résolutions spatiales fixes. Ceci permet de proposer un cadre rigoureux statistiquement et physiquement pour construire des courbes Intensité-Durée-Fréquence (IDF) à différentes durées d'agrégation pour la région couverte par cet observatoire. La modélisation des coefficients d'abatte-

ment spatiaux montre que le cadre de l'invariance d'échelle simple ne semble bien approprié que pour des gammes d'échelle relativement restreintes.

Nous soulignerons également ici que les abattements spatiaux (ARF) sont très sensibles à la définition du mode d'échantillonnage des valeurs extrêmes selon que l'on utilise des surfaces fixes centrées autour d'un point (surface fixée) ou que l'on cherche le maximum spatial pour chacune des résolutions spatiales (surface glissante). Ce point rarement souligné dans la littérature mérite certainement d'être approfondi en fonction du type d'applications attendues dans l'utilisation des courbes Intensité-Durée-Surface-Fréquence (IDAF).

1.3. Outils opérationnels

Nous noterons que les développements méthodologiques réalisés dans notre travail peuvent servir directement dans un cadre opérationnel d'ingénierie hydrologique (dimensionnement, étude de l'aléa, gestion du risque, etc.) :

- i. Cartes d'aléa : les modèles régionaux développés produisent des cartes régionales d'aléa qui filtrent la variabilité d'échantillonnage locale, ce qui est très intéressant pour obtenir des estimations robustes des niveaux de retour des fortes pluies en des points observés et non-observés ;
- ii. Courbes IDF : l'application d'un cadre rigoureux et qui s'ajuste bien aux observations pour la région de Niamey permet d'obtenir des estimations de quantiles élevés pour des résolutions de 1 h à 24 h.

Les courbes IDAF provenant du couplage entre les IDF et les ARF ne semblent pas encore adaptées à une utilisation opérationnelle et nécessitent quelques améliorations sur la formulation des ARF.

2. Questions en suspens et perspectives à court terme

Les questions posées suite à ce travail sont de deux ordres. Les premières ont trait aux méthodes utilisées pour mieux modéliser la distribution spatiale des valeurs extrêmes et actualiser des études qui remontent à bientôt 30 ans. Les secondes concernent les inférences climatologiques et hydrologiques qui ont pu être tirées de l'application de ces méthodes, inférences qui demandent à être consolidées sur plusieurs points.

Avant de décliner ces différentes questions, il faut souligner une contradiction inhérente à toute recherche tournant autour de la question des extrêmes dans un contexte de transition climatique. On s'attache en effet à réaliser des inférences statistiques sur des événements rares, dont la période de retour va typiquement de la centaine au millier d'années, voire plus. Dans le même temps, on étudie si la transition climatique n'impacte pas la distribution des valeurs extrêmes et on a montré qu'effectivement cette dernière n'avait pas été stationnaire au cours des 60 dernières années. Dans ces conditions il n'y aurait pas beaucoup de sens à chercher à estimer des quantiles pour des périodes de retour dépassant la centaine d'années ; on doit plutôt considérer que les distributions de valeurs extrêmes calées sur une certaine période fournissent une image du régime des extrêmes sur la période en question, rien de plus.

2.1. Perspectives d'améliorations méthodologiques

2.1.1. Amélioration des modèles GEV régionaux

Les modèles GEV régionaux basés sur des covariables spatiales et temporelles peuvent être améliorés à la fois dans leur dimension spatiale et dans leur dimension temporelle :

- i. en prenant en compte les dépendances spatiales entre les valeurs de maxima journaliers annuels, l'implémentation des modèles de type max-stables [e.g. PADOAN et al., 2010; BLANCHET & DAVISON, 2011] étant une piste pertinente pour ce faire ;
- ii. en formulant la dépendance temporelle de façon plus flexible en fonction du temps pour l'étude sur la période 1950-2010 (e.g. spline ou double rupture plutôt qu'une fonction linéaire ou une rupture simple).

2.1.2. Amélioration des coefficients d'abattement et des courbes IDAF

L'amélioration des courbes IDAF proposées pour la région de Niamey passera par une amélioration des coefficients ARF. Les principales pistes d'amélioration sont :

- l'essai d'autres formulations d'ARF que celle utilisée dans ce travail [formulation de DE MICHELE et al., 2001]
- la définition des échelles pour lesquelles les hypothèses de simple scaling sont valides.

2.1.3. Stationnarité du paramètre de forme de la loi GEV

Dans tout notre travail, la non-stationnarité climatique a été entièrement explorée et représentée à travers la fluctuation des paramètres de localisation de la loi GEV et d'échelle de la loi GPD, présupposant l'invariance du paramètre de forme.

Cette hypothèse d'invariance du paramètre de forme semble bien justifiée pour la modélisation spatiale (ce sont les mêmes systèmes convectifs qui produisent la pluie sur toute la région et il n'y a pas d'effet orographique qui pourrait provoquer une plus forte occurrence de pluies intenses à certains pas de temps sur certains sous-régions) et pour la modélisation de la non-stationnarité temporelle entre 1950 et 2000, liée essentiellement à une fluctuation de l'occurrence de la pluie.

Par contre, compte tenu du changement de régime pluviométrique des années récentes - l'intensité semblant devenir un facteur important dans la fluctuation du régime pluviométrique - on doit se demander si le paramètre de forme n'en est pas affecté. Strictement parlant il devrait l'être, mais la question est de savoir si on a les moyens de quantifier d'éventuelles modifications de ce paramètre, sachant que c'est celui qui a la plus forte dispersion d'échantillonnage. Le problème est d'autant plus compliqué que toute la zone ne semble pas affectée de la même façon par la récente hausse des intensités, ce qui impacte en retour l'hypothèse de stationnarité spatiale du paramètre de forme. Des recherches spécifiques autour de l'estimation de ce paramètre de forme et de l'implication qu'il y a à le considérer constant ou non selon la robustesse de cette estimation sont donc nécessaires.

Il n'est pas évident que les modèles régionaux proposés pour la période 1950-1990 soient toujours valables pour la période récente.

2.2. Inférences climatiques et hydrologiques

2.2.1. Intensification du régime pluviométrique : changement climatique ou variabilité naturelle ?

La récente augmentation de l'intensité hydro-climatique dans la région soulève la question de l'impact du changement climatique sur cette récente évolution sachant que tous les signes attendus de l'intensification du cycle de l'eau sont observés :

- augmentation des intensités les plus fortes et séquences sèches plus longues ;
- hausse de la variabilité ;
- augmentation des contrastes, les régions sèches devenant plus sèches et les régions humides plus humides

Néanmoins, ce travail ne permet pas d'attribuer ces observations à de la variabilité naturelle ou aux signes précurseurs d'un changement plus durable provoqué par le réchauffement climatique. La réponse à cette question se trouve dans la compréhension des mécanismes (atmosphériques, de surfaces et océaniques) qui ont modulé le fonctionnement de la Mousson Ouest Africaine et qui ont généré une intensité hydro-climatique plus forte :

- si ces mécanismes sont liés à des phénomènes oscillatoires (e.g. El-Nino) alors on parlera plutôt de variabilité naturelle ;
- si, par contre, ils sont liés à des processus pouvant être amplifiés par le réchauffement climatique alors on pourra attribuer cette modification au changement climatique.

2.2.2. Quel est l'impact de l'évolution de l'aléa pluviométrique sur l'aléa hydrologique ?

Il s'agit là d'une question essentielle qui a été une motivation majeure pour entreprendre ce travail de thèse. Au départ, il pouvait paraître évident que (i) l'augmentation de la vulnérabilité des populations était la cause principale de la hausse du risque inondation et que (ii) la hausse récente de l'aléa hydrologique observée dans la région Sahélienne provenait directement de la hausse des coefficients de ruissellement provoquée par la modification des états de surfaces. C'est deux points ne sont pas contestables, et ils ont évidemment participé à l'augmentation du risque inondation dans la région. Cependant, ce travail montre qu'un troisième facteur a pu jouer dans la période récente qui est l'augmentation des pluies extrêmes. Il serait dès lors intéressant d'essayer de quantifier la part de chacun des trois facteurs dans l'augmentation du risque inondation.

Un premier travail qui pourrait être réalisé serait de ne considérer que l'aléa hydrologique (fréquence et intensité des crues) et de quantifier la part respective de la hausse du ruissellement et de la hausse des pluies extrêmes. Cela pourrait se faire grâce à des méthodes couplant la modélisation hydrologique à de la simulation stochastique des événements pluvieux. Cette méthode, employée en France pour l'évaluation de la fréquence des crues [méthode SHYPRE, c.f. ARNAUD & LAVABRE, 1999; ARNAUD & LAVABRE, 2002] permettrait d'évaluer l'impact d'une augmentation de la fréquence des fortes pluies (changement des paramètres de la simulation stochastique) et des conditions de surface (paramètres du modèle hydrologique). Le travail à fournir pour ce faire est néanmoins considérable et nécessite des conditions difficiles à remplir :

- des données de validation pour valider la modélisation hydrologique et l'estimation des distributions des débits de crues par la méthode complète ;
- des fonctions de transfert entre les états de surfaces et les paramètres hydrologiques afin de comparer des simulations ayant des paramètres hydrologiques différents avec les mêmes paramètres pour le simulateur stochastique et inversement ;
- un simulateur d'événements pluvieux puissant, capable de simuler à la fois l'intermittence et l'intensité des événements pluvieux (y compris les plus forts).

2.2.3. Extension géographique et temporelle

Une perspective intéressante de ce travail serait de comparer les courbes IDF et les coefficients d'abattement que l'on observe sur les deux autres réseaux AMMA-CATCH. En particulier, il serait intéressant de savoir si les plus fortes pluies maximales journalières observées en zone Soudanienne sont dues à des intensités infra-journalières plus fortes (ce qui se verrait dans les paramètres de la distribution normalisée) ou des durées plus longues (dans ce cas l'exposant d'échelle serait moins négatif). Par ailleurs une comparaison des ARF donnerait une idée des différences d'extension des systèmes fortement pluviogènes.

Par ailleurs, une des applications directes que l'on peut proposer à ce travail est le retour d'expérience sur des événements marquants afin d'évaluer leur période de retour. On pense par exemple à l'événement du 1er septembre à Ouagadougou (263 mm en 10 h) ou à l'événement de Dakar du 26 août 2012 (157 mm en 2 h).

2.2.4. Caractérisation fine des systèmes pluvieux les plus forts

Grâce aux modèles IDAF proposés dans cette étude, il est possible de sélectionner un échantillon d'événements forts pour différentes résolutions spatio-temporelles. À partir de cet échantillon, il serait alors intéressant d'étudier les questions suivantes :

- il y-a-t-il une saisonnalité différente en fonction de la résolution spatio-temporelle ? c.a.d est-ce que les pluies les plus fortes pour les faibles résolutions se produisent à des périodes différentes que les pluies aux fortes résolutions ?
- quelle est la gamme d'échelles spatio-temporelles où un événement extrême reste extrême ? pour répondre à cette question, le diagramme de sévérité [RAMOS et al., 2005] est un excellent outil ;
- quelle est la relation entre la durée, l'extension et le cumul des événements les plus forts ? on pourra pour répondre à cette question s'inspirer des méthodes proposées par GARGOURI-ELLOUZE & CHEBCHOUB [2008].

Au-delà, ou plutôt en deçà, de ces importantes questions de recherche, un retour vers la question des données s'impose en conclusion finale. D'une part, on a travaillé ici exclusivement avec des données de pluviomètres et pluviographes, car ce sont les seuls appareils de mesure à nous fournir des données homogènes et directes sur une durée suffisante pour à la fois ajuster des distributions de valeurs extrêmes et en étudier les non stationnarités. Il est néanmoins souhaitable d'explorer le potentiel d'autres sources données pour venir compléter nos résultats, et ce dans deux directions :

- avec des données radars - grâce à leur excellente résolution spatiale et temporelle - on pourrait espérer estimer des courbes IDAF en d'autres lieux que la région de Niamey, mais encore faudrait-il pour cela trouver des séries suffisamment longues et de bonne qualité dans la région ;

- les données satellites, de leur côté, sont caractérisées par une couverture spatiale et un accès libre qui pourraient permettre d'étendre les résultats de ce travail sur la période récente et l'ensemble de la région concernée, avec toutefois des difficultés liées à l'imprécision des estimations de précipitations produites par les algorithmes satellitaires.

On voit par là que nous n'en avons pas fini avec les données fournis par des pluviomètres. La base de données pluviométriques journalières construite pendant la période 1950-1990 (BADOPLU) contient une quantité de données très importante et est une source d'informations d'une richesse inestimable, qui a permis à de nombreux auteurs d'analyser la climatologie de la région (ce sont ces données, par exemple, qui ont permis de mettre en évidence pour la première fois le saut de mousson ou de quantifier la non homogénéité spatiale du régime pluviométrique sahélien).

L'actualisation de cette base de données nous a permis de disposer pour cette thèse d'une quarantaine de stations pour étudier la période 1950-2010, permettant de mettre en évidence une possible intensification du régime pluviométrique en région Sahélienne. Néanmoins, une extension à l'ensemble de la région avec une densité de réseau plus importante permettraient de confirmer ce résultat et de mieux caractériser les contrastes spatiaux. À une époque où l'évolution du climat de notre planète est sous haute surveillance, et ce à l'aide des outils les plus sophistiqués, il est tout à fait anachronique et contre-productif que les données météorologiques de base telles que les mesures directes de pluie et de température soient toujours aussi difficiles à accéder. Les premières victimes de cette situation sont les décideurs des pays concernés et donc, au-delà, les populations, alors qu'elles contribuent au financement des réseaux gérés par les services météorologiques nationaux. Le concours de ces services météorologiques est donc essentiel pour prolonger les recherches et améliorer les résultats présentés dans ce mémoire.

Les perspectives de ce manuscrit représentent indéniablement une quantité de travail plus importante que le travail qui a permis d'arriver aux conclusions de ce manuscrit. Plutôt que d'abandonner le lecteur sur cette dernière phrase, nous préférons le laisser méditer sur la citation suivante :

“ Je crois que le savoir scientifique a des propriétés fractales, quelle que soit l'étendue de nos connaissances, ce qui en reste, aussi petit que cela paraisse, est aussi infiniment complexe que la totalité l'était au début. Voilà, je crois le secret de l'Univers. ”

Moi, Asimov [ASIMOV, 1986]

Références Bibliographiques

- ADLER, R. F & NEGRI, A. J [1988]. “A satellite infrared technique to estimate tropical convective and stratiform rainfall”. *Journal Of Applied Meteorology*. Vol. 27, p. 30–51.
- ADLER, R. F, NEGRI, A. J, KEEHN, P. R & HAKKARINEN, I. M [1993]. “Estimation of Monthly Rainfall over Japan and Surrounding Waters from a Combination of Low-Orbit Microwave and Geosynchronous IR Data”. *Journal Of Applied Meteorology*. Vol. 32, p. 335–356.
- AGUILAR, E., BARRY, A.A., BRUNET, M., EKANG, L., FERNANDES, A., MASSOUKINA, M., MBAH, J., MHANDA, A., NASCIMENTO, DJ do, PETERSON, TC et al. [2009]. “Changes in temperature and precipitation extremes in western central Africa, Guinea Conakry, and Zimbabwe, 1955–2006”. *Journal of Geophysical Research*. Vol. 114. no. D2, p. D02115.
- AKAIKE, H. [1973]. “Information theory and an extension of the maximum likelihood principle”. Second international symposium on information theory. Budapest : Academiai Kiado. : B. N. Petrov & F. Csaki, p. 267–281.
- AKAN, A.O. & HOUGHTALEN, R.J. [2003]. “Urban hydrology, hydraulics and stormwater quality”. Wiley Hoboken, NJ.
- ALBERGEL, J. [1987]. “Sécheresse, désertification et ressources en eau de surface. Application aux petits bassins du Burkina Faso”. *The influence of climate change and climatic variability on the hydrologic regime and water resources*. Vol. 168, 355–365.
- ALDUCHOV, O.A. & ESKRIDGE, R.E. [1996]. “Improved Magnus Form Approximation of Saturation Vapor Pressure”. *Journal of Applied Meteorology*. Vol. 35. no. 4, p. 601–609.
- ALEXANDER, L. V., ZHANG, X., PETERSON, T. C., CAESAR, J., GLEASON, B., HAYLOCK, M., COLLINS, D., TREWIN, B., RAHIMZADEH, F., TAGIPOUR, A. et al. [2006]. “Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation”. *Journal of Geophysical Research*. Vol. 111. no. D05109.
- ALI, A. [2004]. “Modélisation de l’invariance d’échelle des champs de pluie sahéliens Application aux algorithmes d’estimation et aux études de variabilité climatique”. Thèse de doct. INPG.
- ALI, A. & LEBEL, T. [2009]. “The Sahelian standardized rainfall index revisited”. *International Journal of Climatology*. Vol. 29. no. 12, p. 1705–1714.
- ALI, A., LEBEL, T. & AMANI, A. [2003]. “Invariance in the Spatial Structure of Sahelian Rain Fields at Climatological Scales”. *Journal Of Hydrometeorology*. Vol. 4, p. 996–1011.
- ALI, A., AMANI, A., LEBEL, T. & IBRAHIMA, S. [2006]. “Utilisation optimale de l’information pluviométrique des MCGA aux échelles hydrologiques au Sahel = Optimal use of GCM rainfall information at the hydrological scale in the Sahel”. *Climate variability and change : (hydrological impacts)*. Havana, Cuba : International association of hydrological sciences press, Wallingford, ROYAUME-UNI, p. 430–435.

- ALLEN, M. R & INGRAM, W. J [2002]. "Constraints on future changes in climate and the hydrologic cycle". *Nature*. Vol. 419. no. 6903, 224–232.
- ALLEN, M.B. & ARMSTRONG, H.A. [2012]. "Reconciling the Intertropical Convergence Zone, Himalayan / Tibetan tectonics, and the onset of the Asian monsoon system". *Asian Climate & Tectonics Asian Climate & Tectonics*. Vol. 44. no. 0, p. 36–47.
- ALLEN, R.J. & DEGAETANO, A.T. [2005]. "Areal Reduction Factors for Two eastern United States Regions with High Rain-Gauge Density". *Journal of Hydrologic Engineering*.
- ALPERT, P. [2002]. "The paradoxical increase of Mediterranean extreme daily rainfall in spite of decrease in total values". *Geophysical Research Letters*. Vol. 29. no. 11, p. 1–4.
- AMANI, A. & LEBEL, T. [1997]. "Lagrangian kriging for the estimation of Sahelian rainfall at small time steps". *Journal of Hydrology*. Vol. 192. no. 1-4, 125–157.
- AMANI, A., LEBEL, T., ROUSSELLE, J. & TAUPIN, J. D [1996]. "Typology of rainfall fields to improve rainfall estimation in the Sahel by the area threshold method". *Water Resources Research*. Vol. 32. no. 8, 2473–2487.
- AMOGU, O., DESCROIX, L., YÉRO, K.S., LE BRETON, E., MAMADOU, I., ALI, A., VISCHEL, T., BADER, J.-C., MOUSSA, I.B., GAUTIER, E., BOUBKRAOUI, S. & BELLEUDY, P. [2010]. "Increasing River Flows in the Sahel?" : *Water*. Vol. 2. no. 2, p. 170–199.
- ANAGNOSTOU, E. N, NEGRI, A. J & ADLER, F. [1999]. "A satellite infrared technique for diurnal rainfall variability studies". *Journal Of Geophysical Research*. Vol. 104, p. 31477–31488.
- ANDEREGG, W. R. L., PRALL, J. W., HAROLD, J. & SCHNEIDER, S. H. [2010]. "Expert credibility in climate change". *Proceedings of the National Academy of Sciences*. Vol. 107. no. 27, 12107–12109.
- ARKIN, P. A & MEISNER, B. N [1987]. "The Relationship between Large-Scale Convective Rainfall and Cold Cloud over the Western Hemisphere during 1982-84". *Monthly Weather Review*. Vol. 115, p. 51–74.
- ARNAUD, P. & LAVABRE, J. [1999]. "Nouvelle approche de la prédétermination des pluies extrêmes." *Géosciences de surface / Surface Geosciences*. Vol. 328, p. 615–620.
- ARNAUD, P. & LAVABRE, J. [2002]. "Coupled rainfall model and discharge model for flood frequency estimation". *Water Resources Research*. Vol. 38. no. 6, p. 1075.
- ARRHENIUS, S. [1896]. "On the influence of carbonic acid in the air on the temperature on the ground." *Philos. Mag.*. Vol. 41. no. 237-276.
- ASIMOV, Isaac [1986]. "Moi, Asimov".
- ASQUITH, W. H. & FAMIGLIETTI, J. S. [2000]. "Precipitation areal-reduction factor estimation using an annual-maxima centered approach". *Journal of Hydrology*. Vol. 230. no. 1-2, 55–69.
- AUSTIN, P.M. [1987]. "Relation between Measured Radar Reflectivity and Surface Rainfall". *Monthly Weather Review*. Vol. 115. no. 5, p. 1053–1070.
- AWADALLAH, A.G. [2011]. "Developing Intensity-Duration-Frequency Curves in Scarce Data Region : An Approach using Regional Analysis and Satellite Data". *Engineering*. Vol. 03. no. 03, p. 215–226.
- BACCHI, B. & RANZI, R. [1996]. "On the derivation of the areal reduction factor of storms". *Atmospheric research*. Vol. 42. no. 1-4, 123–135.
- BACCI, M., DI VECCHIA, A., GENESIO, L., TARCHIANI, V. & VIGNAROLI, P. [2010]. "Drought impact detection on crops in the Sahel : a case study for the 2009 campaign".
- BALME, M., LEBEL, T. & AMANI, A. [2006a]. "Années sèches et années humides au Sahel : quo vadimus?" : *Journal des Sciences Hydrologiques*. Vol. 51(2), p. 254–271.
- BALME, M., VISCHEL, T., LEBEL, T., PEUGEOT, C. & GALLE, S. [2006b]. "Assessing the water balance in the Sahel : Impact of small scale rainfall variability on runoff : : Part 1 : Rainfall variability analysis". *Journal of Hydrology*. Vol. 331. no. 1-2, 336–348.
- BALME-DEBIONNE, M. [2004]. "Analyse Du Regime Pluviométrique Sahélien Dans Une Perspective Hydrologique Et Agronomique. Etude De L'Impact De Sa Variabilité Sur La Culture Du Mil." Thèse de doct. INPG.

- BARA, M., KOHNOVÁ, S., GAÁL, L., SZOLGAY, J. & HLAVCOVÁ, K. [2009]. “Estimation of IDF curves of extreme rainfall by simple scaling in Slovakia”. *Contributions to Geophysics and Geodesy*. Vol. 39. no. 3, 187–206.
- BEGUERIA, S [2005]. “Uncertainties in partial duration series modelling of extremes related to the choice of the threshold value”. *Journal of Hydrology*. Vol. 303. no. 1-4, p. 215–230.
- BEGUERIA, S & VICENTE-SERRANO, S. M [2006]. “Mapping the hazard of extreme rainfall by peaks over threshold extreme value analysis and spatial regression techniques”. *Journal of applied meteorology and climatology*. Vol. 45. no. 1, 108–124.
- BEGUERIA, S, ANGULO-MARTINEZ, M., VICENTE-SERRANO, S.M., LOPEZ-MORENO, J.I. & EL-KENAWY, A. [2011]. “Assessing trends in extreme precipitation events intensity and magnitude using non-stationary peaks-over-threshold analysis : a case study in northeast Spain from 1930 to 2006”. *International Journal of Climatology*. Vol. 31, p. 2102–2114.
- BELL, F. [1976]. “The areal reduction factor in rainfall frequency estimation”. Tech. rep. no. 35. Natural Environment Research Council, UK : Institute of hydrology.
- BELL, M. A & LAMB, P. J [2006]. “Integration of weather system variability to multidecadal regional climate change : The West African Sudan-Sahel zone, 1951-98”. *Journal of Climate*. Vol. 19. no. 20, 5343–5365.
- BELLERBY, T., TODD, M., KNIVETON, D. & KIDD, C. [2000]. “Rainfall Estimation from a Combination of TRMM Precipitation Radar and GOES Multispectral Satellite Imagery through the Use of an Artificial Neural Network”. *Journal Of Applied Meteorology*. Vol. 39, p. 2115–2128.
- BENDJOUDI, H., HUBERT, P., SCHERTZER, D. & LOVEJOY, S. [1997]. “Interprétation multifractale des courbes intensité-durée-fréquence des précipitations”. *C. R. Acad. Sci. Paris, Sciences de la terre et des planètes / Earth & Planetary Sciences*. Vol. 325, p. 323–326.
- BERGÈS, J. C., JOBARD, I., CHOPIN, F. & ROCA, R. [2010]. “EPSAT-SG : a satellite method for precipitation estimation ; its concepts and implementation for the AMMA experiment”. *Ann. Geophys.* Vol. 28, 289–308.
- BESSON, L. [2009]. “Processus Physiques Responsables De L’Etablissement Et De La Variabilite De La Mous-son Africaine”. Thèse de doct. Université Pierre Et Marie Curie.
- BIRSAN, M. V., MOLNAR, P., BURLANDO, P. & PFAUNDLER, M. [2005]. “Streamflow trends in Switzerland”. *Journal of Hydrology*. Vol. 314. no. 1, 312–329.
- BLANCHET, J. & DAVISON, A.C. [2011]. “Spatial modeling of extreme snow depth”. *Annals of Applied Statistics*. Vol. 5. no. 3, p. 1699–1725.
- BLANCHET, J. & LEHNING, M. [2010]. “Mapping snow depth return levels : smooth spatial modeling versus station interpolation”. *Hydrology and Earth System Sciences*. Vol. 14, p. 2527–2544.
- BLÖSCHL, G. & SIVAPALAN, M. [1995]. “Scale issues in hydrological modelling : a review”. *Hydrological processes*. Vol. 9. no. 3-4, 251–290.
- BOBERG, F., BERG, P., THEJLL, P., GUTOWSKI, W.J. & CHRISTENSEN, J.H. [2009]. “Improved confidence in climate change projections of precipitation evaluated using daily statistics from the PRUDENCE ensemble”. *Climate Dynamics*. Vol. 32. no. 7-8, p. 1097–1106.
- BOCHEVA, L., MARINOVA, T., SIMEONOV, P. & GOSPODINOV, I. [2009]. “Variability and trends of extreme precipitation events over Bulgaria (1961-2005)”. *Atmospheric Research*. Vol. 93. no. 1-3, 490–497.
- BONNIN, G.M., MARTIN, D., LIN, B., PARZYBOK, T., YEKTA, M. & RILEY, D. [2004]. “Precipitation-frequency atlas of the United States, NOAA Atlas 14”. Department of Commerce, National Oceanic and Atmospheric Administration. National Weather Service. Vol. 2. Silver Spring, Maryland.
- BORGA, M., VEZZANI, C. & FONTANA, G. D [2005]. “Regional rainfall depth–duration–frequency equations for an Alpine region”. *Natural Hazards*. Vol. 36. no. 1, 221–235.
- BOULAIN, N., CAPPELAERE, B., SÉGUI, L., FAVREAU, G. & GIGNOUX, J. [2009]. “Water balance and vegetation change in the Sahel : A case study at the watershed scale with an eco-hydrological model”. *Journal of Arid Environments*. Vol. 73. no. 12, 1125–1135.

- BROHAN, P., KENNEDY, J. J., HARRIS, I., TETT, S. F. B. & JONES, P. D. [2006]. “Uncertainty estimates in regional and global observed temperature changes : A new data set from 1850”. *Journal of Geophysical Research*. Vol. 111. no. D12.
- BRUNET-MORET, Y [1966]. “Etude générale des averses exceptionnelles en Afrique Occidentale”. *République du Dahomey. ORSTOM, Paris, France*.
- BUISHAND, T.A. [1991]. “Extreme rainfall estimation by combining data from several sites / Estimation de précipitations extremes par une combinaison de donnees issues de plusieurs sites”. *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 36. no. 4, p. 345–365.
- BUREAU, US Weather [1957]. “Rainfall intensity-frequency regime”. *The Ohio valley*. Vol. 2, p. 44.
- BURLANDO, P. & ROSSO, R. [1996]. “Scaling and multiscaling models of depth-duration-frequency curves for storm precipitation”. *Journal of Hydrology*. Vol. 187. no. 1, 45–64.
- CANTOR, G. [1884]. “Ensemble de Cantor”.
- CAPPUS, P [1960]. “Étude des lois de l’écoulement-application au calcul et à la prévision des débits”. *La Houille Blanche*. P. 493–520.
- CASELLA, G. [2001]. “Statistical inference”. 2nd ed. Australia ; Pacific Grove, CA : Thomson Learning.
- CASTRO, Jorge J., CÂRSTEANU, Alin A. & FLORES, Claudia G. [2004]. “Intensity–duration–area–frequency functions for precipitation in a multifractal framework”. *Physica A : Statistical Mechanics and its Applications*. Vol. 338. no. 1-2, p. 206–210.
- CERESSETTI, D. [2011]. “Structure spatio-temporelle des fortes précipitations : Application à la région Cévennes Vivarais”. Thèse de doct. Université de Grenoble.
- CERESSETTI, D., ANQUETIN, S., MOLINIÉ, G., LEBLOIS, E. & CREUTIN, J.D. [2011]. “Multiscale Evaluation of Extreme Rainfall Event Predictions Using Severity Diagrams”. *Weather and Forecasting*. Vol. 27. no. 1, p. 174–188.
- CHOU, C., TU, J. Y & TAN, P. H [2007]. “Asymmetry of tropical precipitation change under global warming”. *Geophys. Res. Lett.* Vol. 34, p. L17708.
- CHRISTENSEN, J. H & CHRISTENSEN, O. B [2003]. “Climate modelling : severe summertime flooding in Europe”. *Nature*. Vol. 421. no. 6925, 805–806.
- CHU, H.J., PAN, T.Y. & LIOU, J.J. [2012]. “Change-point detection of long-duration extreme precipitation and the effect on hydrologic design : a case study of south Taiwan”. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*. Vol. 26. no. 8, p. 1123–1130.
- CILSS [2010]. “Le Sahel face aux changements climatiques. Enjeux pour un développement durable”. Rap. tech. Centre Régional AGRHYMET.
- CISLAGHI, M., DE MICHELE, C., GHEZZI, A. & ROSSO, R. [2005]. “Statistical assessment of trends and oscillations in rainfall dynamics : Analysis of long daily Italian series”. *Atmospheric research*. Vol. 77. no. 1-4, 188–202.
- CLARK, P.U., PISIAS, N.G., STOCKER, T.F. & WEAVER, A.J. [2002]. “The role of the thermohaline circulation in abrupt climate change”. *Nature*. Vol. 415. no. 6874, 863–869.
- COLES, S. [2001]. “An introduction to statistical modeling of extreme values”. London ;New York : Springer.
- COLLINS, M. [2004]. “El Niño or La Niña-like climate change?” : *Climate Dynamics*. Vol. 24. no. 1, p. 89–104.
- COOK, Garry D. & HEERDEGEN, Richard G. [2001]. “Spatial variation in the duration of the rainy season in monsoonal Australia”. *International Journal of Climatology*. Vol. 21. no. 14, p. 1723–1732.
- COOLEY, D. & SAIN, S.R. [2010]. “Spatial Hierarchical Modeling of Precipitation Extremes From a Regional Climate Model”. *Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics*. Vol. 15, p. 381–402.
- COOLEY, D., NYCHKA, D. & NAVEAU, P. [2007]. “Bayesian spatial modeling of extreme precipitation return levels”. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 102. no. 479, 824–840.
- COSTA, A.C. & SOARES, A. [2009]. “Trends in extreme precipitation indices derived from a daily rainfall database for the South of Portugal”. *International Journal of Climatology*. Vol. 29. no. 13, p. 1956–1975.
- COX, D. R [1962]. “Renewal theory”. English. London, Methuen ; New York, Wiley.

- CULLEN, H. M., KAPLAN, A., ARKIN, P. A. & DEMENOCAL, P. B. [2002]. “Impact of the North Atlantic Oscillation on Middle Eastern climate and streamflow”. *Climatic Change*. Vol. 55. no. 3, 315–338.
- CUNNANE, C. [1988]. “Methods and merits of regional flood frequency analysis”. *Journal of Hydrology*. Vol. 100. no. 1-3, 269–290.
- CURRY, J. A. & WEBSTER, P. J. [2011]. “Climate Science and the Uncertainty Monster”. *Bulletin of the American Meteorological Society*. Vol. 92. no. 12, p. 1667–1682.
- DAI, A. [2006]. “Recent climatology, variability, and trends in global surface humidity”. *Journal of Climate*. Vol. 19. no. 15, 3589–3606.
- DAI, A. [2011]. “Drought under global warming : a review”. *Wiley Interdisciplinary Reviews : Climate Change*. Vol. 2. no. 1, p. 45–65.
- DAI, A. [2013]. “Increasing drought under global warming in observations and models”. *Nature Clim. Change*. Vol. 3. no. 1, p. 52–58.
- DAI, A., FUNG, I.Y. & DEL GENIO, A.D. [1997]. “Surface Observed Global Land Precipitation Variations during 1900–88”. *Journal of Climate*. Vol. 10. no. 11, p. 2943–2962.
- DAI, A., TRENBERTH, K. E. & QIAN, T. [2004a]. “A global dataset of Palmer Drought Severity Index for 1870-2002 : Relationship with soil moisture and effects of surface warming”. *Journal of Hydrometeorology*. Vol. 5. no. 6, 1117–1130.
- DAI, A., LAMB, P.J., TRENBERTH, K.E., HULME, M., JONES, P.D. & XIE, P. [2004b]. “The recent Sahel drought is real”. *International Journal of Climatology*. Vol. 24. no. 11, p. 1323–1331.
- DAI, A., QIAN, T., TRENBERTH, K. E. & MILLIMAN, J. D. [2009]. “Changes in continental freshwater discharge from 1948 to 2004”. *Journal of Climate*. Vol. 22. no. 10, 2773–2792.
- D’AMATO, N. & LEBEL, T. [1998]. “On the characteristics of the rainfall events in the sahel with a view to the analysis of climatic variability”. *International Journal Of Climatology*. Vol. 18, p. 955–978.
- DE MICHELE, C., KOTTEGODA, N. T & ROSSO, R. [2001]. “The derivation of areal reduction factor of storm rainfall from its scaling properties”. *Water Resources Research*. Vol. 37. no. 12, p. 3247–3252.
- DE MICHELE, C., ZENONI, E., PECORA, S. & ROSSO, R. [2011]. “Analytical derivation of rain intensity-duration-area-frequency relationships from event maxima”. *Journal of Hydrology*. Vol. 399. no. 3-4, p. 385–393.
- DENISON, S. M., MASLIN, M. A., BOOT, C., PANCOST, R. D. & ETTWEIN, V. J. [2005]. “Precession-forced changes in South West African vegetation during Marine Isotope Stages 101–100 (2.56–2.51 Ma)”. *Palaeogeography, Palaeoclimatology, Palaeoecology*. Vol. 220. no. 3, 375–386.
- DÉRY, S. J. & WOOD, E. F. [2005]. “Decreasing river discharge in northern Canada”. *Geophysical Research Letters*. Vol. 32. no. 10, p. L10401.
- DESCONNETS, J. C, TAUPIN, J. D, LEBEL, T. & LEDUC, C. [1997]. “Hydrology of the HAPEX-Sahel Central Super-Site : surface water drainage and aquifer recharge through the pool systems”. *Journal Of Hydrology*. Vol. 188-189, p. 155–178.
- DESCROIX, L., MAHÉ, G., LEBEL, T., FAVREAU, G., GALLE, S., GAUTIER, E., OLIVRY, J. C, ALBERGEL, J., AMOGU, O., CAPPELAERE, B., DESSOUASSI, R., DIEDHIOU, A., LE BRETON, E., MAMADOU, I. & SIGHOMNOU, D. [2009]. “Spatio-temporal variability of hydrological regimes around the boundaries between Sahelian and Sudanian areas of West Africa : A synthesis”. *Journal of Hydrology*. Vol. 375, p. 90–102.
- DESCROIX, L., GENTHON, P., AMOGU, O., RAJOT, J. L., SIGHOMNOU, D. & VAUCLIN, M. [2012]. “Change in Sahelian Rivers hydrograph : The case of recent red floods of the Niger River in the Niamey region”. *Global and Planetary Change*.
- DESER, Clara, KNUTTI, Reto, SOLOMON, Susan & PHILLIPS, Adam S. [2012]. “Communication of the role of natural variability in future North American climate”. *Nature Climate Change*. Vol. 2. no. 11, p. 775–779.
- DI-BALDASSARRE, G., MONTANARI, A., LINS, H., KOUTSOYIANNIS, D., BRANDIMARTE, L. & BLÖSCHL, G. [2010]. “Flood fatalities in Africa : From diagnosis to mitigation”. *Geophysical Research Letters*. Vol. 37. no. 22, p. 1–5.

- DIGGLE, P.J., TAWN, JA & MOYEED, RA [1998]. “Model-based geostatistics”. *Journal of the Royal Statistical Society : Series C (Applied Statistics)*. Vol. 47. no. 3, 299–350.
- DORE, M. H.I [2005]. “Climate change and changes in global precipitation patterns : What do we know ?” : *Environment International*. Vol. 31, p. 1167–1181.
- DOURTE, D., SHUKLA, S., SINGH, P. & HAMAN, D. [2012]. “Rainfall Intensity-Duration-Frequency Relationships for Andhra Pradesh, India : Changing Rainfall Patterns and Implications for Runoff and Groundwater Recharge”. *Journal of Hydrologic Engineering*. Vol. 18. no. 3, p. 324–330.
- DOUVILLE, H., RIBES, A., DECHARME, B., ALKAMA, R. & SHEFFIELD, J. [2012]. “Anthropogenic influence on multidecadal changes in reconstructed global evapotranspiration”. *Nature Climate Change*.
- DURACK, P. J., WIJFFELS, S. E. & MATEAR, R. J. [2012]. “Ocean salinities reveal strong global water cycle intensification during 1950 to 2000”. *science*. Vol. 336. no. 6080, 455–458.
- DURRANS, S. & KIRBY, J. T [2004]. “Regionalization of extreme precipitation estimates for the Alabama rainfall atlas”. *Journal of Hydrology*. Vol. 295. no. 1-4, 101–107.
- EASTERLING, D. R. [2000]. “Climate Extremes : Observations, Modeling, and Impacts”. *Science*. Vol. 289. no. 5487, p. 2068–2074.
- EASTERLING, D. R. & WEHNER, M. F. [2009]. “Is the climate warming or cooling ?” : *Geophysical Research Letters*. Vol. 36. no. 8, p. L08706.
- EASTERLING, D. R., EVANS, J. L., GROISMAN, P. Y, KARL, T. R., KUNKEL, K. E. & AMBENJE, P. [2000]. “Observed variability and trends in extreme climate events : a brief review”. *Bulletin of the American Meteorological Society*. Vol. 81. no. 3, 417–426.
- EASTERLING, D.R., ALEXANDER, L.V., MOKSSIT, A. & DETEMMERMAN, V. [2003]. “CCI/CLIVAR Workshop to Develop Priority Climate Indices”. *Bulletin of the American Meteorological Society*. Vol. 84. no. 10, p. 1403–1407.
- EFRON, B. & TIBSHIRANI, R. [1994]. “An introduction to the bootstrap”. English. New York : Chapman & Hall.
- EMORI, S. & BROWN, S. J. [2005]. “Dynamic and thermodynamic changes in mean and extreme precipitation under changed climate”. *Geophys. Res. Lett.* Vol. 32, p. L17706.
- ENDRENY, T. A & IMBEAH, N. [2009]. “Generating robust rainfall intensity-duration-frequency estimates with short-record satellite data”. *Journal of Hydrology*. Vol. 371, p. 182–191.
- FAVREAU, G., LEDUC, C., MARLIN, C. & GUÉRO, A. [2002]. “Une dépression piézométrique naturelle en hausse au Sahel (Sud-Ouest du Niger)”. *Géosciences de surface / Surface Geosciences*. Vol. 334, p. 395–401.
- FAVREAU, G., CAPPELAERE, B., MASSUEL, S., LEBLANC, M., BOUCHER, M., BOULAIN, N. & LEDUC, C. [2009]. “Land clearing, climate variability, and water resources increase in semiarid southwest Niger : a review”. *Water Resources Research*. Vol. 45. no. 7, W00A16.
- FISHER, R.A. & TIPPETT, L.H.C. [1928]. “Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample.” *Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*. Vol. 24, p. 180–190.
- FRICH, P., ALEXANDER, L. V., DELLA-MARTA, P., GLEASON, B., HAYLOCK, M., KLEIN TANK, A. M. & PETERSON, T. [2002]. “Observed coherent changes in climatic extremes during the second half of the twentieth century”. *Climate Research*. Vol. 19. no. 3, 193–212.
- FRIEDERICHS, P. & HENSE, A. [2007]. “Statistical Downscaling of Extreme Precipitation Events Using Censored Quantile Regression”. *Monthly Weather Review*. Vol. 135, p. 2365–2378.
- GARGOURI-ELLOUZE, E. & CHEBCHOUB, A. [2008]. “Modélisation de la structure de dépendance hauteur-durée d'événements pluvieux par la copule de Gumbel”. *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 53(4), p. 802–817.
- GAYE, A., VILTARD, A. & FÉLICE, P. de [2005]. “Lignes de grains et pluies en Afrique de l'Ouest : part des lignes de grains à la pluie totale des étés 1986 et 1987”. *Sécheresse*. Vol. 16. no. 4, 269–273.

- GELLENS, D. [2002]. “Combining regional approach and data extension procedure for assessing GEV distribution of extreme precipitation in Belgium”. *Journal of Hydrology*. Vol. 268. no. 1-4, 113–126.
- GERBAUX, M., HALL, N., DESSAY, N. & ZIN, I. [2009]. “The sensitivity of Sahelian runoff to climate change / Sensibilité au changement climatique du ruissellement au Sahel”. *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 54. no. 1, p. 5–16.
- GIANNINI, A., BIASUTTI, M. & VERSTRAETE, M. [2008]. “A climate model-based review of drought in the Sahel : Desertification, the re-greening and climate change”. *Global and Planetary Change*. Vol. 64, p. 119–128.
- GIEC [2007]. “Bilan 2007 des changements climatiques. Contribution des Groupes de travail I, II et III au quatrième Rapport d'évaluation du Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat [équipe de rédaction principale, Pachauri, R.K. et Reisinger, A.].” Rap. tech. 103 pages.
- GIORGI, F., IM, E.-S., COPPOLA, E., DIFFENBAUGH, N. S., GAO, X. J., MARIOTTI, L. & SHI, Y. [2011]. “Higher Hydroclimatic Intensity with Global Warming”. *Journal of Climate*. Vol. 24. no. 20, p. 5309–5324.
- GNEDENKO, B. [1943]. “Sur La Distribution Limite Du Terme Maximum D'Une Serie Aleatoire”. *Annals of Mathematics*. Vol. 44. no. 3, p. 423–453.
- GOSWAMI, B. N., VENUGOPAL, V., SENGUPTA, D., MADHUSOODANAN, M. S. & XAVIER, P. K. [2006]. “Increasing Trend of Extreme Rain Events Over India in a Warming Environment”. *Science*. Vol. 314. no. 5804, p. 1442–1445.
- GOULA, B. T. A., SORO, E. G., KOUASSI, W. & SROHOUROU, B. [2012]. “Tendances et ruptures au niveau des pluies journalières extrêmes en Côte d'Ivoire (Afrique de l'Ouest)”. *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 57. no. 6, 1067–1080.
- GRIMES, D. I.F & DIOP, M. [2003]. “Satellite-based rainfall estimation for river flow forecasting in Africa. I : Rainfall estimates and hydrological forecasts”. *Hydrological Sciences*. Vol. 48, p. 567–584.
- GROISMAN, P. Y, KARL, T. R, EASTERLING, D. R, KNIGHT, R. W, JAMASON, P.F., HENNESSY, K.J., SUPPIAH, R., PAGE, C.M., WIBIG, J., FORTUNIAK, K., RAZUVAEV, V. N, DOUGLAS, A., FORLAND, E. & ZHAI, P.M. [1999]. “Changes in the probability of heavy precipitation : important indicators of climate change”. *Climatic Change*. Vol. 42, p. 243–283.
- GROISMAN, P. Y, KNIGHT, R. W, EASTERLING, D. R, KARL, T. R, HEGERL, G. C & RAZUVAEV, V. N [2005]. “Trends in intense precipitation in the climate record”. *Journal of Climate*. Vol. 18. no. 9, 1326–1350.
- GUHATHAKURTA, P., SREEJITH, OP & MENON, PA [2011]. “Impact of climate change on extreme rainfall events and flood risk in India”. *Journal of Earth System Science*. Vol. 120. no. 3, p. 359–373.
- GUO, Y. [2006]. “Updating Rainfall IDF Relationships to Maintain Urban Drainage Design Standards”. *Journal of Hydrologic Engineering*. Vol. 11. no. 5, p. 506–509.
- GUPTA, V.K. & WAYMIRE, E. [1990]. “Multiscaling properties of spatial rainfall and river flow distributions”. *Journal Of Geophysical Research*. Vol. 95. no. D3, p. 1999–2009.
- HAWKINS, E. & SUTTON, R. [2009]. “The potential to narrow uncertainty in regional climate predictions”. *Bulletin of the American Meteorological Society*. Vol. 90. no. 8, p. 1095–1107.
- HAYLOCK, M. & NICHOLLS, N. [2000]. “Trends in extreme rainfall indices for an updated high quality data set for Australia, 1910-1998”. *International Journal of Climatology*. Vol. 20. no. 13, 1533–1541.
- HAYLOCK, M. R., PETERSON, T. C., ALVES, L. M., MARENGO, J. A., AMBRIZZI, T., ANUNCIAC\ AO, Y. M. T., REBELLO, E., BAEZ, J., BARROS, V. R., RUSTICUCCI, M. et al. [2006]. “Trends in total and extreme South American rainfall in 1960-2000 and links with sea surface temperature”. *Journal of Climate*. Vol. 19. no. 8, 1490–1512.
- HEFFERNAN, J.E., STEPHENSON, A.G. & GILLELAND, E. [2013]. “ismev package”.
- HELD, I. M & SODEN, B. J [2006]. “Robust responses of the hydrological cycle to global warming”. *Journal of Climate*. Vol. 19. no. 21, 5686–5699.
- HEWLETT, J.D. & HIBBERT, A.R. [1967]. “Factors affecting the response of small watersheds to precipitation in humid areas”. *Forest hydrology*. P. 275–290.

- HIRABAYASHI, Y., KANAE, S., EMORI, S., OKI, T. & KIMOTO, M. [2008]. “Global projections of changing risks of floods and droughts in a changing climate”. *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 53. no. 4, 754–772.
- HORTON, R.E. [1933]. “The role of infiltration in the hydrologic cycle”. *Trans. Am. Geophys. Union*. Vol. 14, p. 446–460.
- HOSKING, J.R.M. & WALLIS, J. R. [1997]. “Regional frequency analysis : an approach based on L-moments”. Cambridge UK : Cambridge University Press.
- HOuze, R., RUTLEDGE, SA, BIGGERSTAFF, MI & SMULL, BF [1989]. “Interpretation of Doppler weather radar displays of midlatitude mesoscale convective systems”. *American Meteorological Society, Bulletin*. Vol. 70, p. 608–619.
- HUBERT, P. & CARBONNEL, J. P [1987]. “Approche statistique de l’aridification de l’Afrique de l’Ouest”. *Journal of Hydrology*. Vol. 95. no. 1-2, 165–183.
- HUBERT, P., CARBONNEL, J. P & CHAUCHE, A. [1989]. “Segmentation des séries hydrométéorologiques-application à des séries de précipitations et de débits de l’afrique de l’ouest”. *Journal of hydrology*. Vol. 110. no. 3-4, 349–367.
- HUFFMAN, G. J, ADLER, R. F, ARKIN, P., CHANG, A., FERRARO, R., GRUBER, A., JANOWIAK, J., MC NAB, A., RUDOLF, B. & SCHNEIDER, U. [1997]. “The Global Precipitation Climatology Project (GPCP) Combined Precipitation Dataset”. *Bulletin of the American Meteorological Society*. Vol. 78, p. 5–20.
- HUFFMAN, G. J, ADLER, R. F, MORRISSEY, M. M, BOLVIN, D. T, CURTIS, S., JOYCE, R., MC GAVOCK, B. & SUSSKIND, J. [2001]. “Global Precipitation at One-Degree Daily Resolution from Multisatellite Observations”. *Journal Of Hydrometeorology*. Vol. 2, p. 36–50.
- HULME, M., OSBORN, T.J. & JOHNS, T.C. [1998]. “Precipitation sensitivity to global warming : Comparison of observations with HadCM2 simulations”. *Geophysical Research Letters*. Vol. 25. no. 17, p. 3379–3382.
- HUNTINGTON, T.G. [2006]. “Evidence for intensification of the global water cycle : Review and synthesis”. *Journal of Hydrology*. Vol. 319. no. 1-4, p. 83–95.
- IT77 [1977]. “Instruction technique relative aux reseaux d’assainissement des agglomerations”. Rap. tech. Ministère de la culture et de l’environnement, Ministère de l’équipement et de l’aménagement du territoire, Ministère de l’agriculture, Ministère de la santé et de la sécurité sociale, p. 62.
- JACQUES, J. M. S., SAUCHYN, D. J. & ZHAO, Y. [2010]. “Northern Rocky Mountain streamflow records : Global warming trends, human impacts or natural variability?” : *Geophysical Research Letters*. Vol. 37. no. 6, p. L06407.
- JENKINSON, A. F. [1955]. “The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements”. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*. Vol. 81. no. 348, p. 158–171.
- JOBARD, I., CHOPIN, F., BERGES, J. C. & ROCA, R. [2011]. “An intercomparison of 10-day satellite precipitation products during West African monsoon”. *International Journal of Remote Sensing*. Vol. 32. no. 9, p. 2353–2376.
- KARL, T.R. & KNIGHT, R.W. [1998]. “Secular trends of precipitation amount, frequency, and intensity in the United States”. *Bulletin of the American Meteorological Society*. Vol. 79. no. 2, 231–241.
- KATZ, R. W, PARLANGE, M. B & NAVEAU, P. [2002]. “Statistics of extremes in hydrology”. *Advances in water resources*. Vol. 25. no. 8-12, 1287–1304.
- KENDALL, M.G. [1975]. “Rank correlation methods”. 2^e éd. Griffin, London.
- KHARIN, V. V & ZWIERS, F. W [2005]. “Estimating extremes in transient climate change simulations”. *Journal of Climate*. Vol. 18. no. 8, 1156–1173.
- KIDD, C., KNIVETON, D. R, TODD, M. C & BELLERBY, T. J [2003]. “Satellite Rainfall Estimation Using Combined Passive Microwave and Infrared Algorithms”. *Journal Of Hydrometeorology*. Vol. 4, p. 1088–1104.
- KIKTEV, D., SEXTON, D.M.H., ALEXANDER, L. & FOLLAND, C.K. [2003]. “Comparison of modeled and observed trends in indices of daily climate extremes”. *Journal of Climate*. Vol. 16. no. 22, 3560–3571.

- KLEIN TANK, A. M. G. & KÖNNEN, G. P. [2003]. “Trends in indices of daily temperature and precipitation extremes in Europe, 1946-99”. *Journal of Climate*. Vol. 16. no. 22, 3665–3680.
- KOHNÓVÁ, S., PARAJKA, J., SZOLGAY, J. & HLAVCOVÁ, K. [2009]. “Mapping of Gumbel Extreme Value Distribution Parameters for Estimation of Design Precipitation Totals at Ungauged Sites”. *Bioclimatology and Natural Hazards*. Springer, p. 129–136.
- KOLMOGOROV, A.N. [1941]. “The local structure of turbulence in incompressible viscous fluid for very large Reynolds numbers”. Vol. 30, p. 299–303.
- KOUTSOYIANNIS, D., KOZONIS, D. & MANETAS, A. [1998]. “A mathematical framework for studying rainfall intensity-duration-frequency relationships”. *Journal of Hydrology*. Vol. 206, p. 118–135.
- KRUGER, A. C. [2006]. “Observed trends in daily precipitation indices in South Africa : 1910–2004”. *International Journal of Climatology*. Vol. 26. no. 15, p. 2275–2285.
- KUNDZEWICZ, Z.W. & ROBSON, A.J. [2004]. “Change detection in hydrological records—a review of the methodology / Revue méthodologique de la détection de changements dans les chroniques hydrologiques”. *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 49. no. 1, p. 7–19.
- KUNKEL, K. E, ANDSAGER, K. & EASTERLING, D. R [1999]. “Long-term trends in extreme precipitation events over the conterminous United States and Canada”. *Journal Of Climate*. Vol. 12, p. 2515–2527.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P.C.B., SCHMIDT, P. & SHIN, Y. [1992]. “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root”. *Journal of Econometrics*. Vol. 54. no. 1-3, p. 159–178.
- LABAT, D., GODDÉRIIS, Y., PROBST, J.-L. & GUYOT, J.-L. [2004]. “Evidence for global runoff increase related to climate warming”. *Advances in Water Resources*. Vol. 27. no. 6, p. 631–642.
- LABORDE, J. P. [1982]. “Cartographie automatique des caractéristiques pluviométriques : Prise en compte des relations pluviométrie-morphométrie”. *La Houille Blanche*. no. 4, p. 331–338.
- LACOMBE, G., PIERRET, A., HOANH, C. T., SENGTAHEUANGHOUNG, O. & NOBLE, A. D. [2010]. “Conflict, migration and land-cover changes in Indochina : a hydrological assessment”. *Ecohydrology*. Vol. 3. no. 4, p. 382–391.
- LAFAYASSE, M. [2011]. “Changement climatique et régime hydrologique d’un bassin alpin. Génération de scénarios sur la Haute-Durance, méthodologie d’évaluation et incertitudes associées”. Thèse de doct. Toulouse.
- LAFORE, J.-P., FLAMANT, C., GUICHARD, F., PARKER, D. J., BOUNIOL, D., FINK, A. H., GIRAUD, V., GOSSET, M., HALL, N., HÖLLER, H., JONES, S. C., PROTAT, A., ROCA, R., ROUX, F., SAÏD, F. & THORNCROFT, C. [2011]. “Progress in understanding of weather systems in West Africa”. *Atmospheric Science Letters*. Vol. 12. no. 1, p. 7–12.
- LAING, A. G & FRITSCH, J. M [1993]. “Mesoscale Convective Complexes in Africa”. *Monthly Weather Review*. Vol. 121, p. 2254–2263.
- LAING, A. G, FRITSCH, J. M & NEGRI, A. J [1999]. “Contribution of Mesoscale Convective Complexes to Rainfall in Sahelian Africa : Estimates from Geostationary Infrared and Passive Microwave Data”. *Journal Of Hydrometeorology*. Vol. 38, p. 957–964.
- LAMB, P.J. & PEPPLER, R.A. [1992]. “Further Case Studies of Tropical Atlantic Surface Atmospheric and Oceanic Patterns Associated with Sub-Saharan Drought”. *Journal Of Climate*. Vol. 5. no. 5, p. 476–488.
- LANGOUSIS, A. & VENEZIANO, D. [2007]. “Intensity-duration-frequency curves from scaling representations of rainfall”. *Water Resources Research*. Vol. 43, doi :10.1029/2006WR005245.
- LAURENT, H., D’AMATO, N. & LEBEL, T. [1998]. “How Important is the Contribution of the Mesoscale Convective Complexes to the Sahelian Rainfall?” : *Journal Of Physics and Chemistry of The Earth*. Vol. 23, p. 629–633.
- LAVAYSSE, C., FLAMANT, C., JANICOT, S., PARKER, D. J., LAFORE, J.-P., SULTAN, B. & PELON, J. [2009]. “Seasonal evolution of the West African heat low : a climatological perspective”. *Climate Dynamics*. Vol. 33. no. 2-3, p. 313–330.
- LE BARBÉ, L. & LEBEL, T. [1997]. “Rainfall climatology of the HAPEX-Sahel region during the years 1950-1990”. *Journal of Hydrology*. Vol. 188-189, p. 43–73.

- LE BARBÉ, L., LEBEL, T. & TAPSOBA, D. [2002]. "Rainfall Variability in West Africa during the Years 1950-90". *Journal Of Climate*. Vol. 15, p. 187–202.
- LE VOURC'H, J.Y., FONS, C. & LE STUM, M. [2001]. "Météorologie générale et maritime". Cours et manuels no. 14. Toulouse : Météo-France.
- LEADBETTER, MR [1974]. "On extreme values in stationary sequences". *Probability Theory and Related Fields*. Vol. 28. no. 4, 289–303.
- LEBEL, T. & ALI, A. [2009]. "Recent trends in the Central and Western Sahel rainfall regime (1990-2007)". *Journal of Hydrology*. Vol. 375. no. 1-2, 52–64.
- LEBEL, T., SAUVAGEOT, H., HOEPFFNER, M., DESBOIS, M., GUILLOT, B. & HUBERT, P. [1992]. "Rainfall estimation in the Sahel : the EPSAT-NIGER experiment". *Hydrological Sciences*. Vol. 37, p. 201–215.
- LEBEL, T., TAUPIN, J. D & D'AMATO, N. [1997]. "Rainfall monitoring during HAPEX-Sahel. 1. General rainfall conditions and climatology". *Journal of Hydrology*. Vol. 188-189, p. 74–96.
- LEBEL, T., BRAUD, I. & CREUTIN, J. D [1998]. "A space-time rainfall disaggregation model adapted to Sahelian mesoscale convective complexes". *Water Resources Research*. Vol. 34, p. 1711–1726.
- LEBEL, T., DIEDHIOU, A. & LAURENT, H. [2003]. "Seasonal cycle and interannual variability of the Sahelian rainfall at hydrological scales". *Journal Of Geophysical Research*. Vol. 108, doi :10.1029/2001JD001580.
- LEBEL, T., CAPPELAERE, B., GALLE, S., HANAN, N., KERGOAT, L., LEVIS, S., VIEUX, B., DESCROIX, L., GOSSET, M., MOUGIN, E., PEUGEOT, C. & SÉGUI, L. [2009]. "AMMA-CATCH studies in the Sahelian region of West-Africa : An overview". *Journal of Hydrology*. Vol. 375, p. 3–13.
- LEBEL, T., PARKER, D. J., FLAMANT, C., BOURLÈS, B., MARTICORENA, B., MOUGIN, E., PEUGEOT, C., DIEDHIOU, A., HAYWOOD, J. M., NGAMINI, J. B., POLCHER, J., REDELSPERGER, J.-L. & THORNCROFT, C. D. [2010]. "The AMMA field campaigns : multiscale and multidisciplinary observations in the West African region". *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*. Vol. 136. no. S1, p. 8–33.
- LEBEL, Th & LABORDE, JP [1988]. "A geostatistical approach for areal rainfall statistics assessment". *Stochastic Hydrology and Hydraulics*. Vol. 2. no. 4, p. 245–261.
- LEBLANC, M. J., FAVREAU, G., MASSUEL, S., TWEED, S. O., LOIREAU, M. & CAPPELAERE, B. [2008]. "Land clearance and hydrological change in the Sahel : SW Niger". *Global and Planetary Change*. Vol. 61. no. 3, 135–150.
- LEDUC, C., BROMLEY, J. & SCHROETER, P. [1997]. "Water table fluctuation and recharge in semi-arid climate : some results of the HAPEX-Sahel hydrodynamic survey (Niger)". *Journal of Hydrology*. Vol. 188, 123–138.
- LEDUC, C., FAVREAU, G. & SCHROETER, P. [2001]. "Long-term rise in a Sahelian water-table : the Continental Terminal in South-West Niger". *Journal Of Hydrology*. Vol. 243, p. 43–54.
- LEE, P. M. [2012]. "Bayesian statistics : an introduction". 4th ed. Chichester, West Sussex ; Hoboken, N.J.
- LEHMANN, E. L & D'ABRERA, H. J. M [1998]. "Nonparametrics : statistical methods based on ranks". English. Upper Saddle River, N.J. : Prentice Hall.
- LETTENMAIER, Dennis P., WOOD, E.F. & WALLIS, J.R. [1994]. "Hydro-Climatological Trends in the Continental United States, 1948-88". *Journal of Climate*. Vol. 7. no. 4, p. 586–607.
- LI, K. Y, COE, M. T, RAMANKUTTY, N. & JONG, R. de [2007]. "Modeling the hydrological impact of land-use change in West Africa". *Journal Of Hydrology*. Vol. 337, p. 258–268.
- LIEBMANN, B., VERA, C. S., CARVALHO, L. M. V., CAMILLONI, I. A., HOERLING, M. P., ALLURED, D., BARROS, V. R., BÁEZ, J. & BIDEGAIN, M. [2004]. "An observed trend in central South American precipitation". *Journal of Climate*. Vol. 17. no. 22, 4357–4367.
- LINS, H.F. & SLACK, J.R. [1999]. "Streamflow trends in the United States". *Geophysical Research Letters*. Vol. 26, p. 227–230.
- LINTNER, B.R., BIASUTTI, M., DIFFENBAUGH, N.S., LEE, J.E., NIZNIK, M.J. & FINDELL, K.L. [2012]. "Amplification of wet and dry month occurrence over tropical land regions in response to global warming". *Journal of Geophysical Research*. Vol. 117. no. D11.

- LIU, B., XU, M., HENDERSON, M. & QI, Y. [2005]. “Observed trends of precipitation amount, frequency, and intensity in China, 1960–2000”. *Journal of Geophysical Research*. Vol. 110. no. D8, p. D08103.
- LOAICIGA, H. A., VALDES, J. B., VOGEL, R., GARVEY, J. & SCHWARZ, H. [1996]. “Global warming and the hydrologic cycle”. *Journal Of Hydrology*. Vol. 174, p. 83–127.
- LOMBARD, F. [1987]. “Rank tests for changepoint problems”. *Biometrika*. Vol. 74. no. 3, 615–624.
- MADDOX, R.A. [1980]. “Mesoscale Convective Complexes”. *Bulletin of the American Meteorological Society*. Vol. 61. no. 11, p. 1374–1387.
- MADSEN, H., RASMUSSEN, P.F. & ROSBJERG, D. [1997]. “Comparison of annual maximum series and partial duration series methods for modeling extreme hydrologic events 1. At-site modeling”. *Water Resources Research*. Vol. 33. no. 4, p. 747–757.
- MAHÉ, G. [2009]. “Surface/groundwater interactions in the Bani and Nakambe rivers, tributaries of the Niger and Volta basins, West Africa”. *Hydrological sciences journal*. Vol. 54. no. 4, 704–712.
- MAHÉ, G. & PATUREL, J. E [2009]. “1896-2006 Sahelian annual rainfall variability and runoff increase of Sahelian Rivers”. *Surface geosciences (Hydrology-Hydrogeology)*. Vol. 341, p. 538–546.
- MAHÉ, G., OLIVRY, J. C., DESSOUASSI, R., ORANGE, D., BAMBA, F. & SERVAT, E. [2000]. “Relations eaux de surface–eaux souterraines d’une rivière tropicale au Mali”. *Comptes Rendus de l’Académie des Sciences-Series IIA-Earth and Planetary Science*. Vol. 330. no. 10, 689–692.
- MAHÉ, G., OLIVRY, J. C., SERVAT, E., FRANKS, S., WAGENER, T., BOGH, E., GUPTA, H. V., BASTIDAS, L., NOBRE, C. & GALVAO, C. O. [2005a]. “Sensitivity of West-African rivers to climatic and environmental changes : extremes and paradoxes.” International Symposium on Regional Hydrological Impacts of Climatic Variability and Change with an Emphasis on Less Developed Countries, held during the Seventh Scientific Assembly of the International Association of Hydrological Sciences, Foz de Igua\cco, Brazil, 3-9 April 2005.. 169–177.
- MAHÉ, G., PATUREL, J. E., SERVAT, E., CONWAY, D. & DEZETTER, A. [2005b]. “The impact of land use change on soil water holding capacity and river flow modelling in the Nakambe River, Burkina-Faso”. *Journal of Hydrology*. Vol. 300. no. 1, 33–43.
- MANDELBROT, B.B. [1967]. “How long is the coast of Britain : statistical self-similarity and fractional dimension”. *Science*. Vol. 156. no. 3775, p. 636–638.
- MANDELBROT, B.B. [1975]. “Les objets fractals : forme, hasard et dimension”. Vol. 17. Flammarion Paris.
- MANN, H.B. [1945]. “Nonparametric tests against trend”. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*. Vol. 13. no. 3, 245–259.
- MANTON, M.J., DELLA-MARTA, P.M., HAYLOCK, M.R., HENNESSY, K.J., NICHOLLS, N., CHAMBERS, L.E., COLLINS, D.A., DAW, G., FINET, A., GUNAWAN, D., INAPE, K., ISOBE, H., KESTIN, T.S., LEFALE, P., LEYU, C.H., LWIN, T., MAITREPIERRE, L., OUPRASITWONG, N., PAGE, C.M., PAHALAD, J., PLUMMER, N., SALINGER, M.J., SUPPIAH, R., TRAN, V.L., TREWIN, B., TIBIG, I. & YEE, D. [2001]. “Trends in extreme daily rainfall and temperature in Southeast Asia and the South Pacific : 1961-1998”. *International Journal of Climatology*. Vol. 21. no. 3, p. 269–284.
- MARAUN, D., OSBORN, T. J. & GILLET, N. P. [2008]. “United Kingdom daily precipitation intensity : improved early data, error estimates and an update from 2000 to 2006”. *International Journal of Climatology*. Vol. 28. no. 6, p. 833–842.
- MARAUN, D., RUST, H.W. & OSBORN, T.J. [2010]. “Synoptic airflow and UK daily precipitation extremes”. *Extremes*. Vol. 13, p. 133–153.
- MARSALEK, J. & WATT, W. E. [1984]. “Design storms for urban drainage design”. *Canadian Journal of Civil Engineering*. Vol. 11. no. 3, p. 574–584.
- MARSILY, G. de [1981]. “Hydrogéologie quantitative”. French. Paris ; New York : Masson.
- MARTY, C. & BLANCHET, J. [2011]. “Long-term changes in annual maximum snow depth and snowfall in Switzerland based on extreme value statistics”. *Climatic Change*. Vol. 111. no. 3-4, p. 705–721.

- MASSUEL, S. [2005]. "Evolution récente de la ressource en eau consécutive aux changements climatiques et environnementaux du sud-ouest Niger. Modélisation des eaux de surface et souterraines du bassin du kori de Dantiandou sur la période 1992-2003." Thèse de doct. UNIVERSITE MONTPELLIER II.
- MATHON, V., LAURENT, H. & LEBEL, T. [2002]. "Mesoscale Convective System Rainfall in the Sahel". *Journal of Applied Meteorology*. Vol. 41, p. 1081–1092.
- MENABDE, M., SEED, A. & PEGRAM, G. [1999]. "A simple scaling model for extreme rainfall". *Water Resources Research*. Vol. 35. no. 1, p. 335–339.
- MILLIMAN, J.D., FARNSWORTH, K.L., JONES, P.D., XU, K.H. & SMITH, L.C. [2008]. "Climatic and anthropogenic factors affecting river discharge to the global ocean, 1951–2000". *Global and Planetary Change*. Vol. 62. no. 3–4, p. 187–194.
- MILLY, P. C. D., WETHERALD, R. T., DUNNE, K. A. & DELWORTH, T. L. [2002]. "Increasing risk of great floods in a changing climate". *Nature*. Vol. 415. no. 6871, p. 514–517.
- MIN, S.K., ZHANG, X., ZWIERS, F.W. & HEGERL, G.C. [2011]. "Human contribution to more-intense precipitation extremes". *Nature*. Vol. 470. no. 7334, p. 378–381.
- MOBERG, A. & JONES, P.D. [2005]. "Trends in indices for extremes in daily temperature and precipitation in central and western Europe, 1901-99". *International Journal of Climatology*. Vol. 25. no. 9, p. 1149–1171.
- MOHYMONT, B. & DEMARÉE, G. R [2006]. "Courbes intensité - durée - fréquence des précipitations à Yangambi, Congo, au moyen de différents modèles de type Montana". *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 51(2), p. 239–253.
- MOHYMONT, B., DEMARÉE, G. R. & FAKA, D. N. [2004]. "Establishment of IDF-curves for precipitation in the tropical area of Central Africa-comparison of techniques and results". *Natural Hazards and Earth System Science*. Vol. 4. no. 3, 375–387.
- MOUNIS, H & MANSONGI, M [1978]. "Note provisoire sur les pluies exceptionnelles de faible durée en Afrique occidentale et centrale". Comité interafricain d'études hydrauliques (CIEH).
- MUDELSEE, M., BÖRNGEN, M., TETZLAFF, G. & GRÜNEWALD, U. [2003]. "No upward trends in the occurrence of extreme floods in central Europe". *Nature*. Vol. 425. no. 6953, 166–169.
- MURPHY, B.F. & TIMBAL, B. [2008]. "A review of recent climate variability and climate change in southeastern Australia". *International Journal of Climatology*. Vol. 28. no. 7, p. 859–879.
- MYERS, Vance A & ZEHR, Raymond M [1980]. "A methodology for point-to-area rainfall frequency ratios". *National Oceanic and Atmospheric Administration Technical Report NWS 24 February 1980. 117 p, 70 Fig, 22 Tab, 35 Ref, 9 Append.*
- NAVEAU, P., NOGAJ, M., AMMANN, C., YIOU, P., COOLEY, D. & JOMELLI, V. [2005]. "Statistical methods for the analysis of climate extremes". *Comptes Rendus Geosciences*. Vol. 337. no. 10-11, 1013–1022.
- NEPPEL, L., PUJOL, N. & SABATIER, R. [2011]. "A multivariate regional test for detection of trends in extreme rainfall : the case of extreme daily rainfall in the French Mediterranean area". *Adv. Geosci.* Vol. 26, 145–148.
- NERC [1975]. "Flood studies report". Rap. tech. UK : Natural Environment Research Council.
- NEW, M., TODD, M., HULME, M. & JONES, P. [2001]. "Precipitation measurements and trends in the twentieth century". *International Journal of Climatology*. Vol. 21. no. 15, 1889–1922.
- NEW, M., HEWITSON, B., STEPHENSON, D. B, TSIGA, A., KRUGER, A., MANHIQUE, A., GOMEZ, B., COELHO, C. A.S, MASISI, D. N, KULULANGA, E. et al. [2006]. "Evidence of trends in daily climate extremes over southern and west Africa". *J. Geophys. Res.* Vol. 111, p. D14102.
- NGUYEN, V.T.V., NGUYEN, T.D. & WANG, H. [1998]. "Regional estimation of short duration rainfall extremes". *Use of Historical Rainfall Series for Hydrological Modelling Selected Proceedings of the Third International Workshop on Rainfall in Urban Areas*. Vol. 37. no. 11, p. 15–19.
- NHAT, L.M., TACHIKAWA, Y., SAYAMA, T. & TAKARA, K. [2007]. "A simple scaling characteristics of rainfall in time and space to derive intensity duration frequency relationships". *Annual Journal of Hydraulic Engineering*. Vol. 51.

- NICHOLSON, S. E [2001]. “Climatic and environmental change in Africa during the last two centuries”. *Climate Research*. Vol. 17. no. 2, 123–144.
- NICHOLSON, S. E, SOME, B., MCCOLLUM, J., NELKIN, E., KLOTTER, D., BERTE, Y., DIALLO, B. M, GAYE, I., KPABEBA, G., NDIAYE, O., NOUKPOZOUNKOU, J. N, TANU, M. M, THIAM, A., TOURE, A. A & TRAORE, A. K [2003]. “Validation of TRMM and Other Rainfall Estimates with a High-Density Gauge Dataset for West Africa. Part II Validation of TRMM Rainfall Products”. *Journal Of Applied Meteorology*. Vol. 42, p. 1355–1367.
- NICHOLSON, Sharon E. [2013]. “The West African Sahel : A Review of Recent Studies on the Rainfall Regime and Its Interannual Variability”. *ISRN Meteorology*. Vol. 2013, p. 1–32.
- NOHARA, D., KITO, A., HOSAKA, M. & OKI, T. [2006]. “Impact of Climate Change on River Discharge Projected by Multimodel Ensemble”. *Journal of Hydrometeorology*. Vol. 7. no. 5, p. 1076–1089.
- NORBIATO, D, BORGA, M, SANGATI, M & ZANON, F [2007]. “Regional frequency analysis of extreme precipitation in the eastern Italian Alps and the August 29, 2003 flash flood”. *Journal of Hydrology*. Vol. 345. no. 3-4, p. 149–166.
- O’GORMAN, P. A & SCHNEIDER, T. [2009]. “The physical basis for increases in precipitation extremes in simulations of 21st-century climate change”. *Proceedings of the National Academy of Sciences*. Vol. 106. no. 35, p. 14773.
- OKI, T. [2006]. “Global Hydrological Cycles and World Water Resources”. *Science*. Vol. 313. no. 5790, p. 1068–1072.
- OKONKWO, G.I. & MBAJIORGU, C.C. [2010]. “Rainfall intensity-duration-frequency analysis for Southeastern Nigeria”. *Agricultural Engineering International : CIGR Journal*. Vol. 12. no. 1, p. 22–30.
- ORESQUES, N. [2004]. “The Scientific Consensus on Climate Change”. *Science*. Vol. 306.
- OSBORN, T.J., HULME, M., JONES, P.D. & BASNETT, T.A. [2000]. “Observed trends in the daily intensity of United Kingdom precipitation”. *International Journal of Climatology*. Vol. 20. no. 4, p. 347–364.
- OYEBANDE, L. [1982]. “Deriving rainfall intensity-duration-frequency relationships and estimates for regions with inadequate data”. *Hydrol. Sci. J.* Vol. 27. no. 3, 353–367.
- OYEGOKE, S.O. & OYEBANDE, L. [2008]. “A new technique for analysis of extreme rainfall for Nigeria”. *Environmental Research Journal*. Vol. 2. no. 1, p. 7–14.
- PADOAN, S. A., RIBATET, M. & SISSON, S. A. [2010]. “Likelihood-Based Inference for Max-Stable Processes”. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 105. no. 489, p. 263–277.
- PAETH, H., FINK, A.H., POHLE, S., KEIS, F., MÄCHEL, H. & SAMIMI, C. [2010]. “Meteorological characteristics and potential causes of the 2007 flood in sub-Saharan Africa”. *International Journal of Climatology*. n/a–n/a.
- PAL, I. & AL-TABBAA, A. [2010]. “Regional changes in extreme monsoon rainfall deficit and excess in India”. *Dynamics of Atmospheres and Oceans*. Vol. 49. no. 2-3, p. 206–214.
- PALL, P., ALLEN, M. R. & STONE, D. A. [2006]. “Testing the Clausius–Clapeyron constraint on changes in extreme precipitation under CO2 warming”. *Climate Dynamics*. Vol. 28. no. 4, p. 351–363.
- PALL, P., AINA, T., STONE, D. A, STOTT, P. A, NOZAWA, T., HILBERTS, A. G.J, LOHMANN, D. & ALLEN, M. R [2011]. “Anthropogenic greenhouse gas contribution to flood risk in England and Wales in autumn 2000”. *Nature*. Vol. 470. no. 7334, 382–385.
- PALMER, T.N. & RÄLSÄNEN, J. [2002]. “Quantifying the risk of extreme seasonal precipitation events in a changing climate”. *Nature*. Vol. 415, p. 512–514.
- PALMER, W.C. [1965]. “Meteorological Drought”. Research paper no. 45.
- PANTHOU, G., VISCHÉL, T., LEBEL, T., BLANCHET, J., QUANTIN, G. & ALI, A. [2012]. “Extreme rainfall in West Africa : A regional modeling”. *Water Resources Research*. Vol. 48. no. 8, p. 1–19.
- PARK, J.S., KANG, H.S., LEE, Y.S. & KIM, M.K. [2011]. “Changes in the extreme daily rainfall in South Korea”. *International Journal of Climatology*. Vol. 31. no. 15, p. 2290–2299.

- PATUREL, J. E., SERVAT, E., KOUAMÉ, B., LUBÈS, H., OUEDRAOGO, M. & MASSON, J. M. [1997]. "Climatic variability in humid Africa along the Gulf of Guinea Part II : an integrated regional approach". *Journal of Hydrology*. Vol. 191. no. 1, 16–36.
- PEBESMA, E.J. [2004]. "Multivariable geostatistics in S : the gstat package". *Computers & Geosciences*. Vol. 30. no. 7, p. 683–691.
- PELLARIN, T., TRAN, T., COHARD, J. M., GALLE, S., LAURENT, J. P., ROSNAY, P. & VISCHEL, T. [2009]. "Soil moisture mapping over West Africa with a 30-min temporal resolution using AMSR-E observations and a satellite-based rainfall product". *Hydrology and Earth System Sciences*. Vol. 13. no. 10, 1887–1896.
- PEREIRA FILHO, A.J., CARBONE, R.E., JANOWIAK, J.E., ARKIN, P., JOYCE, R., HALLAK, R. & RAMOS, C.G.M. [2010]. "Satellite Rainfall Estimates Over South America - Possible Applicability to the Water Management of Large Watersheds". *JAWRA Journal of the American Water Resources Association*. Vol. 46. no. 2, p. 344–360.
- PETTITT, A.N. [1979]. "A Non-Parametric Approach to the Change-Point Problem". *Journal of the Royal Statistical Society*. Vol. 28. no. 2, p. 126–135.
- PICKANDS, J. [1975]. "Statistical inference using extreme order statistics". *The Annals of Statistics*. Vol. 3. no. 1, p. 119–131.
- PIELKE JR, R. A [1999]. "NINE FALLACIES OF FLOODS". *Climatic Change*. Vol. 42, p. 413–438.
- PIELKE JR, R. A. & DOWNTON, M. W. [2000]. "Precipitation and damaging floods : trends in the United States, 1932-97". *Journal of Climate*. Vol. 13. no. 20, 3625–3637.
- PIERRE, C., BERGAMETTI, G., MARTICORENA, B., MOUGIN, E., LEBEL, T. & ALI, A. [2011]. "Pluriannual comparisons of satellite-based rainfall products over the Sahelian belt for seasonal vegetation modeling". *Journal of Geophysical Research*. Vol. 116. no. D18, p. D18201.
- PROBST, J.L. & TARDY, Y. [1987]. "Long range streamflow and world continental runoff fluctuations since the beginning of this century". *Journal of Hydrology*. Vol. 94. no. 3–4, p. 289–311.
- PRUDHOMME, C. [1999]. "Mapping a statistic of extreme rainfall in a mountainous region". *Physics and Chemistry of the Earth, Part B : Hydrology, Oceans and Atmosphere*. Vol. 24. no. 1-2, 79–84.
- PUECH, C & CHABI-GONNI, D [1984]. "Courbes hauteur de pluie-durée-fréquence en Afrique de l'Ouest pour des pluies de durée 5 mn à 24 heures". *Série hydrologique (CIEH)*.
- PUJOL, N., NEPPEL, L. & SABATIER, R. [2007]. "Approche régionale pour la détection de tendances dans des séries de précipitations de la région méditerranéenne française". *Comptes Rendus Geosciences*. Vol. 339. no. 10, 651–658.
- QUESSY, J.F., FAVRE, A.C., SAÏD, M. & CHAMPAGNE, M. [2011]. "Statistical inference in Lombard's smooth-change model". *Environmetrics*. Vol. 22. no. 7, p. 882–893.
- R-DEVELOPMENT-CORE-TEAM [2009]. "R : A Language and Environment for Statistical Computing". Vienna, Austria.
- RAHIMZADEH, F., ASGARI, A. & FATTAHI, E. [2009]. "Variability of extreme temperature and precipitation in Iran during recent decades". *International Journal of Climatology*. Vol. 29. no. 3, p. 329–343.
- RAMOS, M.H., CREUTIN, J.D. & LEBLOIS, E. [2005]. "Visualization of storm severity". *Journal of Hydrology*. Vol. 315. no. 1-4, p. 295–307.
- RE, M. & BARROS, V.R. [2009]. "Extreme rainfalls in SE South America". *Climatic Change*. Vol. 96. no. 1-2, p. 119–136.
- RENARD, B. [2006]. "Détection et prise en compte d'éventuels impacts du changement climatique sur les extrêmes hydrologiques en France". Thèse de doct. INP Grenoble.
- RIBSTEIN, P. [1983]. "Loi des fuites". French. Vol. 20. no. 2, p. 118–145.
- RIBSTEIN, P. & RODIER, J.A. [1994]. "La predetermination des crues sur des petits bassins sahéliens inférieurs à 10 km²". Rap. tech.
- ROBSON, A.J., JONES, T.K., REED, D.W. & BAYLISS, A.C. [1998]. "A study of national trend and variation in uk floods". *International Journal of Climatology*. Vol. 18, p. 165–182.

- ROCA, R., CHAMBON, P., JOBARD, I., KIRSTETTER, P. E., GOSSET, M. & BERGÈS, J. C. [2010]. “Comparing satellite and surface rainfall products over West Africa at meteorologically relevant scales during the AMMA campaign using error estimates”. *Journal of Applied Meteorology and Climatology*. Vol. 49. no. 4, 715–731.
- RODIER, J. & RIBSTEIN, P. [1988]. “Estimation des caractéristiques de la crue décennale pour les petits bassins versants du Sahel couvrant de 1 à 10 km²”. Rap. tech. ORSTOM.
- RODIER, J. & RIBSTEIN, Pierre [1986]. “Transposition des données hydrologiques : utilisation des bassins représentatifs pour la prédétermination des crues et l’estimation des apports au Sahel”.
- RODRIGUEZ-ITURBE, I. & MEJÍA, J.M. [1974]. “On the transformation of point rainfall to areal rainfall”. *Water Resources Research*. Vol. 10. no. 4, p. 729–735.
- ROSENZWEIG, C., IGLESIAS, A., YANG, X. B., EPSTEIN, P. R. & CHIVIAN, E. [2001]. “Climate change and extreme weather events ; implications for food production, plant diseases, and pests”. *Global Change & human health*. Vol. 2. no. 2, p. 90–104.
- ROSSI, A., MASSEI, N., LAIGNEL, B., SEBAG, D. & COPARD, Y. [2009]. “The response of the Mississippi River to climate fluctuations and reservoir construction as indicated by wavelet analysis of streamflow and suspended-sediment load, 1950–1975”. *Journal of Hydrology*. Vol. 377. no. 3, 237–244.
- ROSSUM, G. van & DRAKE, F.L. [2001]. “Python Reference Manual”. PythonLabs, Virginia, USA.
- SAMIMI, C., FINK, A. & PAETH, H. [2012]. “The 2007 flood in the Sahel : Causes, characteristics and its presentation in the media and FEWS NET”. *Natural Hazards and Earth System Sciences*. Vol. 12. no. 2, 313–325.
- SAMUELS, R., RIMMER, A. & ALPERT, P. [2009]. “Effect of extreme rainfall events on the water resources of the Jordan River”. *Journal Of Hydrology*. Vol. 375, p. 513–523.
- SANG, H. & GELFAND, A.E. [2009]. “Hierarchical modeling for extreme values observed over space and time”. *Environmental and Ecological Statistics*. Vol. 16, p. 407–426.
- SCHERTZER, D. & LOVEJOY, S. [1987]. “Physical Modeling and Analysis of Rain and Clouds by Anisotropic Scaling Multiplicative Processes”. *Journal of Geophysical Research*. Vol. 92. no. D8, p. 9693–9714.
- SCHMIDLI, J. & FREI, C. [2005]. “Trends of heavy precipitation and wet and dry spells in Switzerland during the 20th century”. *International Journal of Climatology*. Vol. 25. no. 6, p. 753–771.
- SCHWARZ, G. [1978]. “Estimating the Dimension of a Model”. *Annals of Statistics*. Vol. 6. no. 2, p. 461–464.
- SCOFIELD, R. A. & KULIGOWSKI, R. J [2003]. “Status and Outlook of Operational Satellite Precipitation Algorithms for Extreme-Precipitation Events”. *Weather And Forecasting*. Vol. 18, p. 1037–1051.
- SENE, S. & OZER, P. [2002]. “Evolution pluviométrique et relation inondations-événements pluvieux au Sénégal”. *Bulletin de la Société géographique de Liège*. Vol. 42.
- SEO, D. J, PERICA, S., WELLES, E. & SCHAAKE, J. C. [2000]. “Simulation of precipitation fields from probabilistic quantitative precipitation forecast”. *Journal of Hydrology*. Vol. 239. no. 1-4, 203–229.
- SEO, L., KIM, T.W., CHOI, M. & KWON, H.H. [2011]. “Constructing rainfall depth-frequency curves considering a linear trend in rainfall observations”. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*. Vol. 26. no. 3, p. 419–427.
- SERVAT, E, PATUREL, J. E., LUBES, H., KOUAMÉ, B., OUEDRAOGO, M. & MASSON, J. M. [1997]. “Climatic variability in humid Africa along the Gulf of Guinea Part I : detailed analysis of the phenomenon in Côte d’Ivoire”. *Journal of Hydrology*. Vol. 191. no. 1, 1–15.
- SÉGUI, L., CAPPELAERE, B., MILÉSI, G., PEUGEOT, C., MASSUEL, S. & FAVREAU, G. [2004]. “Simulated impacts of climate change and land-clearing on runoff from a small Sahelian catchment”. *Hydrological Processes*. Vol. 18, p. 3401–3413.
- SÉGUI, L., BOULAIN, N., CAPPELAERE, B., COHARD, J.M., FAVREAU, G., GALLE, S., GUYOT, A., HIERNAUX, P., MOUGIN, é., PEUGEOT, C., RAMIER, D., SEGHERI, J., TIMOUK, F., DEMAREZ, V., DEMARTY, J., DESCROIX, L., DESCLOITRES, M., GRIPPA, M., GUICHARD, F., KAMAGATÉ, B., KERGOAT, L., LEBEL, T., LE DANTEC, V., LE LAY, M., MASSUEL, S. & TRICHON, V. [2011]. “Contrasted land-surface processes along the West African rainfall gradient”. *Atmospheric Science Letters*. Vol. 12. no. 1, p. 31–37.

- SHAHID, S. [2010]. "Trends in extreme rainfall events of Bangladesh". *Theoretical and Applied Climatology*. Vol. 104. no. 3-4, p. 489–499.
- SHEFFIELD, J. & WOOD, E. F. [2008]. "Projected changes in drought occurrence under future global warming from multi-model, multi-scenario, IPCC AR4 simulations". *Climate Dynamics*. Vol. 31. no. 1, 79–105.
- SHEFFIELD, J., WOOD, E.F. & RODERICK, M.L. [2012]. "Little change in global drought over the past 60 years". *Nature*. Vol. 491. no. 7424, p. 435–438.
- SIERPINSKI, W. [1915]. "Triangle de Sierpinski".
- SIGHOMNOU, D., TANIMOUN, B., ALIO, A., ZOMODO, A., ILIA, A., OLOMODA, I., COULIBALY, B., KONÉ, S., ZINSOU, D. & DESSOUASSI, R. [2012]. "Crue exceptionnelle et inondations au cours des mois d'août et septembre 2012 dans le Niger Moyen et Inférieur." Rap. tech. ABN, p. 11.
- SIGHOMNOU, D., DESCROIX, L., GENTHON, P., MAHÉ, G., MOUSSA, I.B., GAUTIER, E., MAMADOU, I., VANDERVAERE, J.P., BACHIR, T., COULIBALY, B., RAJOT, J.L., MALAM-ISSA, O., MALAM-ABDOU, M., DES-SAY, N., DELAITRE, E., FARAN-MAIGA, O., DIEDHIOU, A., PANTHOU, G., VISCHEL, T., YACOUBA, H., KARAMBIRI, H., PATUREL, J.E., DIELO, P., MOUGIN, E., KERGOAT, L. & HIERNAUX, P. [2013]. "La crue de 2012 à Niamey : un paroxysme du paradoxe du Sahel?" : *Sécheresse*. Vol. 24, p. 3–13.
- SIVAKUMAR, MVK [1992]. "Empirical analysis of dry spells for agricultural applications in West Africa". *Journal of climate*. Vol. 5. no. 5, p. 532–539.
- SIVAPALAN, M. & BLÖSCHL, G. [1998]. "Transformation of point rainfall to areal rainfall : Intensity-duration-frequency curves". *Journal Of Hydrology*. Vol. 204, p. 150–167.
- SKAUGEN, Thomas [1997]. "Classification of rainfall into small-and large-scale events by statistical pattern recognition". *Journal of Hydrology*. Vol. 200. no. 1, 40–57.
- SMADI, M.M. & ZGHOUL, A. [2006]. "A Sudden Change In Rainfall Characteristics In Amman, Jordan During The Mid 1950 s". *American Journal of Environmental Sciences*. Vol. 2. no. 3, 84–91.
- SORO, G.E., GOULA, B. T. A., KOUASSI, F.W., KOFFI, K., KAMAGATÉ, B., DOUMOUYA, I., SAVANE, I. & SROHOUROU, B. [2008]. "Courbes Intensité Durée Fréquence des Précipitations En climat Tropical Humide : Cas de la Région D'abidjan (Côte D'Ivoire)". *European Journal of Scientific Research*. Vol. 21(3), p. 394–405.
- SORO, G.E., GOULA, B. T. A., KOUASSI, F.W. & SROHOUROU, B. [2010]. "Update of Intensity-Duration-Frequency curves for precipitation of short durations in tropical area of West Africa (cote d'Ivoire)". *Journal Of Applied Sciences*. Vol. 10. no. 9, p. 704–715.
- "Spatial patterns in catchment hydrology" [2001]. "Spatial patterns in catchment hydrology : observations and modelling". Cambridge, U.K. ; New York : Cambridge University Press.
- STAHL, K., HISDAL, H., HANNAFORD, J., TALLAKSEN, L., VAN LANEN, H., SAUQUET, E., DEMUTH, S., FENDEKOVA, M. & JORDAR, J. [2010]. "Streamflow trends in Europe : evidence from a dataset of near-natural catchments". *Hydrology and Earth System Sciences Discussions*. Vol. 14.
- STISEN, S., JENSEN, K. H, SANDHOLT, I. & GRIMES, D. I.F [2008]. "A remote sensing driven distributed hydrological model of the Senegal River basin". *Journal of Hydrology*. Vol. 354. no. 1-4, 131–148.
- SUGAHARA, S., ROCHA, R.P. da & SILVEIRA, R. [2009]. "Non-stationary frequency analysis of extreme daily rainfall in Sao Paulo, Brazil". *International Journal of Climatology*. Vol. 29. no. 9, p. 1339–1349.
- SULTAN, B. & JANICOT, S. [2003]. "The West African Monsoon Dynamics. Part II : The "Preonset" and "Onset" of the Summer Monsoon". *Journal Of Climate*. Vol. 16, p. 3389–3406.
- SUN, Y., SOLOMON, S., DAI, A. & PORTMANN, R.W. [2007]. "How Often Will It Rain?" : *Journal of Climate*. Vol. 20. no. 19, p. 4801–4818.
- SVEINSSON, O. G.B & BOES, D. C [2002]. "Regional frequency analysis of extreme precipitation in northeastern colorado and fort collins flood of 1997". *Journal of Hydrologic Engineering*. Vol. 7, p. 49.
- SVEINSSON, O. G.B, BOES, D. C & SALAS, J. D [2001]. "Population index flood method for regional frequency analysis". *Water Resources Research*. Vol. 37. no. 11, 2733–2748.

- SVENSSON, Cecilia & JONES, David A [2010]. “Review of methods for deriving areal reduction factors”. *Journal of Flood Risk Management*. Vol. 3. no. 3, p. 232–245.
- SYLLA, M. B., GIORGI, F., COPPOLA, E. & MARIOTTI, L. [2012]. “Uncertainties in daily rainfall over Africa : assessment of gridded observation products and evaluation of a regional climate model simulation”. *International Journal of Climatology*. n/a–n/a.
- SZOLGAY, J., PARAJKA, J., KOHNOVÁ, S. & HLAVCOVÁ, K. [2009]. “Comparison of mapping approaches of design annual maximum daily precipitation”. *Atmospheric Research*. Vol. 92. no. 3, p. 289–307.
- TAKEUCHI, K. [1976]. “Distribution of information Statistics and Criteria for Adequacy of Models”. Japanese. *Mathematical Science*. Vol. 153, p. 12–18.
- TAO, H., GEMMER, M., BAI, Y., SU, B. & MAO, W. [2011]. “Trends of streamflow in the Tarim River Basin during the past 50years : Human impact or climate change ?” : *Journal of Hydrology*. Vol. 400. no. 1, 1–9.
- TARHULE, A. [2005]. “Damaging Rainfall and Flooding : The Other Sahel Hazards”. *Climatic Change*. Vol. 72. no. 3, p. 355–377.
- TAYLOR, C. M & LEBEL, T. [1998]. “Observational evidence of persistent convective-scale rainfall patterns”.
- TAYLOR, C. M, PARKER, D. J & HARRIS, P. P [2007]. “An observational case study of mesoscale atmospheric circulations induced by soil moisture”. *Geophysical Research Letters*. Vol. 34.
- TAYLOR, C.M., GOUNOU, A., GUICHARD, F., HARRIS, P.P., ELLIS, R.J., COUVREUX, F. & DE KAUWE, M. [2011]. “Frequency of Sahelian storm initiation enhanced over mesoscale soil-moisture patterns”. *Nature Geoscience*. Vol. 4, p. 430–433.
- TODD, M. C, KIDD, C., KNIVETON, D. & BELLERBY, T. J [2001]. “A combined satellite infrared and passive microwave technique for estimation of small-scale rainfall”. *Journal of Atmospheric and Oceanic Technology*. Vol. 18. no. 5, 742–755.
- TREFRY, M., WATKINS JR, D. W & JOHNSON, D. [2005]. “Regional Rainfall Frequency Analysis for the State of Michigan”. *Journal of Hydrologic Engineering*. P. 437–449.
- TRENBERTH, K. E. [2009]. “Precipitation in a Changing Climate—More Floods and Droughts in the Future”. *GEWEX News*. Vol. 19, 8–10.
- TRENBERTH, K. E., FASULLO, J. & SMITH, L. [2005]. “Trends and variability in column-integrated atmospheric water vapor”. *Climate Dynamics*. Vol. 24. no. 7, 741–758.
- TRENBERTH, K.E. & HOAR, T.J. [1997]. “El Niño and climate change”. *Geophysical Research Letters*. Vol. 24. no. 23, p. 3057–3060.
- TRENBERTH, K.E., DAI, A., RASMUSSEN, R.M. & PARSONS, D.B. [2003]. “The Changing Character of Precipitation”. *Bulletin of the American Meteorological Society*. Vol. 84. no. 9, p. 1205–1217.
- TSCHAKERT, P. [2007]. “Views from the vulnerable : Understanding climatic and other stressors in the Sahel”. *Global Environmental Change*. Vol. 17. no. 3-4, p. 381–396.
- TSCHAKERT, P., SAGOE, R., OFORI-DARKO, G. & CODJOE, S.N. [2010]. “Floods in the Sahel : an analysis of anomalies, memory, and anticipatory learning”. *Climatic Change*. Vol. 103. no. 3-4, p. 471–502.
- TSINTIKIDIS, D., GEORGAKAKOS, K. P., ARTAN, G. A. & TSONIS, A. A. [1999]. “A feasibility study on mean areal rainfall estimation and hydrologic response in the Blue Nile region using METEOSAT images”. *Journal of Hydrology*. Vol. 221. no. 3-4, 97–116.
- USMAN, MT & REASON, CJC [2004]. “Dry spell frequencies and their variability over southern Africa”. *CLIMATE RESEARCH*. Vol. 26. no. 3, p. 199–211.
- VAN DE VYVER, H. & DEMARÉE, G. R. [2010]. “Construction of Intensity–Duration–Frequency (IDF) curves for precipitation at Lubumbashi, Congo, under the hypothesis of inadequate data”. *Hydrological Sciences Journal–Journal des Sciences Hydrologiques*. Vol. 55. no. 4, 555–564.
- VISSMAN, W., LEWIS, G.L., KNAPP, J.W. & HARBAUGH, T.E. [2003]. “Introduction to hydrology”. Prentice Hall NJ.

- VILLARINI, G., SERINALDI, F., SMITH, J. A. & KRAJEWSKI, W. F. [2009]. “On the stationarity of annual flood peaks in the continental United States during the 20th century”. *Water Resources Research*. Vol. 45. no. 8, W08417.
- VILLARINI, G., SMITH, J.A., NTELEKOS, A.A. & SCHWARZ, U. [2011a]. “Annual maximum and peaks over threshold analyses of daily rainfall accumulations for Austria”. *Journal Of Geophysical Research*. Vol. 116. no. D05103, p. 1–15.
- VILLARINI, G., SMITH, J.A., BAECK, M.L. & VITOLO, R. [2011b]. “On the frequency of heavy rainfall for the Midwest of the United States”. *Journal Of Hydrology*. Vol. 400, p. 103–120.
- VISCHEL, T. [2006]. “Impact de la variabilité pluviométrique de méso-échelle sur la réponses des systèmes hydrologiques sahéliens : Modélisation, simulation et désagrégation”. Thèse de doct. INPG.
- VISCHEL, T., LEBEL, T., MASSUEL, S. & CAPPELAERE, B. [2009]. “Conditional simulation schemes of rain fields and their application to rainfall–runoff modeling studies in the Sahel”. *Journal of Hydrology*. Vol. 375. no. 1-2, p. 273–286.
- VISCHEL, T., QUANTIN, G., LEBEL, T., VIARRE, J., GOSSET, M., CAZENAVE, F. & PANTHOU, G. [2011]. “Generation of High-Resolution Rain Fields in West Africa : Evaluation of Dynamic Interpolation Methods”. *Journal Of Hydrometeorology*. Vol. 12. no. 6, p. 1465–1482.
- VON MISES, R. [1954]. “La distribution de la plus grande de n valeurs.” *Selected papers, American Mathematical Society*. Vol. 2, p. 271–294.
- VOSS, R., MAY, W. & ROECKNER, E. [2002]. “Enhanced resolution modelling study on anthropogenic climate change : changes in extremes of the hydrological cycle”. *International Journal of Climatology*. Vol. 22. no. 7, p. 755–777.
- WEISSE, A.K. & BOIS, P. [2002]. “A comparison of methods for mapping statistical characteristics of heavy rainfall in the French Alps : the use of daily information”. *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 47. no. 5, p. 739–752.
- WENTZ, F. J., RICCIARDULLI, L., HILBURN, K. & MEARS, C. [2007]. “How Much More Rain Will Global Warming Bring?” : *Science*. Vol. 317. no. 5835, p. 233–235.
- WETHERALD, R. T. & MANABE, S. [2002]. “Simulation of hydrologic changes associated with global warming”. *Journal of Geophysical Research*. Vol. 107. no. D19, p. 4379.
- WILLETT, K. M., JONES, P. D., GILLETT, N. P. & THORNE, P. W. [2008]. “Recent changes in surface humidity : Development of the HadCRUH dataset”. *Journal of Climate*. Vol. 21. no. 20, 5364–5383.
- WOTLING, G., BOUVIER, C., DANLOUX, J. & FRITSCH, J. M [2000]. “Regionalization of extreme precipitation distribution using the principal components of the topographical environment”. *Journal of hydrology*. Vol. 233. no. 1-4, 86–101.
- XIONG, L. & GUO, S. [2004]. “Trend test and change-point detection for the annual discharge series of the Yangtze River at the Yichang hydrological station/Test de tendance et détection de rupture appliqués aux séries de débit annuel du fleuve Yangtze à la station hydrologique de Yichang”. *Hydrological sciences journal*. Vol. 49. no. 1, 99–112.
- XU, Y.P. & TUNG, Y.K. [2009]. “Constrained scaling approach for design rainfall estimation”. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*. Vol. 23. no. 6, p. 697–705.
- YU, L. & WELLER, R. A. [2007]. “Objectively analyzed air-sea heat fluxes for the global ice-free oceans (1981-2005)”.
- YU, P.S., YANG, T.C. & LIN, C.S. [2004]. “Regional rainfall intensity formulas based on scaling property of rainfall”. *Journal of Hydrology*. Vol. 295. no. 1, 108–123.
- YUE, S., PILON, P. & CAVADIAS, G. [2002]. “Power of the Mann-Kendall and Spearman’s rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series”. *Journal of Hydrology*. Vol. 259. no. 1-4, p. 254–271.
- YUREKLI, K., MODARRES, R. & OZTURK, F. [2009]. “Regional daily maximum rainfall estimation for Cekerek Watershed by L-moments”. *Meteorological Applications*. Vol. 16. no. 4, p. 435–444.

- ZAHAR, Y. & LABORDE, J. [2007]. “Statistical modelling and cartography of extreme daily rainfall events in Tunisia”. *Revue des Sciences de l’Eau*. Vol. 20. no. 4, 409–424.
- ZHANG, Q., XU, C. Y. & YANG, T. [2009]. “Variability of water resource in the Yellow River Basin of past 50 years, China”. *Water resources management*. Vol. 23. no. 6, 1157–1170.
- ZHANG, X., VINCENT, L.A., HOGG, W.D. & NIITSOO, A. [2000]. “Temperature and precipitation trends in Canada during the 20th century”. *Atmosphere-Ocean*. Vol. 38. no. 3, p. 395–429.
- ZHANG, X., ZWIERS, F.W., HEGERL, G.C., LAMBERT, F.H., GILLET, N.P., SOLOMON, S., STOTT, P.A. & NOZAWA, T. [2007]. “Detection of human influence on twentieth-century precipitation trends”. *Nature*. Vol. 448. no. 7152, p. 461–465.
- ZHAO, G., HÖRMANN, G., FOHRER, N., ZHANG, Z. & ZHAI, J. [2010]. “Streamflow trends and climate variability impacts in Poyang Lake Basin, China”. *Water resources management*. Vol. 24. no. 4, 689–706.
- ZIPSER, E. J [1977]. “Mesoscale and convective-scale downdrafts as distinct components of squall-line structure”.

ANNEXES

Variables et notations météorologiques

Cette annexe présente au TABLEAU A.1 quelques variables et relations météorologiques servant au CHAPITRE I.

Tableau A.1 – Quelques variables météorologiques et leurs valeurs (aux conditions moyennes de température et de pression à la surface de la Terre)

Variable	Notation	Unité	Valeur
Masse molaire	M	$kg.mol^{-1}$	$M_{H_2O} = 0.018$ et $M_a = 0.02897$
Constante des gaz parfaits	R	$J.mol^{-1}.K^{-1}$	8.314
Constante caractéristique d'un gaz	R_g	$J.kg^{-1}.K^{-1}$	$R_g = R/M$ ($R_v = 462$ et $R_a = 287$)
Chaleur latente de vaporisation	L_v	$J.kg^{-1}$	$\approx 2500.10^6$
Température de l'air	T	K	
Volume d'air humide	V	m^3	
Masse d'air sec	m_a	kg	
Masse de vapeur d'eau	m_v	kg	
Masse volumique de l'air	ρ_a	$kg.m^{-3}$	m_a/V
Masse volumique de la vapeur d'eau	ρ_v	$kg.m^{-3}$	m_v/V
Pression de l'air sec	P_a	Pa	$P_a = \rho_a \times R_a \times T$
Tension de vapeur de l'eau	e	Pa	$e = \rho_v \times R_v \times T$
Tension de vapeur saturante de l'eau	e_s	Pa	voir ÉQUATION I.2
Pression de l'air humide	P	Pa	$P = P_a + e$
Humidité relative	H_r	%	e/e_s
Rapport de mélange	r	$kg.kg^{-1}$	$m_v/m_a = \rho_v/\rho_a = R_a/R_v \times e/P_a$
Rapport de mélange saturant	r_s	$kg.kg^{-1}$	$0.622 \times e_s/(P - e_s)$
Humidité spécifique	q	$kg.kg^{-1}$	$m_v/(m_v + m_a)$

Tests statistiques

Les tests statistiques sont composés de deux hypothèses :

- i. l'hypothèse nulle : H_0
- ii. l'hypothèse alternative : H_1

Chaque test calcule une statistique. Lorsque l'hypothèse nulle est vraie, la distribution de la statistique du test est connue théoriquement (ou déterminée par les méthodes de ré-échantillonnage).

Lorsqu'un test est appliqué sur des données observées, il y a deux configurations possibles :

- H_0 est vrai (les données suivent l'hypothèse nulle) : la statistique du test est calculée. Il est alors possible de déterminer le risque de rejeter l'hypothèse nulle à tort : on appelle ce risque le risque de première espèce α (appelé p-value dans la plupart des logiciels statistiques). Plus ce risque est faible, plus on aura tendance à rejeter H_0 . Lorsque le risque α est inférieur à une valeur seuil (régulièrement comprise entre 1 % et 10 % et définie par l'utilisateur) alors l'hypothèse nulle est rejetée, on se trouve alors dans la situation où H_0 est rejetée à tort.
- H_1 est vraie : il y a un risque que H_0 ne soit pas rejetée à tort : c'est le risque de seconde espèce (β) (accepter H_0 alors que H_1 est vraie). La puissance d'un test est égale à $1 - \beta$ et correspond au fait que lorsque les données suivent l'hypothèse H_1 , H_0 soit rejetée.

Le TABLEAU B.1 récapitule les quatre possibilités et la FIGURE B.1 les illustre.

Tableau B.1 – Risques de première et de seconde espèce d'un test d'hypothèse

	H_0 est vraie	H_1 est vraie
H_0 n'est pas rejetée	conclusion bonne : $1 - \alpha$	Risque de seconde espèce : β
H_0 est rejetée	Risque de première espèce : α	conclusion bonne : Puissance du test : $1 - \beta$

Le risque de première espèce est donc contrôlé par l'utilisateur. La puissance associée à un test dépend de plusieurs facteurs :

- Le test en lui-même (sa statistique) et les pré-requis (normalité, indépendance ...). Un test ayant plus de pré-requis sera plus puissant. Un test paramétrique est en général plus puissant qu'un test non paramétrique.
- La taille de l'échantillon, plus l'échantillon est grand plus la dispersion de la statistique sous H_0 est petite.

- La différence entre l'hypothèse alternative et l'hypothèse nulle. En effet, la puissance d'un test dépend de ce que l'on définit comme hypothèse H_1 . Si elles sont trop proches alors H_0 sera trop souvent accepté alors que H_1 est vrai. Il est possible de connaître à partir de quelle différence de population un test est sensible.

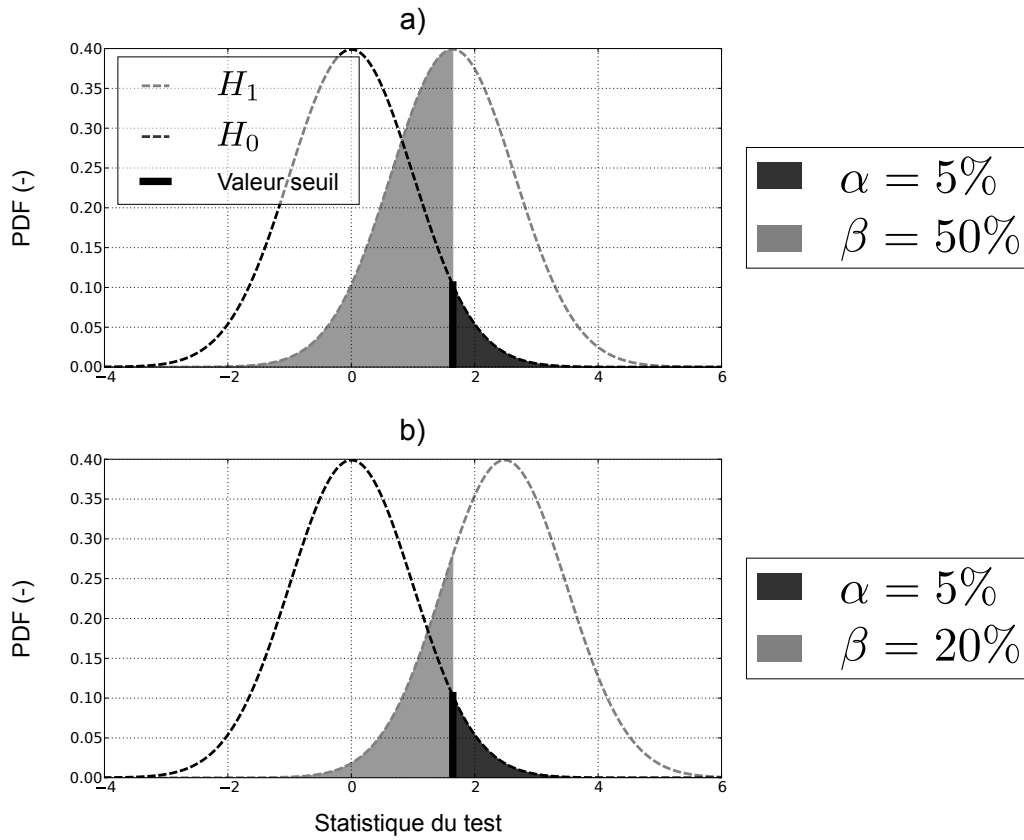


FIGURE B.1 – Distribution de la statistique d'un test d'hypothèse sous l'hypothèse H_0 et H_1 : (a) cas d'un test moyennement puissant ($\beta = 50\%$) et (b) cas d'un test plus puissant ($\beta = 20\%$)



Adéquation d'une loi statistique à un échantillon

Cette annexe présente quelques scores et tests utilisés dans ce mémoire afin de comparer une loi de distribution à un(des) échantillon(s) observé(s). Sa vocation n'est pas d'être exhaustive, mais de présenter la sensibilité des scores à l'estimation des différents paramètres d'une loi et à la longueur du(des) échantillon(s). L'idée est de comprendre le fonctionnement des différents scores et de connaître leur capacité de discrimination vis-à-vis des différents paramètres d'une loi. Cette annexe étant présentée pour aider la compréhension des résultats du CHAPITRE VI et du CHAPITRE IX, la loi choisie est la loi *GEV* mais la procédure employée peut être utilisé pour toute autre loi.

1. Procédure

1.1. Loi de référence et échantillons simulés

La loi GEV_0 servant de référence ici a les paramètres suivants : $\mu_0 = 0$, $\sigma_0 = 1$, $\xi_0 = 0$. À partir de cette loi, $s = 500$ échantillons vont être simulés pour des tailles (n) allant de 30 à 100 par pas de 5 (15 tailles). Soit $15 \times 500 = 7500$ échantillons.

1.2. Loïs alternatives

Plusieurs lois alternatives *GEV* vont être évaluées vis-à-vis de chacun des échantillons. Ces lois ont un paramètre qui diffère de la loi GEV_0 :

- GEV_1 : Le paramètre μ varie de -0.5 à 0.5 par pas de 0.02
- GEV_2 : Le paramètre σ varie de 0.5 à 1.5 par pas de 0.02
- GEV_3 : Le paramètre ξ varie de -0.5 à 0.5 par pas de 0.02

Pour chacune des lois il y a 51 jeux de paramètres soit $3 \times 51 = 153$ jeux de paramètres.

1.2.1. Comparaisons entre les différents échantillons et les différentes lois

Les scores d'ajustement testés ont été calculés sur chaque combinaison de comparaison entre un jeu de paramètres et un échantillon soit $153 \times 7500 = 1147500$ combinaisons.

2. Scores d'ajustement testés

Différents scores quantifiant la qualité d'un ajustement sont testés dans cette expérience. Quelques notations sont décrites dans les lignes qui suivent et seront utilisées pour les différents scores.

Posons $\{z_1, \dots, z_r, \dots, z_n\}$ un vecteur ordonné d'observation : r est le rang de chaque observation et n la taille de l'échantillon. La probabilité empirique peut être évaluée par la formule suivante :

$$p_r = empCDF(z_r) = \frac{r - a}{n + 1 - 2 \times a} \quad (\text{C.1})$$

Ici on prendra $a = 0$.

On notera F la loi ajustée sur l'échantillon et z_r^* le quantile estimé par la loi F :

$$z_r^* = F^{-1}(p_r) \quad (\text{C.2})$$

2.1. Tests d'ajustement à une loi statistique'ajustement

Les tests d'ajustement compare la distribution ajustée à un échantillon. Ils ont pour hypothèse nulle H_0 : "l'échantillon est issu de la distribution ajustée". Les tests renvoient la probabilité de rejeter H_0 à tort (p-valeur). Deux tests ont été employés ici : Anderson-Darling (AD) et Kolmogorov-Smirnov (KS).

Ces deux tests utilisent la différence entre la loi de distribution empirique $empCDF$ et la loi ajustée F :

- Kolmogorov-Smirnov (KS) : distance maximale absolue (ÉQUATION C.3) ;
- Anderson-Darling (AD) : intégrale des écarts au carré (ÉQUATION C.4)

$$D_{KS} = \max \{|F(x) - empCDF(x)|\} \quad (\text{C.3})$$

$$D_{AD} = \int_{-\infty}^{+\infty} [F(x) - empCDF(x)]^2 .dx \quad (\text{C.4})$$

2.2. Scores Quantile-Quantile

Différents scores peuvent ensuite comparer les quantiles estimés (z_r^*) et empiriques (z_r). Nous avons principalement utilisé ici l'erreur absolue moyenne (MAE¹, ÉQUATION C.5) et la racine de l'erreur quadratique moyenne (RMSE², ÉQUATION C.6)

$$MAE = \frac{\sum_{r=1}^n \text{abs}(z_r - z_r^*)}{n} \quad (\text{C.5})$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{r=1}^n (z_r - z_r^*)^2}{n}} \quad (\text{C.6})$$

Une version pondérée a aussi été testé en utilisant la formulation proposée par BEGUERIA & VICENTE-SERRANO [2006] :

$$w_r = \frac{1}{1 - p_r} \quad (\text{C.7})$$

Les quantiles pondérés (zw_r et zw_r^*) deviennent alors :

$$zw_r = w_r \times z_r \quad , \quad zw_r^* = w_r \times z_r^* \quad (\text{C.8})$$

Les scores pondérés MAE_w et $RMSE_w$ sont obtenus en remplaçant z_r^* par zw_r^* et z_r par zw_r dans l'ÉQUATION C.5 et l'ÉQUATION C.6.

2.3. QVS

Un dernier score utilisé ici est un score qui vérifie l'estimation d'un quantile particulier : le *QVS*³. Ce score a été utilisé dans les études de FRIEDERICHS & HENSE [2007] et de MARAUN et al. [2010].

Il est calculé pour un quantile particulier $z_p^* = F^{-1}(p)$ obtenu à partir de la loi ajustée, p étant la probabilité de non-dépassement de ce quantile (e.g. $z_{0,99}^*$ est le quantile estimé pour une fréquence de non-dépassement $p = 99$ %).

$$QVS_p = \sum_{r=1}^n \rho_p(z_r - z_p^*) \quad (\text{C.9})$$

La fonction ρ est une fonction de poids qui pénalise le fait de dépasser (d'être en dessous) un quantile élevé (bas).

1. Mean Absolute Error
2. Root Mean Square Error
3. Quantile Verification Score

$$\rho_p(u) = \begin{cases} p \times u & \text{si } u \geq 0 \\ (p-1) \times u & \text{si } u < 0 \end{cases} \quad (\text{C.10})$$

3. Résultats

Pour chacun des scores, les résultats se présentent en deux figures. La première illustre pour deux tailles d'échantillon ($n = 30$ et $n = 100$) la valeur du score pour les 500 échantillons sur une fonction de distribution et indique la méthode de calcul du score global pour les 500 échantillons. La seconde illustre les scores globaux obtenus pour chaque taille d'échantillon (n).

3.1. Tests d'ajustement à une loi statistique

La FIGURE C.1 montre la distribution de la P-valeur du test de Kolmogorov-Smirnov pour les 500 échantillons de taille $n = 30$ et de taille $n = 100$. On peut remarquer plusieurs points :

- les jeux de paramètres de la loi GEV_0 (courbes noire) suivent la première bissectrice : ce qui est normale et qui confirme à la bonne calibration du test et la bonne simulation des échantillons (il y a p % échantillons qui ont une p-valeur inférieure à p %);
- le test rejette plus facilement lorsque l'échantillon est plus grand : ce qui est aussi attendu car les tests sont plus puissants sur les grands échantillons;
- le test semble plus sensible aux paramètres de localisation (μ) et d'échelle (σ) qu'au paramètre de forme (ξ) pour lequel on observe une dissymétrie (plus sensible au paramètre ξ négatifs).

Le score global pour un ensemble de 500 échantillons est le pourcentage d'échantillons qui rejettent H_0 au risque $\alpha = 5$ %. Ce score est cartographié pour chacune des combinaisons échantillon/jeu de paramètres à la FIGURE C.2. Sur cette figure, on peut remarquer que le test d'Anderson-Darling semble plus puissant (rejet à raison de l'hypothèse nulle : risque β) que le test de Kolmogorov-Smirnov. Les précédentes conclusions sont conservées : ces tests d'ajustement sont plus puissants :

- lorsque l'échantillon est grand;
- pour μ et σ .

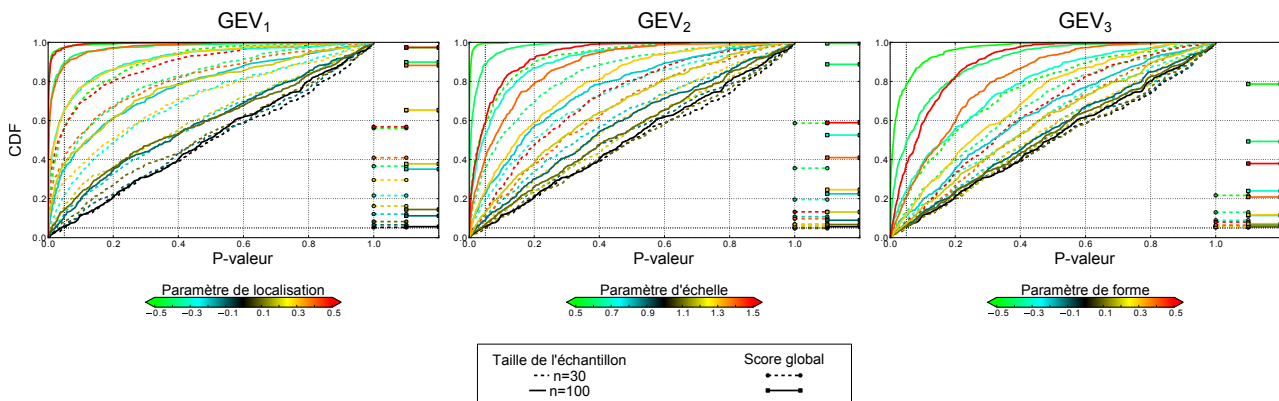


FIGURE C.1 – Distribution de la P-valeur du test de Kolmogorov-Smirnov pour les 500 échantillons de taille $n = 30$ et de taille $n = 100$

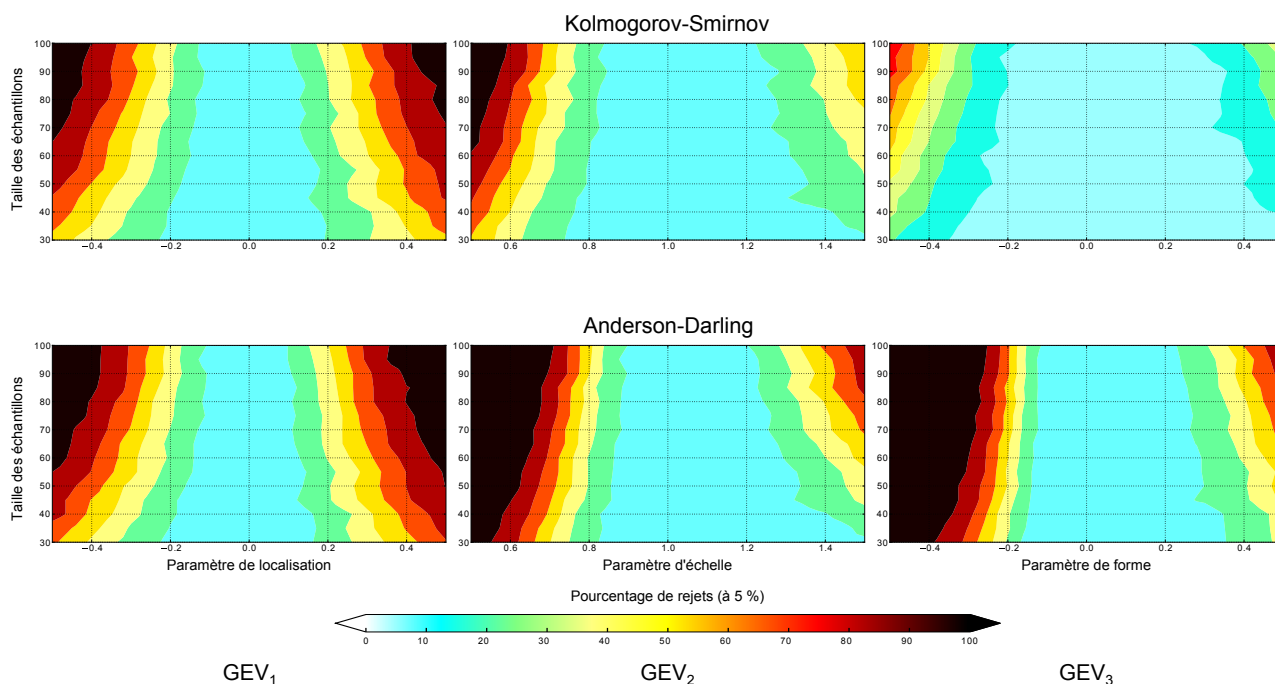


FIGURE C.2 – Pourcentage de rejet de H_0 pour les différents échantillons simulés et les différents jeux de paramètres pour le test de Kolmogorov-Smirnov et d’Anderson-Darling.

3.2. Scores Quantile-Quantile

La FIGURE C.3 montre la distribution du score quantile-quantile MAE pour les 500 échantillons de taille $n = 30$ et de taille $n = 100$. On peut noter les points suivants :

- les jeux de paramètres de la loi GEV_0 (courbes noire) ont toujours les meilleurs scores ;
- le score est sensible à chacun des paramètres de la loi GEV (μ , σ et ξ)

Le score global pour un ensemble de 500 échantillons est le score moyen des 500 échantillons. Ce score global est cartographié pour chacune des combinaisons échantillon/jeu de paramètres à la FIGURE C.4 pour le score MAE et $RMSE_w$. Sur cette figure, on peut remarquer que le score MAE est en effet sensible à chacun des paramètres. Le score $RMSE_w$ donne beaucoup plus de poids aux valeurs fortes et pénalise donc plus fortement une mauvaise estimation du paramètre ξ .

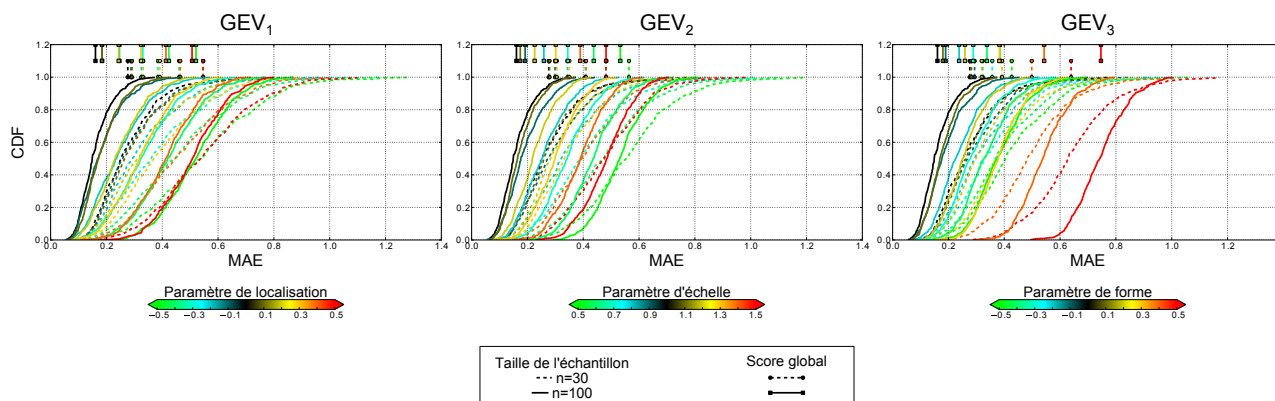


FIGURE C.3 – Distribution du score MAE pour les 500 échantillons de taille $n = 30$ et de taille $n = 100$

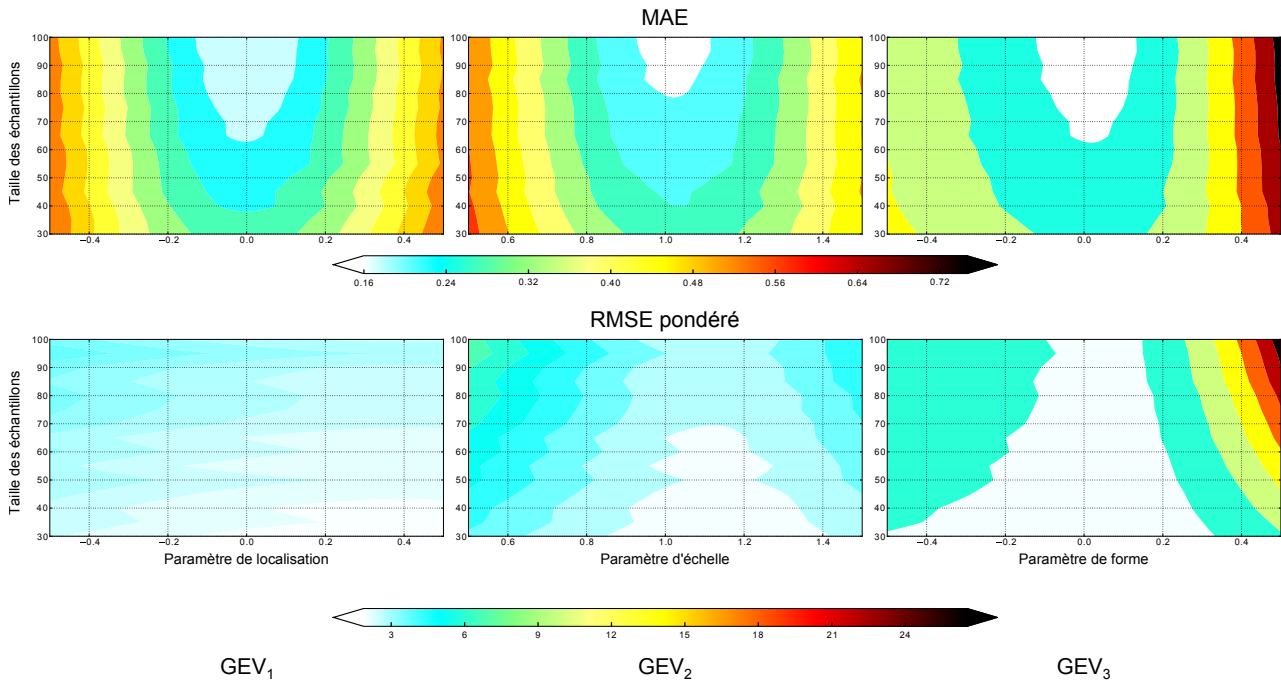


FIGURE C.4 – MAE et $RMSE_w$ obtenus pour les différents échantillons simulés et les différents jeux de paramètres.

3.3. QVS

La FIGURE C.5 montre la distribution du score $QVS_{0,9}$ pour les 500 échantillons de taille $n = 30$ et de taille $n = 100$. Pour ce score on remarque que le score est particulièrement sensible au paramètre ξ de la GEV et dans une moindre mesure au paramètre σ , ce qui est attendu vu que le score cherche à savoir si le quantile 90 % est bien estimé.

Le score global pour un ensemble de 500 échantillons est le score moyen des 500 échantillons. Ce score global est cartographié pour chacune des combinaisons échantillon/jeu de paramètres à la FIGURE C.6 pour le score $QVS_{0,5}$ et $QVS_{0,99}$. Les résultats de cette figure sont en quelque sorte attendus : une mauvaise estimation de μ (resp. ξ) est pénalisée lorsqu'il s'agit d'estimer que quantiles centraux (resp. extrêmes) de la distribution. Un point à noter est que les scores QVS ne sont pas sensible à la taille de l'échantillon.

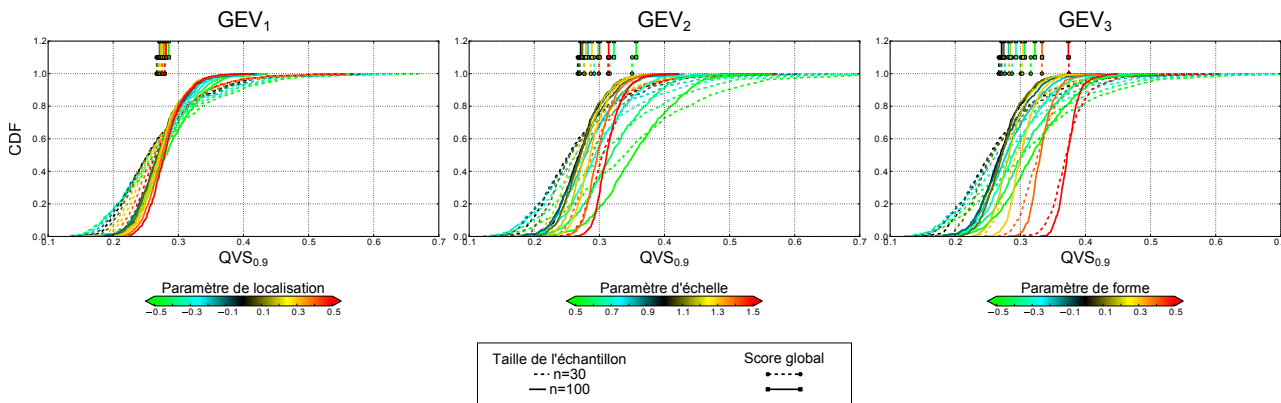


FIGURE C.5 – Distribution du score $QVS_{0,9}$ pour les 500 échantillons de taille $n = 30$ et de taille $n = 100$

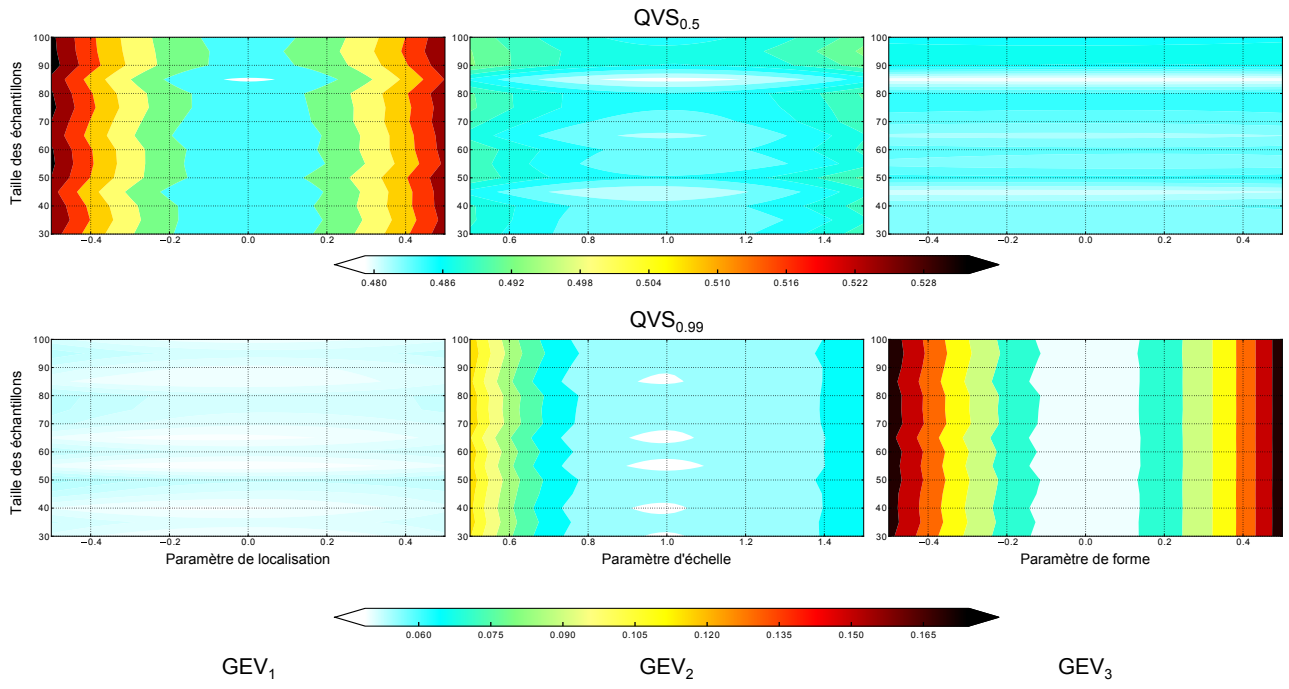


FIGURE C.6 – $QVS_{0.5}$ et $QVS_{0.99}$ obtenus pour les différents échantillons simulés et les différents jeux de paramètres.



Extension des résultats du chapitre VI

Cette annexe étend les résultats présentés dans le CHAPITRE VI concernant la répartition spatiale de l'aléa en Afrique de l'Ouest et la robustesse de l'estimation de distributions en des points observés et non-observés. Le CHAPITRE VI porte sur la zone du Sahel central, cette annexe utilise les mêmes méthodologies pour les trois autres zones pour lesquelles nous avons des données pendant la période 1950-1990. Le lecteur trouvera un résumé de cette annexe dans la SECTION 4 du CHAPITRE VI.

N.B. : Le schéma de présentation des résultats est similaire pour chacune des zones. Le lecteur trouvera les mêmes figures pour les différentes zones climatiques (Sénégal, Togo-Bénin et Côte d'Ivoire).

1. Sénégal

Le réseau du Sénégal contient 55 stations pendant la période 1950-1990 (c.f. CHAPITRE IV).

1.1. Résultats des ajustements

La FIGURE D.1 montre le résultat des ajustements d'une loi GEV aux séries de maximas ponctuels. On peut noter que l'organisation des paramètres de localisation (μ) et d'échelle (σ) est similaire : on retrouve une organisation selon la latitude (comme pour le Sahel central) mais on peut aussi noter une organisation longitudinale, que l'on pourrait attribuer à la distance à l'océan (les valeurs sont plus fortes sur la côte qu'à l'intérieur des terres). Le paramètre de forme (ξ) ne semble pas avoir d'organisation. Pour ce paramètre, on notera la prédominance des valeurs positives.

Les estimations des niveaux de retour pour les temps de retour $T_r = 20$ ans et $T_r = 100$ ans sont respectivement montrés à la FIGURE D.2 et FIGURE D.3. Comme pour la zone du Sahel central, ces cartes montrent bien le lissage progressif entre les méthodes purement ponctuelles (LFI-NN, LFI-OK, LFI-UK), les méthodes qui utilisent l'information des stations proches (LFI-OK_UD et LFI-UK_UD) et les approches régionales (SMLE-xx). En plus du lissage, ces cartes montrent des patterns relativement différents entre les approches LFI et SMLE. Ces différences proviennent des covariables utilisées par les méthodes SMLE qui ne représentent pas le gradient longitudinal relativement important observé sur les ajustements ponctuels.

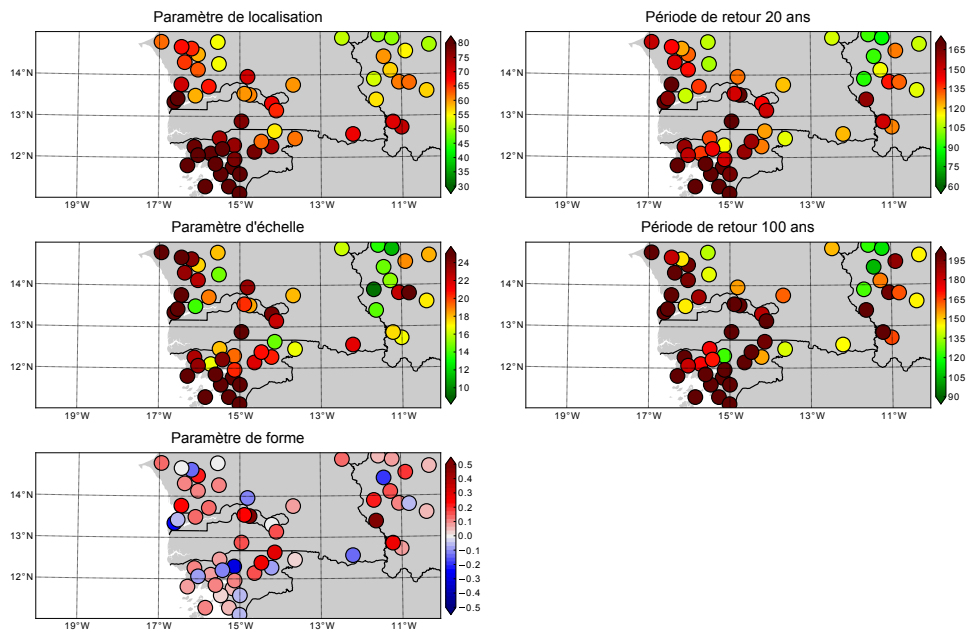


FIGURE D.1 – Résultats des ajustements ponctuels de la loi GEV par maximum de vraisemblance

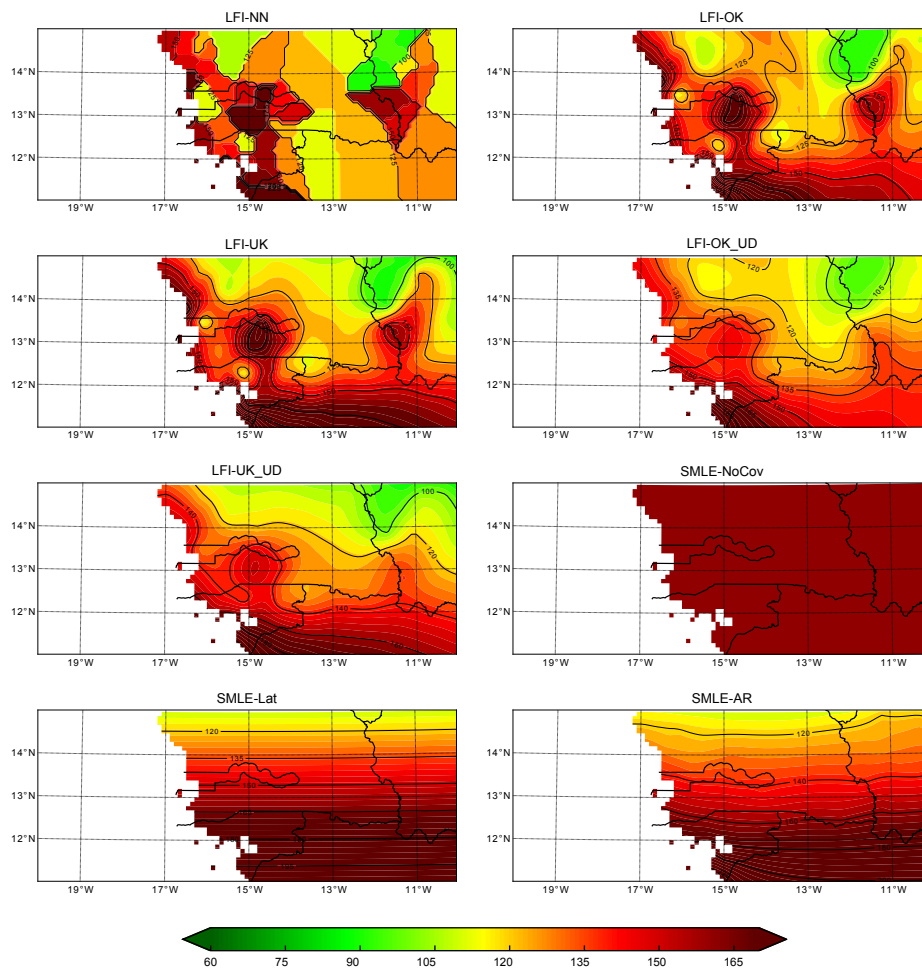


FIGURE D.2 – Niveaux de retour estimés par les modèles SMLE et LFI pour la période de retour $T_r = 20 \text{ ans}$

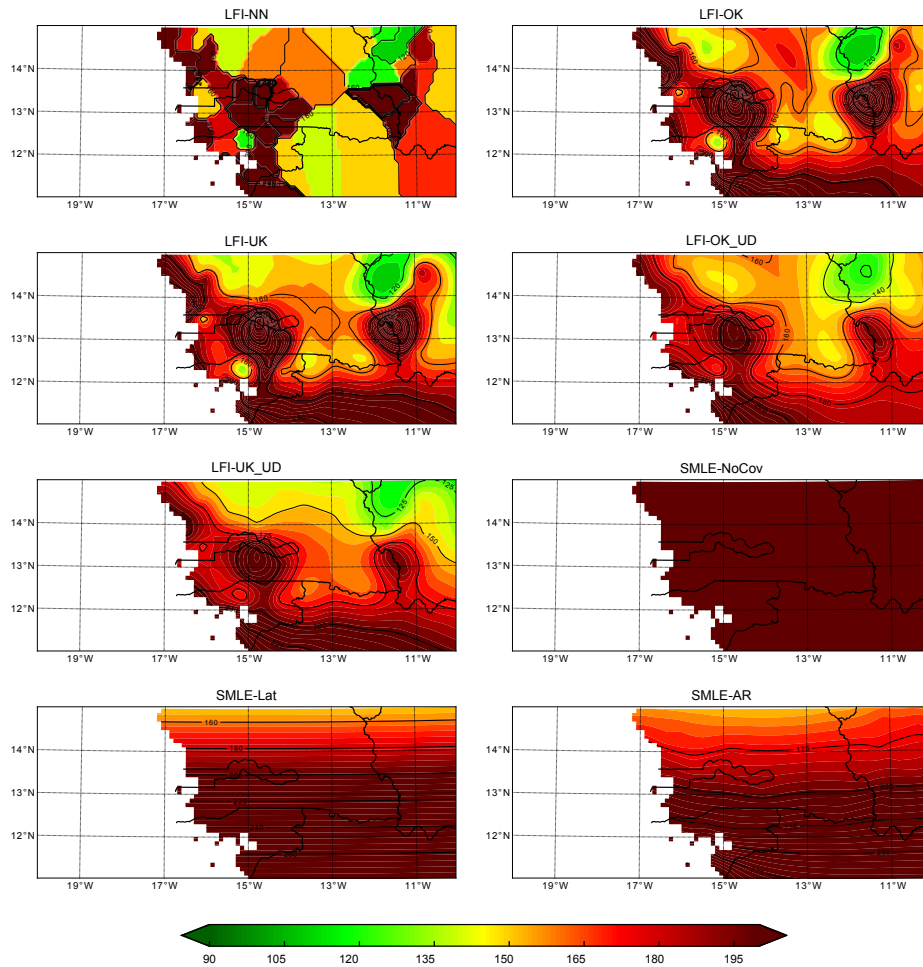


FIGURE D.3 – Niveaux de retour estimés par les modèles SMLE et LFI pour la période de retour $T_r = 100 \text{ ans}$

1.2. Calibration/validation

1.2.1. Calibration/validation spatiale

Les résultats de la calibration/validation spatiale sont présentés à la FIGURE D.4. Comme pour le Sahel cantral les modèles basiques (SMLE-NoCov et LFI-NN) ont les plus mauvaises performances. Par contre pour les autres modèles, le classement est plus compliqué à obtenir. On peut néanmoins remarquer que les modèles LFI-xx_UD sont moins bons que les approches LFI-xx et SMLE avec covariable sur l'ensemble des réseaux N et sur la plupart des réseaux F . Départager les modèles SMLE-LAT et SMLE-AR des modèles LFI-OK et LFI-UK est assez compliqué : les premiers étant largement meilleurs sur les réseaux F , les seconds sur les réseaux N . On peut penser néanmoins que les modèles SMLE peuvent être largement améliorés en ajoutant un covariable où le gradient longitudinal observé sur les ajustements ponctuels est présent. On pourrait par exemple considérer ce cas la distance à la mer et la latitude comme covariables pour μ et σ .

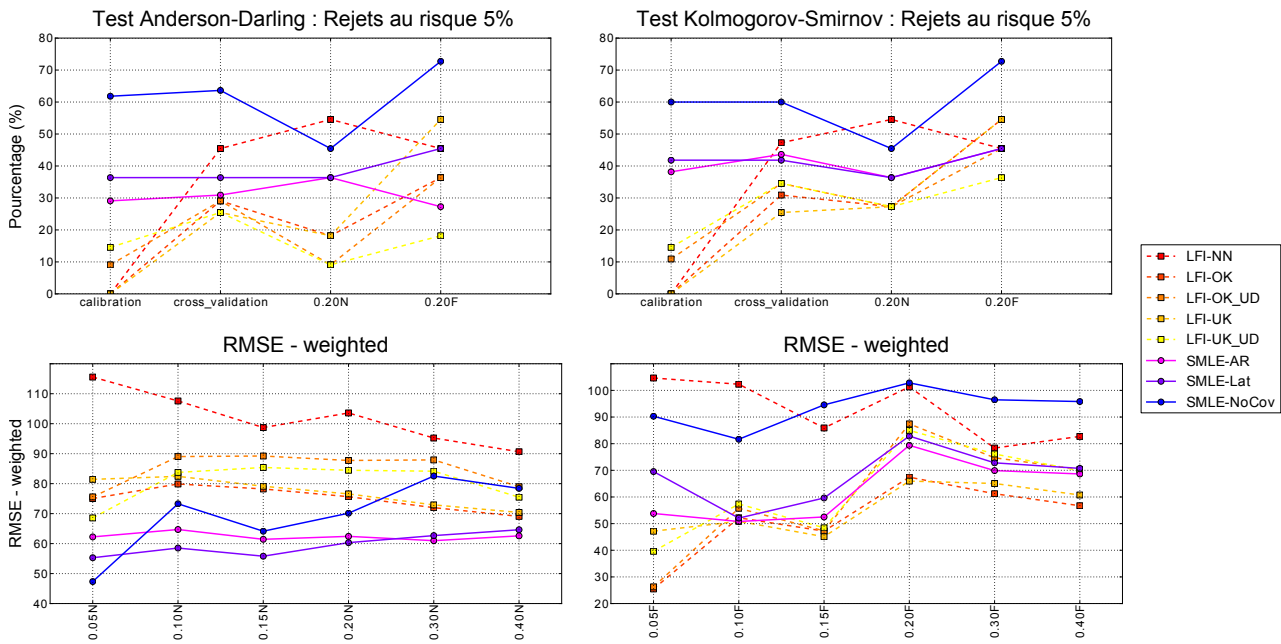


FIGURE D.4 – Procédure de calibration/validation spatiale : pourcentage de rejet des tests d’ajustements au risque $\alpha = 5\%$ (a) ; RMSE-weighted pour les différents sous réseaux

1.2.2. Calibration/validation temporelle

La FIGURE D.5 présente les résultats de la procédure de calibration/validation temporelle. Les résultats sont ici plus nets et le classement des différentes méthodes est exactement le même que pour le Sahel central : (i) SMLE-AR ;(ii)SMLE-Lat ;(iii)Gumbel ponctuel ;(iv) GEV ponctuelle ;(v)SMLE-NoCov et (vi) Loi des fuites.

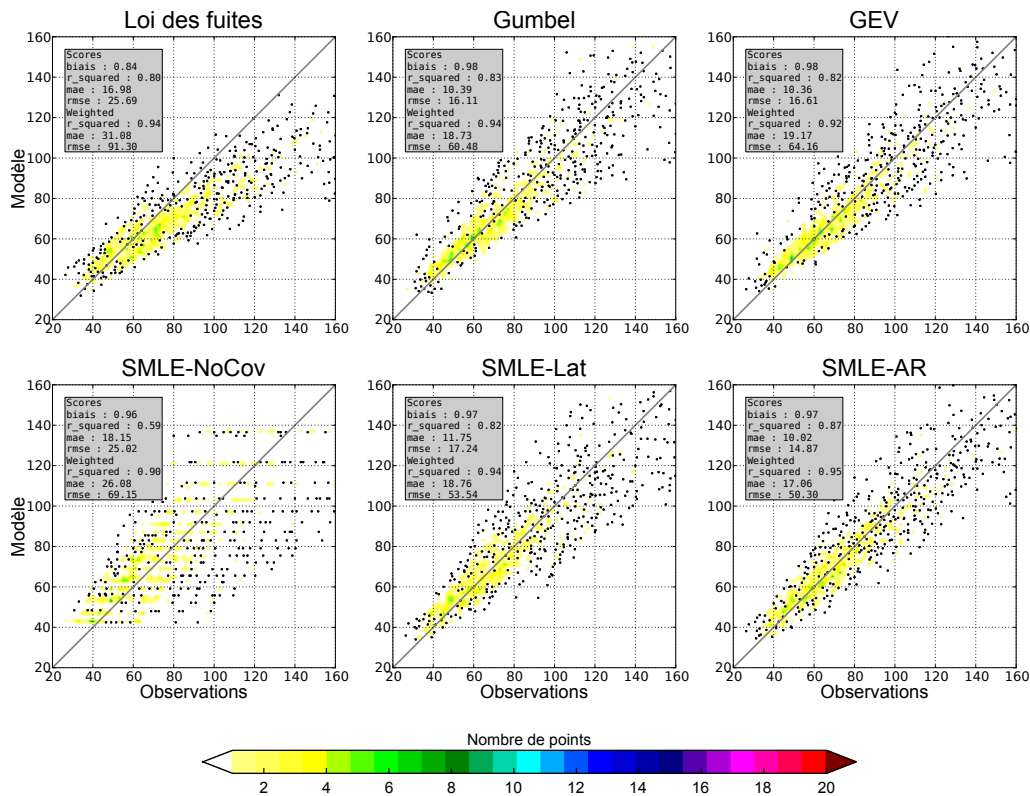


FIGURE D.5 – Procédure de calibration/validation temporelle

2. Togo - Bénin

Le réseau du Togo-Bénin contient 44 stations pendant la période 1950-1990.

2.1. Résultats des ajustements

La FIGURE D.6 montre le résultat des ajustements d'une loi GEV aux séries de maxima ponctuels. On peut noter que l'organisation des paramètres de localisation (μ) et d'échelle (σ) est similaire : on retrouve une organisation selon la latitude (comme pour le Sahel central). On peut aussi noter les fortes valeurs sur les stations très proches de la côte. Le paramètre de forme (ξ) ne semble pas avoir d'organisation.

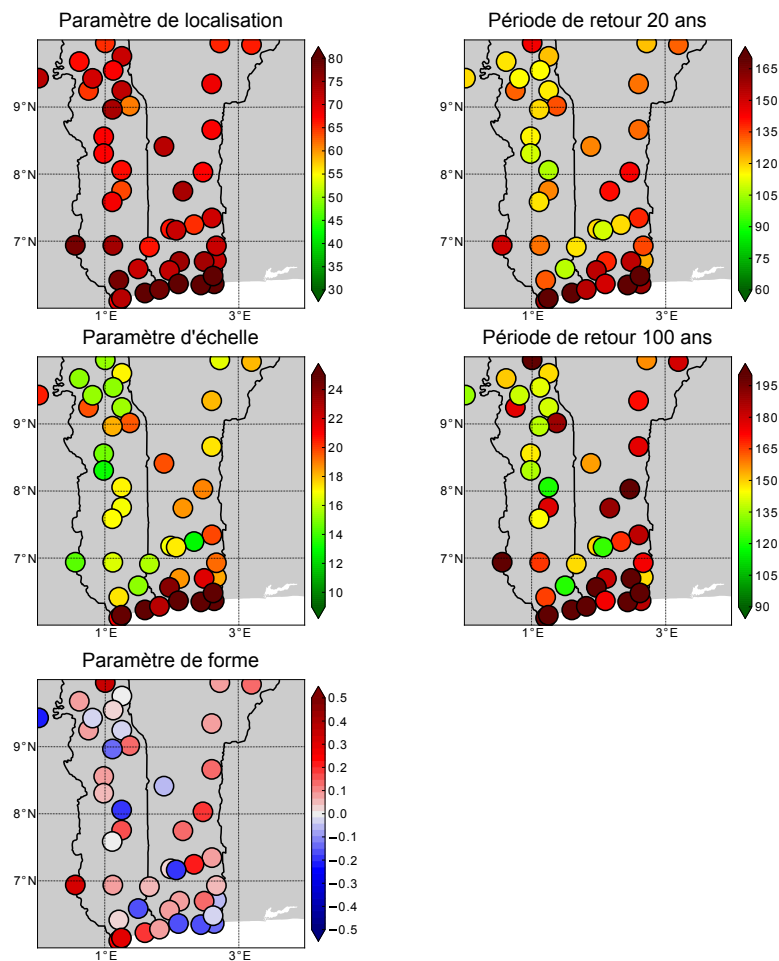


FIGURE D.6 – Résultats des ajustements ponctuels de la loi GEV par maximum de vraisemblance

Les estimations des niveaux de retour pour les temps de retour $T_r = 20 \text{ ans}$ et $T_r = 100 \text{ ans}$ sont respectivement montrés à la FIGURE D.7 et FIGURE D.8. Comme pour la zone du Sahel central, ces cartes montrent bien le lissage progressif entre les méthodes purement ponctuelles (LFI-NN, LFI-OK, LFI-UK), les méthodes qui utilisent l'information des stations proches (LFI-OK_UD et LFI-UK_UD) et les approches régionales (SMLE-xx). En plus du lissage, ces cartes montrent des patterns relativement différents entre les approches LFI et SMLE. On notera ici la faible variabilité spatiale des cartes du modèle SMLE-AR, qui sont pour cette région bien différentes de celles du modèle SMLE-Lat

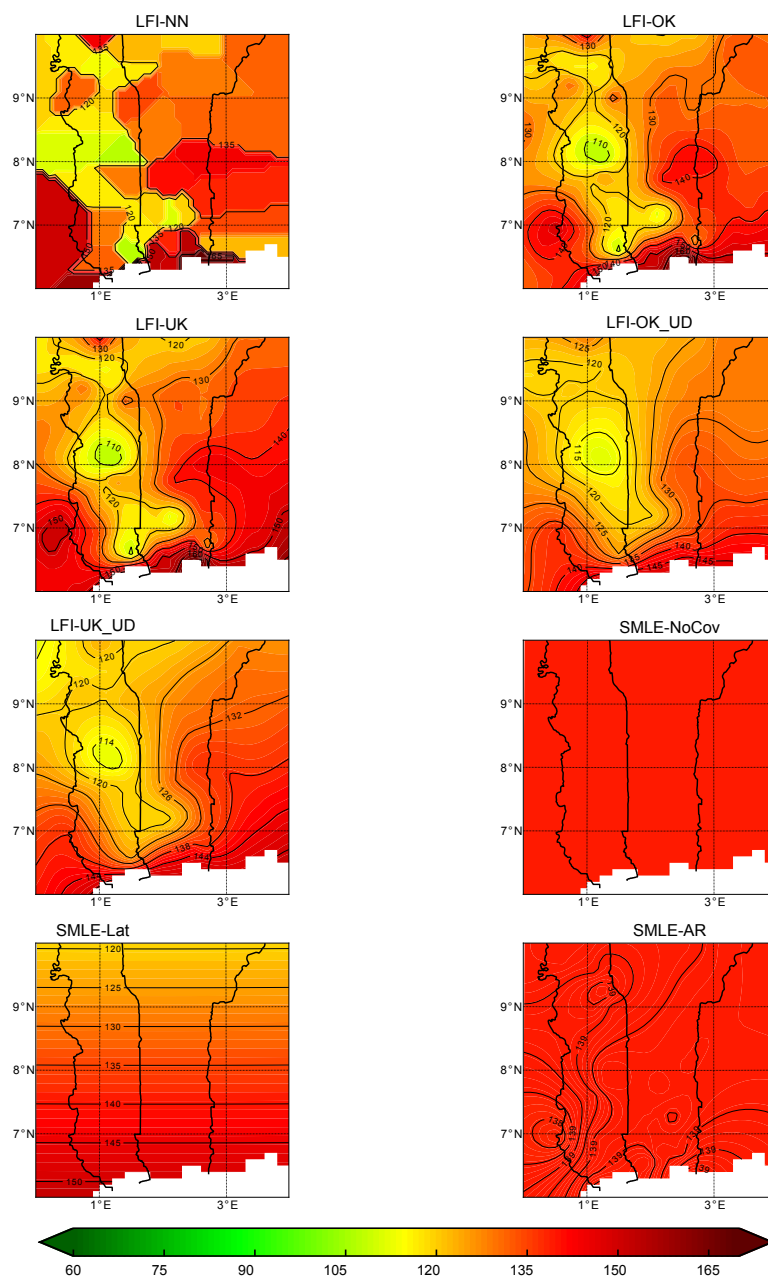


FIGURE D.7 – Niveaux de retour estimés par les modèles SMLE et LFI pour la période de retour $T_r = 20 \text{ ans}$

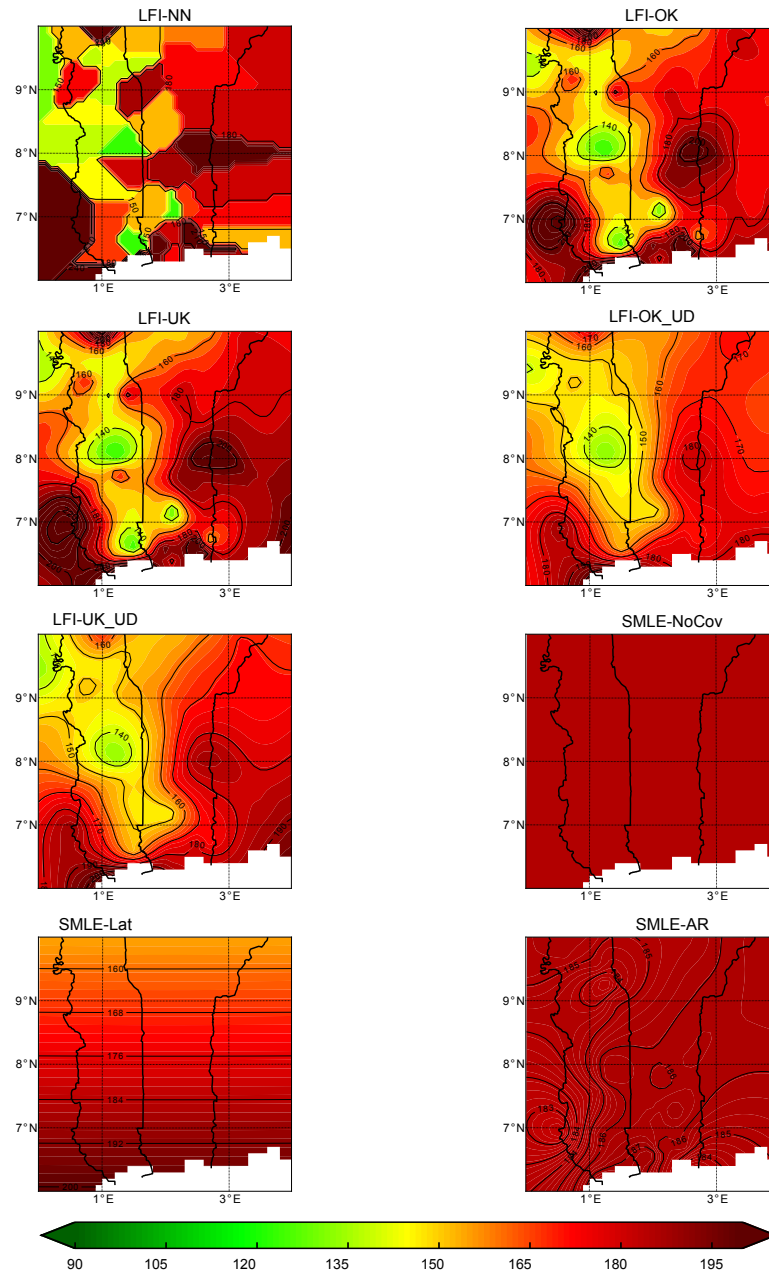


FIGURE D.8 – Niveaux de retour estimés par les modèles SMLE et LFI pour la période de retour $T_r = 100$ ans

2.2. Calibration/validation

2.2.1. Calibration/validation spatiale

Les résultats de la calibration/validation spatiale sont présentés à la FIGURE D.4. Établir un classement des différentes méthodes LFI et SMLE semble ici hasardeux. On note que les modèles LFI-xx présentent les meilleures performances en validation sur les réseaux N et que les modèles SMLE-AR et SMLE-NoCov sont meilleurs sur les réseaux F . Les méthodes LFI-xx_UD et SMLE-Lat ont des performances intermédiaires pour les deux types de réseaux.

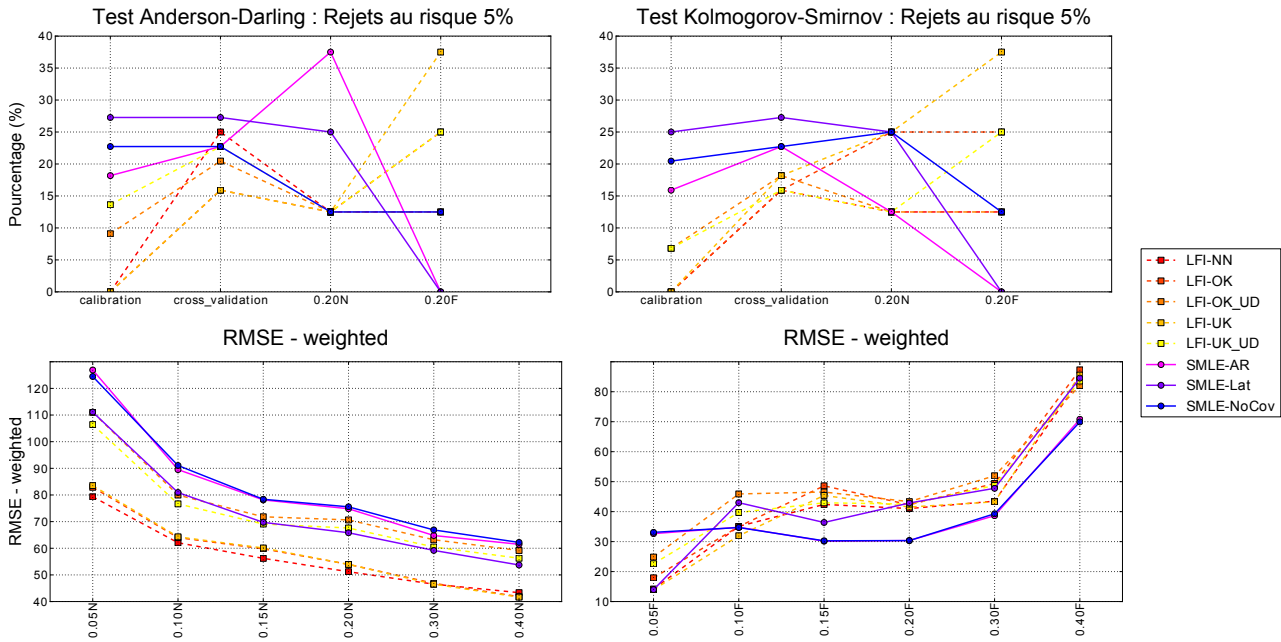


FIGURE D.9 – Procédure de calibration/validation spatiale : pourcentage de rejet des tests d’ajustements au risque $\alpha = 5\%$ (a) ; RMSE-weighted pour les différents sous réseaux

2.2.2. Calibration/validation temporelle

La FIGURE D.10 présente les résultats de la procédure de calibration/validation temporelle. Les résultats sont substantiellement différents des autres zones. En effet, le modèle SMLE-Lat présente les meilleurs résultats suivi du modèle SMLE-NoCov. La loi GEV ponctuelle a de bonnes performances, meilleures que la loi Gumbel ponctuel et le modèle SMLE-AR. La loi des fuites présente les moins bons résultats en raison d’une sous-estimation des quantiles empiriques.

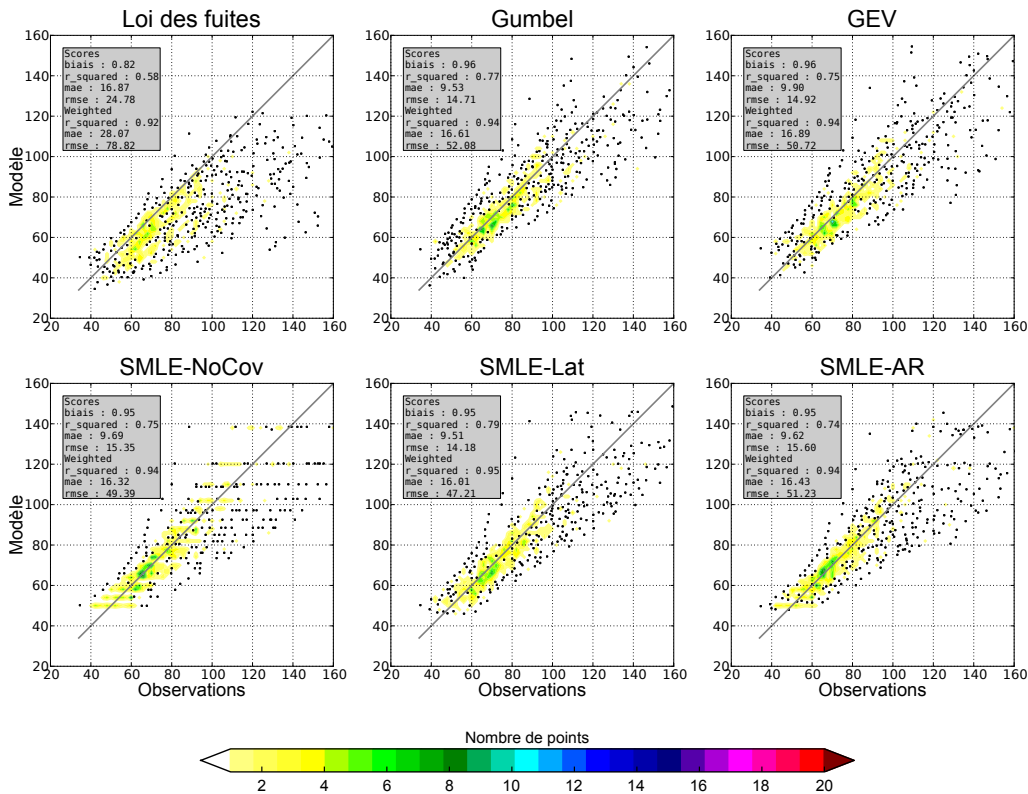


FIGURE D.10 – Procédure de calibration/validation temporelle

3. Côte D'Ivoire

Le réseau de la côte d'Ivoire contient 32 stations pendant la période 1950-1990.

3.1. Résultats des ajustements

La FIGURE D.11 montre le résultat des ajustements d'une loi GEV aux séries de maxima ponctuels. On peut noter que l'organisation des paramètres de localisation (μ) et d'échelle (σ) est similaire : on retrouve une organisation selon la latitude (comme pour le Sahel central) mais on peut aussi noter des valeurs fortes des paramètres aux stations proches de la côte (comme pour les deux autres zones climatiques ayant des stations côtières). Le paramètre de forme (ξ) ne semble pas avoir d'organisation.

Les estimations des niveaux de retour pour les temps de retour $T_r = 20 \text{ ans}$ et $T_r = 100 \text{ ans}$ sont respectivement montrés à la FIGURE D.12 et FIGURE D.13. Comme pour les autres, ces cartes montrent bien le lissage progressif entre les méthodes purement ponctuelles (LFI-NN, LFI-OK, LFI-UK), les méthodes qui utilisent l'information des stations proches (LFI-OK_UD et LFI-UK_UD) et les approches régionales (SMLE-xx). On note ici que le cumul annuel semble être une covariable adéquate pour représenter l'organisation des maxima.

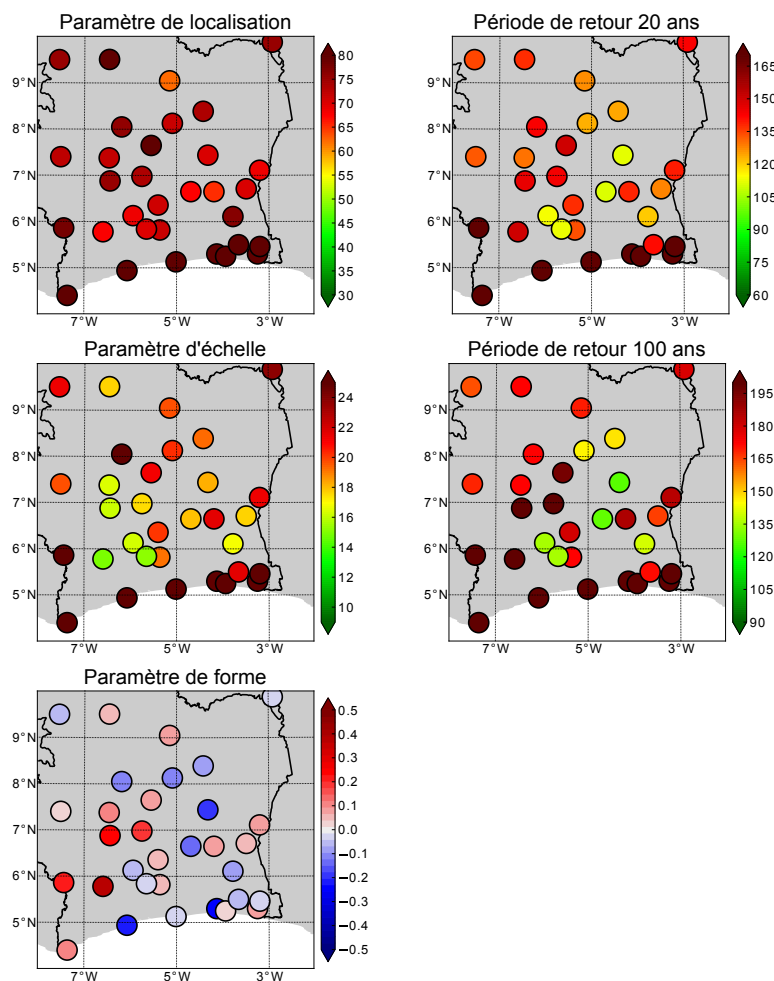


FIGURE D.11 – Résultats des ajustements ponctuels de la loi GEV par maximum de vraisemblance

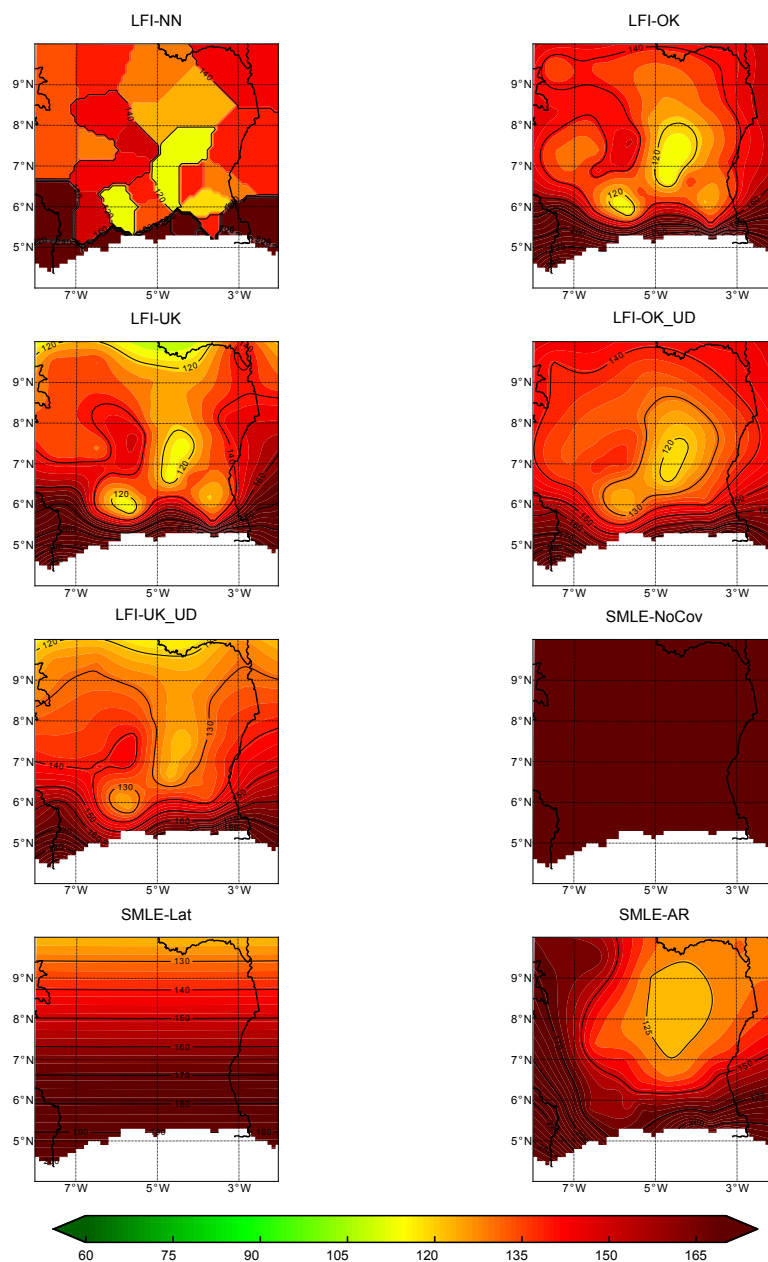


FIGURE D.12 – Niveaux de retour estimés par les modèles SMLE et LFI pour la période de retour $T_r = 20 \text{ ans}$

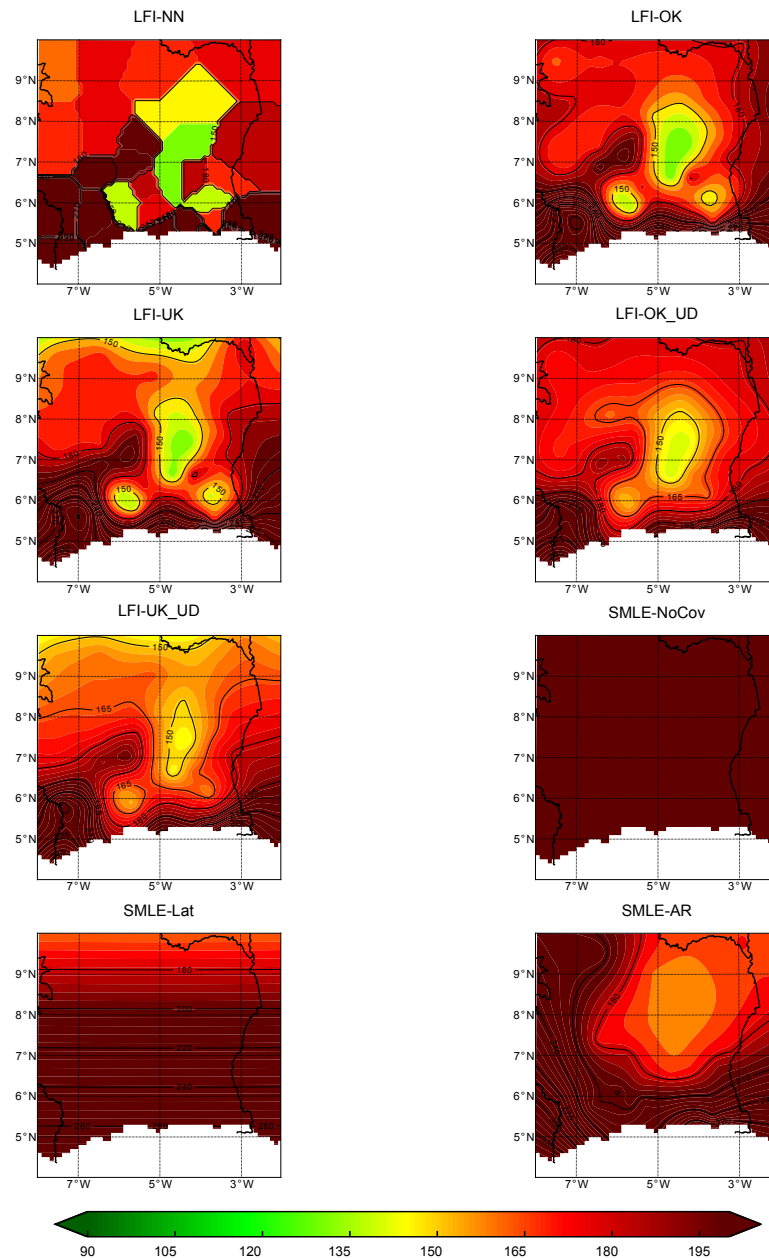


FIGURE D.13 – Niveaux de retour estimés par les modèles SMLE et LFI pour la période de retour $T_r = 100 \text{ ans}$

3.2. Calibration/validation

3.2.1. Calibration/validation spatiale

Les résultats de la calibration/validation spatiale sont présentés à la FIGURE D.14. Le modèle SMLE-AR présente ici les meilleures performances. Les trois modèles LFI-xx ont de meilleures performances que les modèles SMLE-Lat et SMLE-NoCov. Enfin les modèles LFI-XX_UD ont les moins bonnes performances sur tous les réseaux de validation (N et X)

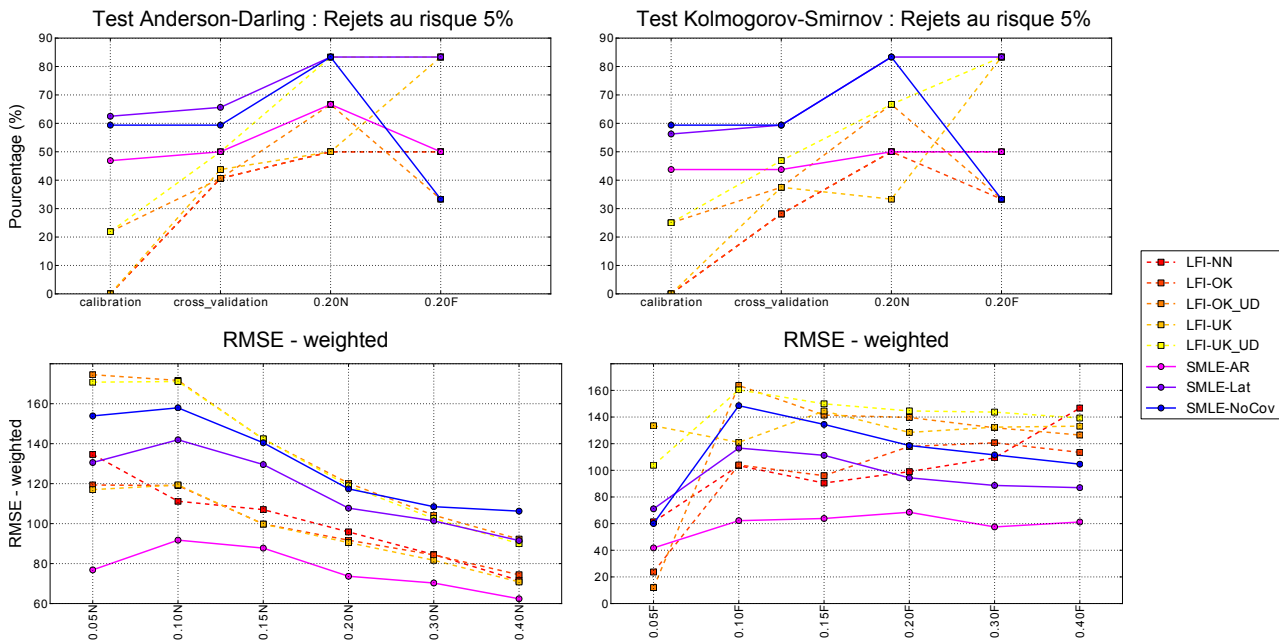


FIGURE D.14 – Procédure de calibration/validation spatiale : pourcentage de rejet des tests d’ajustements au risque $\alpha = 5\%$ (a) ; RMSE-weighted pour les différents sous réseaux

3.2.2. Calibration/validation temporelle

La FIGURE D.15 présente les résultats de la procédure de calibration/validation temporelle. Les résultats sont pour cette zone sont assez remarquables. C’est la seule zone où les modèles ponctuels présentent des meilleurs résultats que les modèles SMLE. Le classement des modèles est le suivant : (i) Gumbel ponctuel ; (ii) GEV ponctuel ; (iii) SMLE-AR ; (iv) SMLE-Lat ; (v) SMLE-NoCov et (vi) Loi des fuites

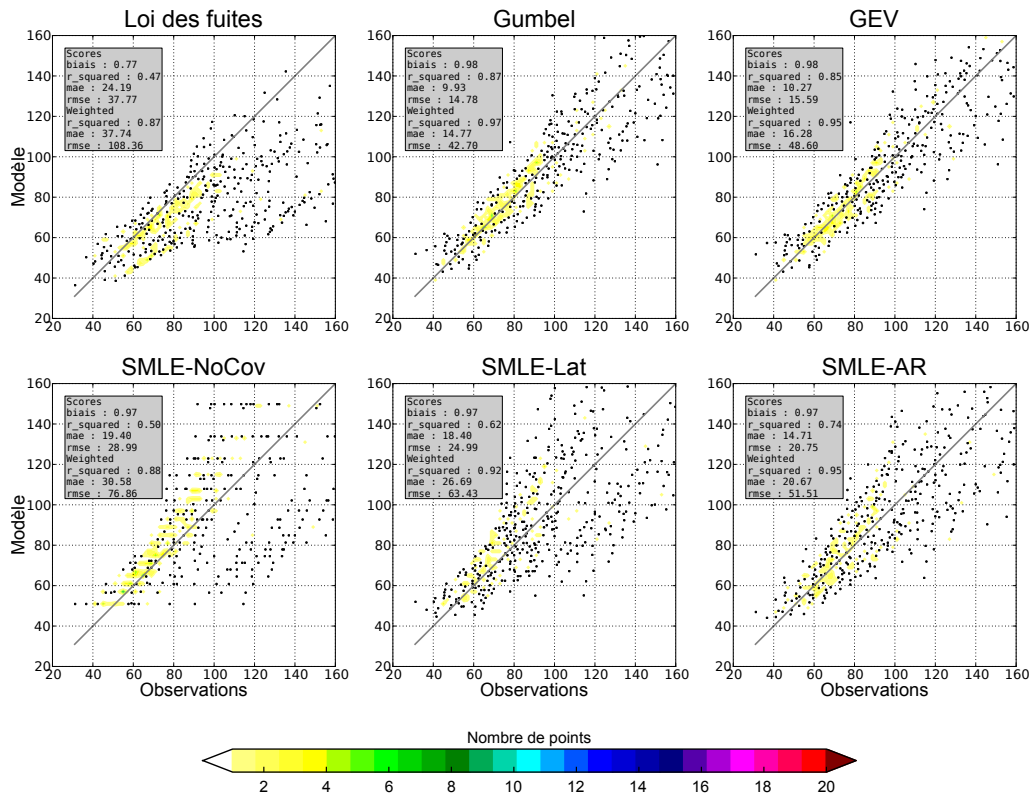


FIGURE D.15 – Procédure de calibration/validation temporelle

Extension des résultats du chapitre VII

Cette annexe étend les résultats présentés dans le CHAPITRE VII concernant la non-stationnarité des extrêmes pluviométrique en Afrique de l'Ouest pendant la période 1950-1990. Le CHAPITRE VII porte sur la zone du Sahel central, cette annexe utilise les mêmes méthodologies pour les trois autres zones pour lesquelles nous avons des données pendant la période 1950-1990. Le lecteur trouvera un résumé de cette annexe dans la SECTION 3 du CHAPITRE VII .

N.B. : Le schéma de présentation des résultats est similaire pour chacune des zones. Le lecteur trouvera les mêmes figures pour les différentes zones climatiques (Sénégal, Togo-Bénin et Côte d'Ivoire). Les différents rejets de tests statistiques sont donnés au risque $\alpha = 5 \%$.

1. Sénégal

Le réseau du Sénégal contient 55 stations pendant la période 1950-1990 (c.f. CHAPITRE IV).

La FIGURE E.1 montre le résultat de l'application des tests statistiques de stationnarité. Sur les séries de cumuls annuels (FIGURE E.1a), les tests sont unanimes : il n'y a qu'une ou deux stations qui sont vues comme stationnaires, les autres ayant une rupture négative pour le test de Pettitt un peu avant 1970. Sur les séries de maximas (FIGURE E.1b), les tests rejettent beaucoup moins l'hypothèse de stationnarité ($\simeq 30 \%$) mais les ruptures du test de Pettitt sont négatives et centrées au même endroit que celles des cumuls annuels.

L'approche utilisant des modèles GEV non-stationnaires détecte plus de ruptures négatives significatives (41/55), principalement centrées autour de 1968 (FIGURE E.2).

La FIGURE E.3 montre le résultat de l'application des modèles GEV régionaux RGEV et RNSGEV. Elle indique que :

- la rupture la plus probable se situe en 1967-1968 (FIGURE E.3)a
- cette rupture est négative (FIGURE E.3)b et très significative (FIGURE E.3)c.

La FIGURE E.4 montre les QQ-plot pour les deux périodes. Elle montre clairement l'amélioration apportée par le modèle RNSGEV* qui replace le nuage de point autour de la première bissectrice alors

que le modèle RGEV sous-estime les quantiles empiriques pour la période 1950-1967 et les surestime pour la période 1968-1990.

Cette zone présente donc des résultats très similaires à ceux obtenus pour le Sahel central. La seule différence notable pourrait être que les ruptures se situent légèrement avant (autour de 1968) que celles observées pour la zone du Sahel central (autour de 1970).

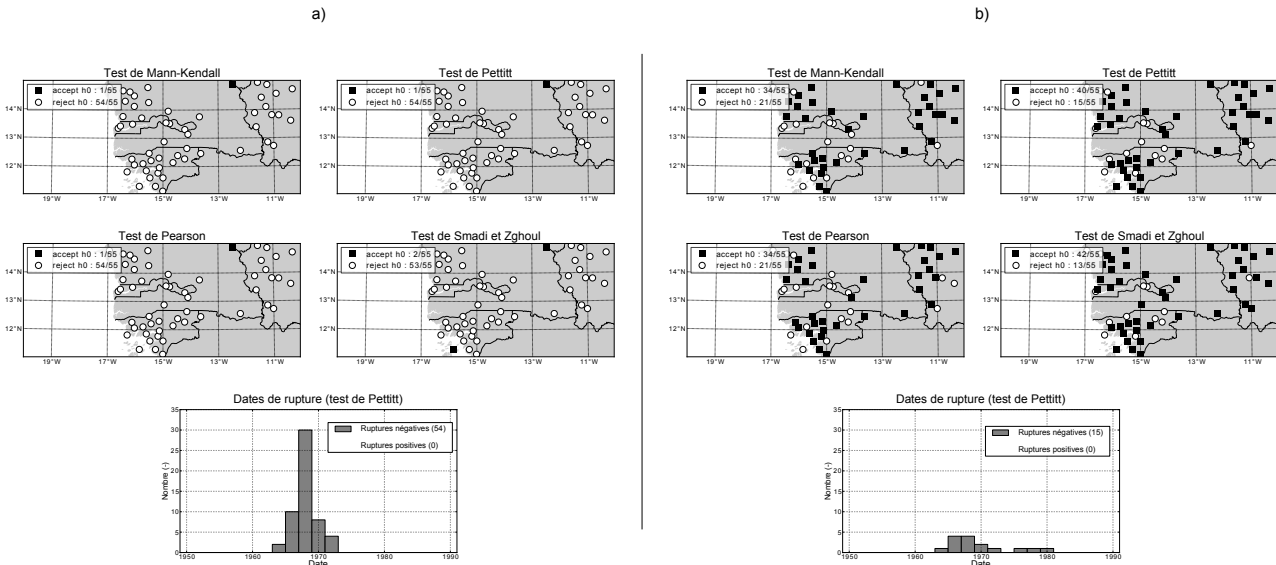


FIGURE E.1 – Application des tests de stationnarité (rejet au risque $\alpha = 5 \%$) aux séries de cumul annuels (a) et de maximas annuels (b)

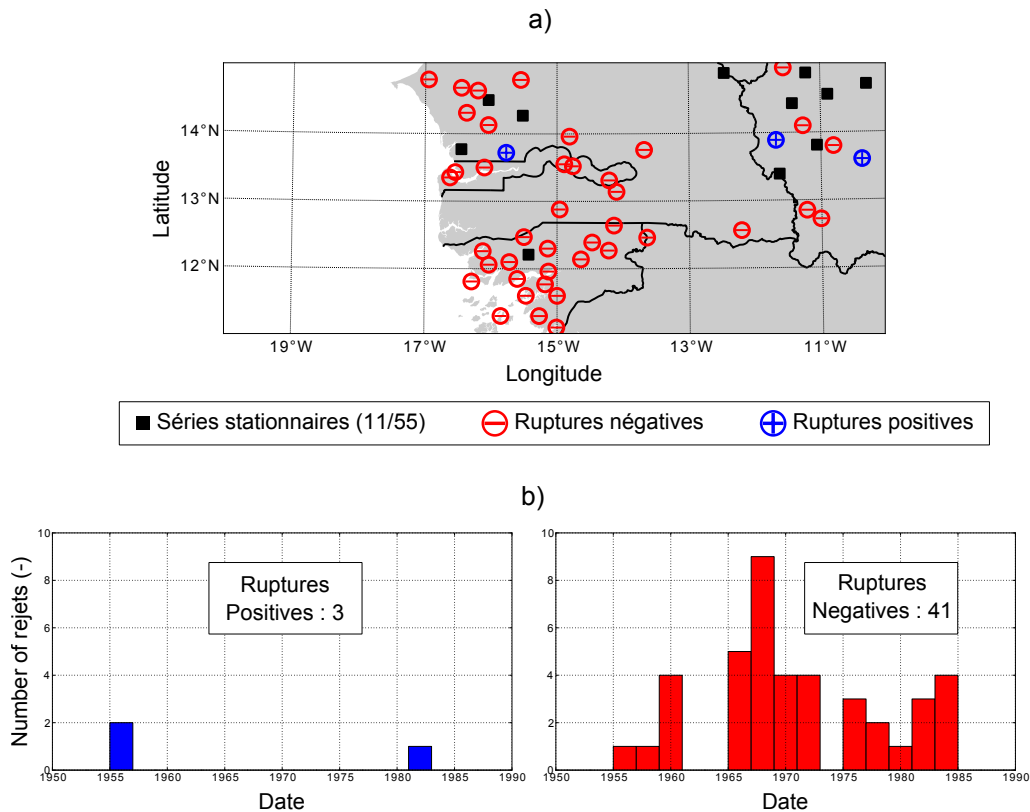


FIGURE E.2 – Résultats de l'application des modèles ponctuels PGEV et PNSGEV* : (a) carte du résultat de l'application du Likelihood Ratio ($\alpha = 5 \%$), (b) Dates de rupture pour les modèles PNSGEV* significatifs ($\alpha = 5 \%$)

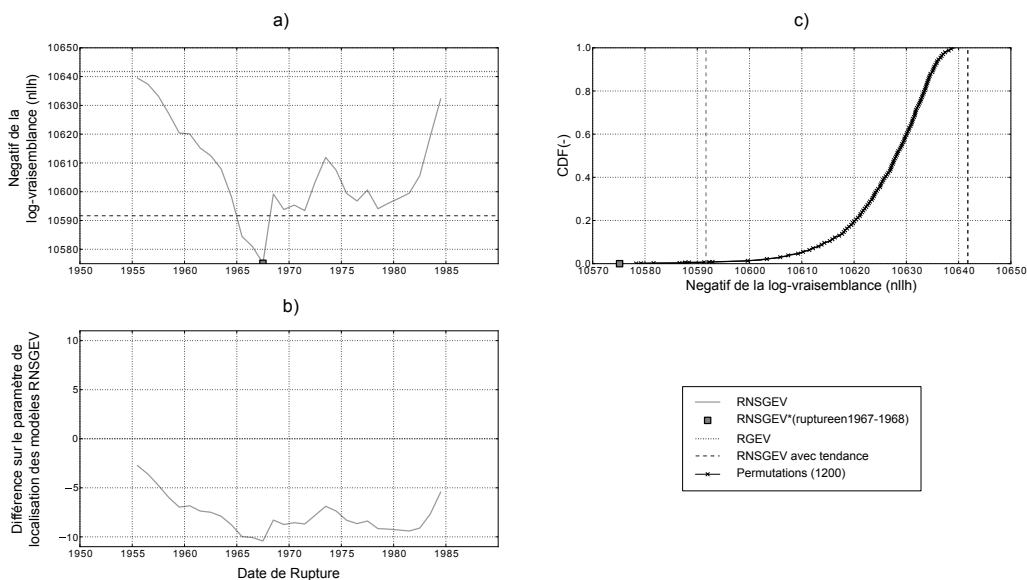


FIGURE E.3 – Résultat de l’optimisation des modèles GEV régionaux (RGEV / RNSGEV) : (a) Log-vraisemblance pour les différents modèles RNSGEV, (b) Différence du paramètre de localisation avant et après rupture ($\mu_1 - \mu_0$) pour les différents modèles RNSGEV présentant une rupture, (c) Procédure de permutation : Distribution de la vraisemblance des modèles RNSGEV*(m) $\{m = 1, 10000\}$ ajustés sur des séries régionales permutoées

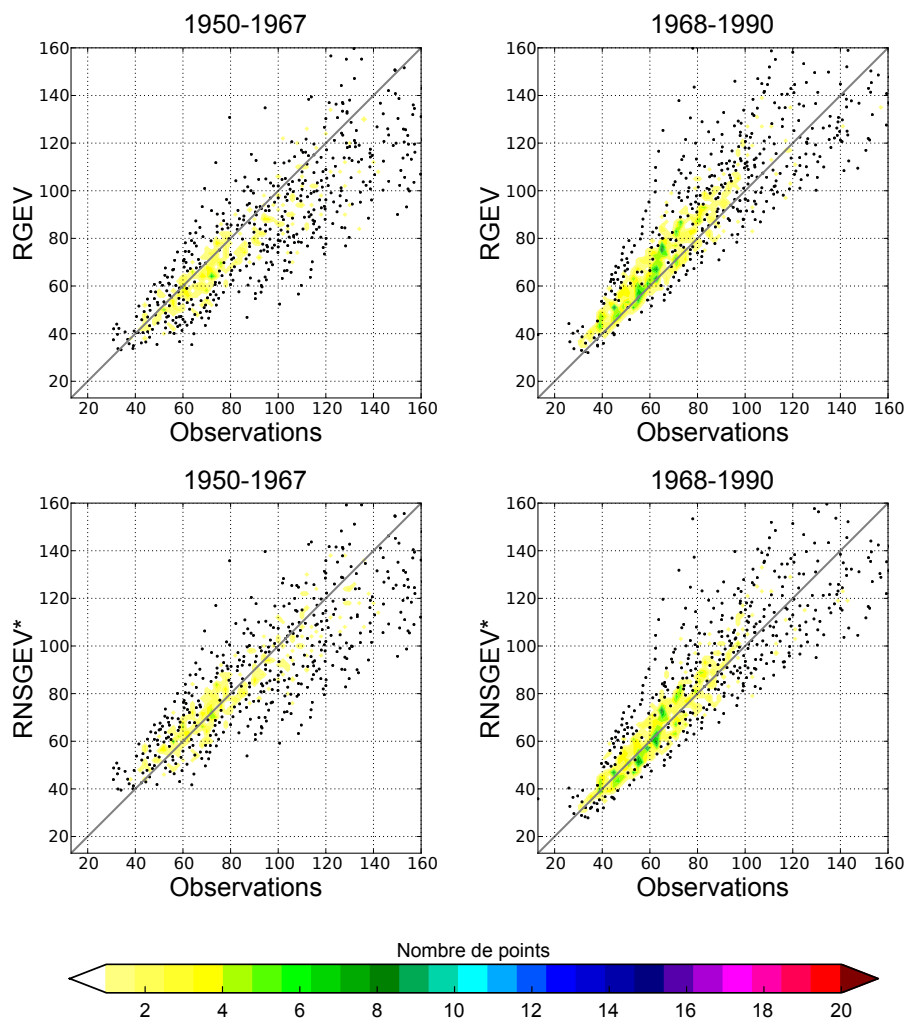


FIGURE E.4 – QQ-plot pour la période avant la rupture la plus probable (1950-1967) et après (1968-1990) : modèle RGEV sur les graphiques du haut et RNSGEV* sur les graphiques du bas.

2. Togo - Bénin

Le réseau du Togo-Bénin contient 44 stations pendant la période 1950-1990.

La FIGURE E.5 montre le résultat de l'application des tests statistiques de stationnarité. Les résultats montrent qu'il y a assez peu de rejets de l'hypothèse de stationnarité à la fois sur les séries de cumuls annuels (FIGURE E.5a) et sur les séries de maximas (FIGURE E.5b). Pour le test de Pettitt, les ruptures significatives (9/44) sont négatives et situées autour de 1970 pour les séries de cumuls annuels. Par contre, pour les maximas, il y a deux ruptures négatives et deux ruptures positives (sur 44 séries).

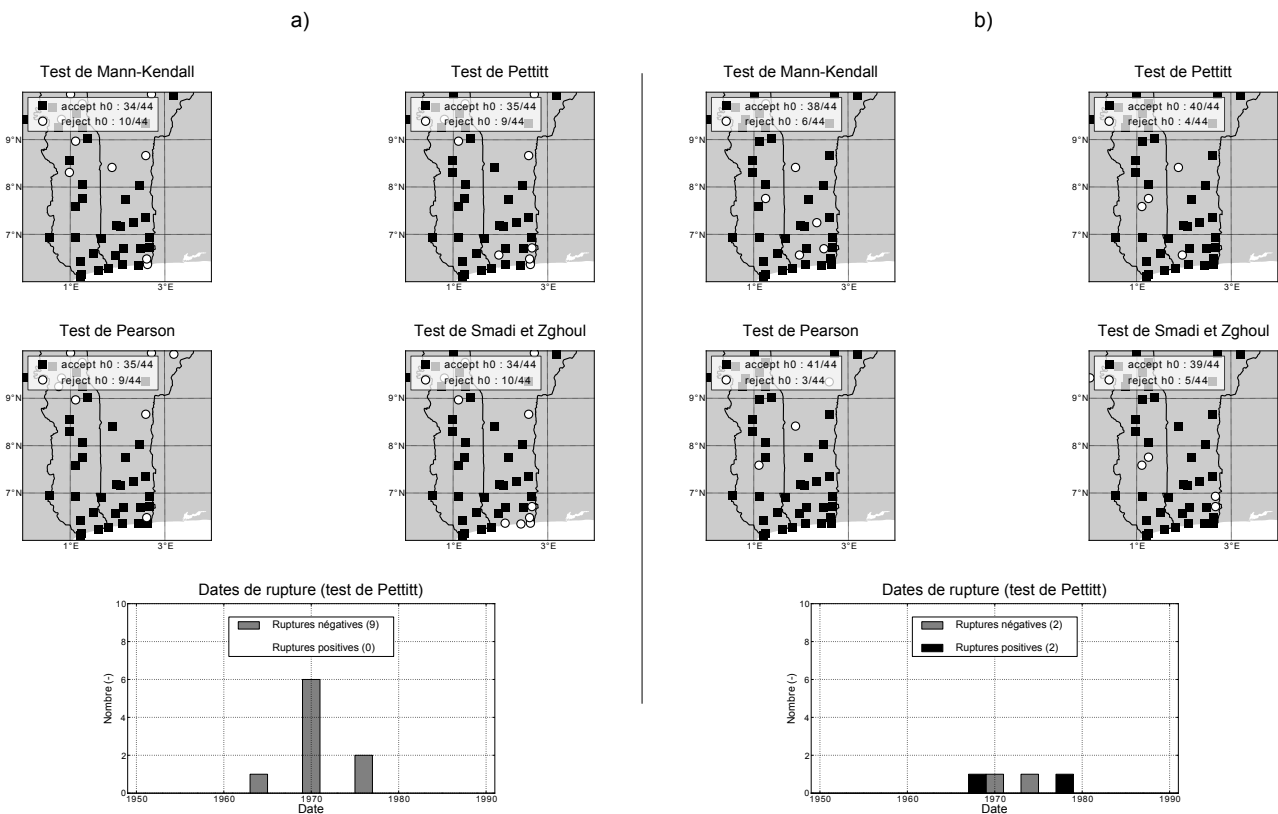


FIGURE E.5 – Application des tests de stationnarité (rejet au risque $\alpha = 5\%$) aux séries de cumuls annuels (a) et de maximas annuels (b)

L'approche utilisant des modèles GEV non-stationnaires détecte plus de ruptures significatives (FIGURE E.6). Ces ruptures sont tout autant positives (10/44) que négatives (10/44). Le point essentiel à souligner ici est qu'il semble y avoir une organisation spatiale des ruptures : les ruptures positives se trouvant à l'Ouest de la zone et les ruptures négatives à l'Est.

La FIGURE E.7 montre le résultat de l'application des modèles GEV régionaux RGEV et RNS-GEV. Elle indique que la rupture la plus probable se situe en 1967-1968 : elle est négative et peu significative. Le fait qu'il y ait une organisation dans les non-stationnarités détectées par les modèles PGEV/PNSGEV rend l'application des modèles régionaux peu appropriée pour la zone car il faudrait la séparer en deux.

Cette zone présente donc des résultats très différents à ceux obtenus pour les deux zones Sahéliennes. Le dipôle entre l'Ouest et l'Est de cette zone est un point qui reste à explorer plus finement. L'acquisition de données supplémentaires permettrait d'affiner les résultats.

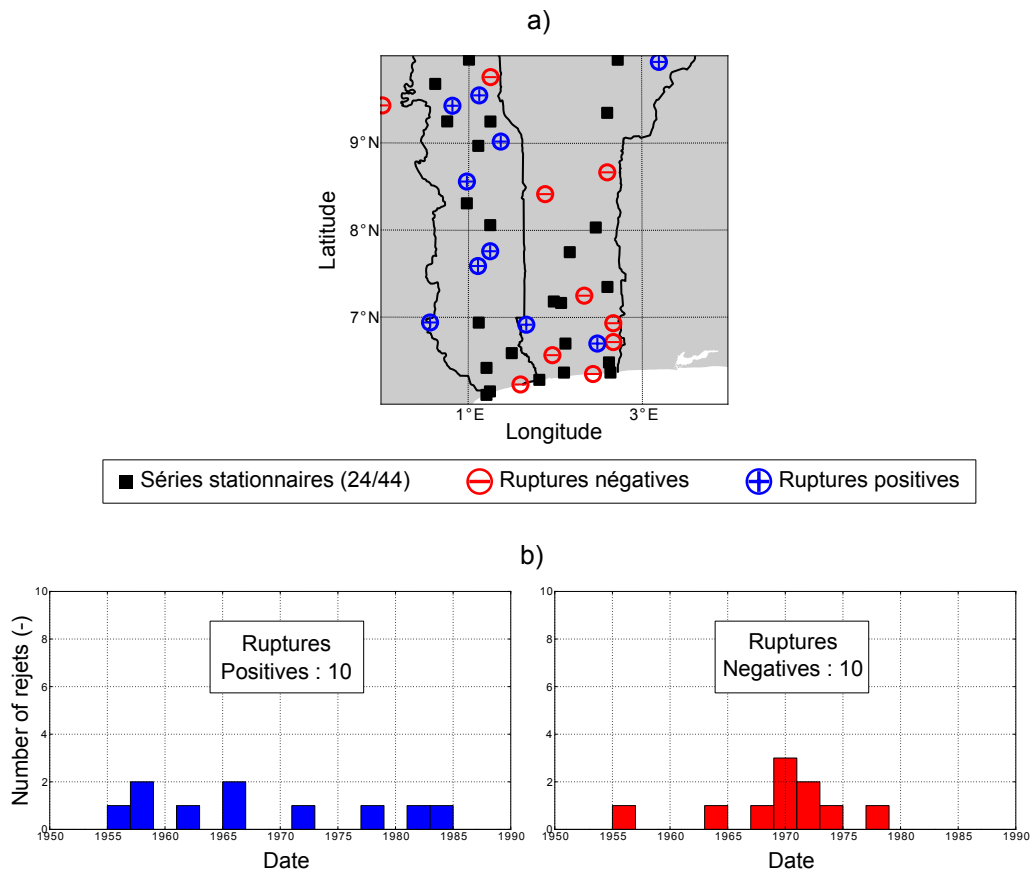


FIGURE E.6 – Résultats de l'application des modèles ponctuels PGEV et PNSGEV* : (a) carte du résultat de l'application du Likelihood Ratio ($\alpha = 5 \%$), (b) Dates de rupture pour les modèles PNSGEV* significatifs ($\alpha = 5 \%$)

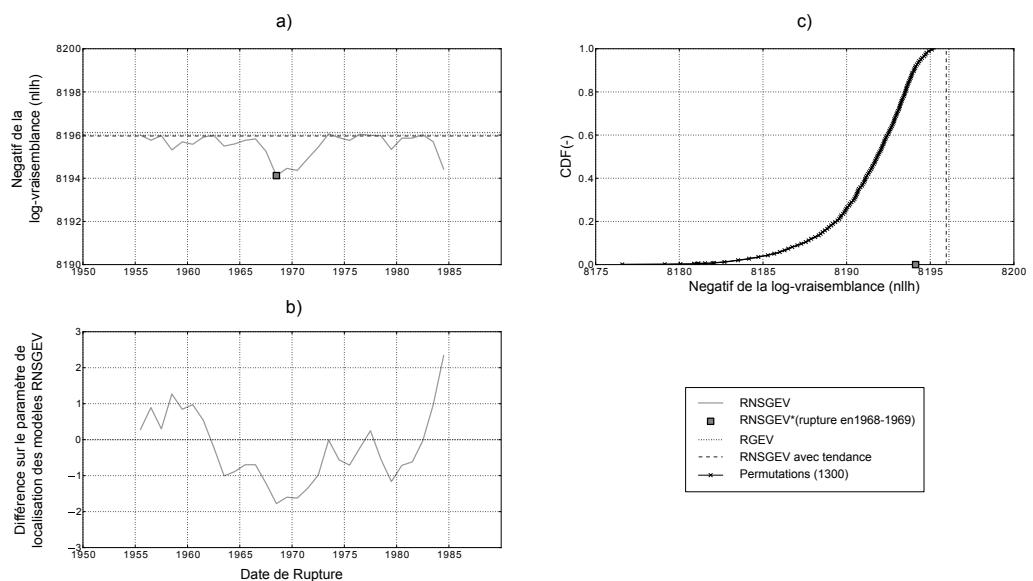


FIGURE E.7 – Résultat de l'optimisation des modèles GEV régionaux (RGEV / RNSGEV) : (a) Log-vraisemblance pour les différents modèles RNSGEV, (b) Différence du paramètre de localisation avant et après rupture ($\mu_1 - \mu_0$) pour les différents modèles RNSGEV présentant une rupture, (c) Procédure de permutation : Distribution de la vraisemblance des modèles RNSGEV*(m) $\{m = 1, 10000\}$ ajustés sur des séries régionales permutoées

3. Côte D'Ivoire

Le réseau de la côte d'Ivoire contient 32 stations pendant la période 1950-1990.

La FIGURE E.8 montre le résultat de l'application des tests statistiques de stationnarité. Sur les séries de cumuls annuels (FIGURE E.8a), la plupart des tests rejettent l'hypothèse de stationnarité ($\approx 60\%$). Pour le test de Pettitt les ruptures sont négatives et situées autour de 1970. Sur les séries de maximas (FIGURE E.8b), peu de tests rejettent l'hypothèse de stationnarité ($\approx 10\%$) mais les ruptures du test de Pettitt sont négatives et centrées au même endroit que celles des cumuls annuels.

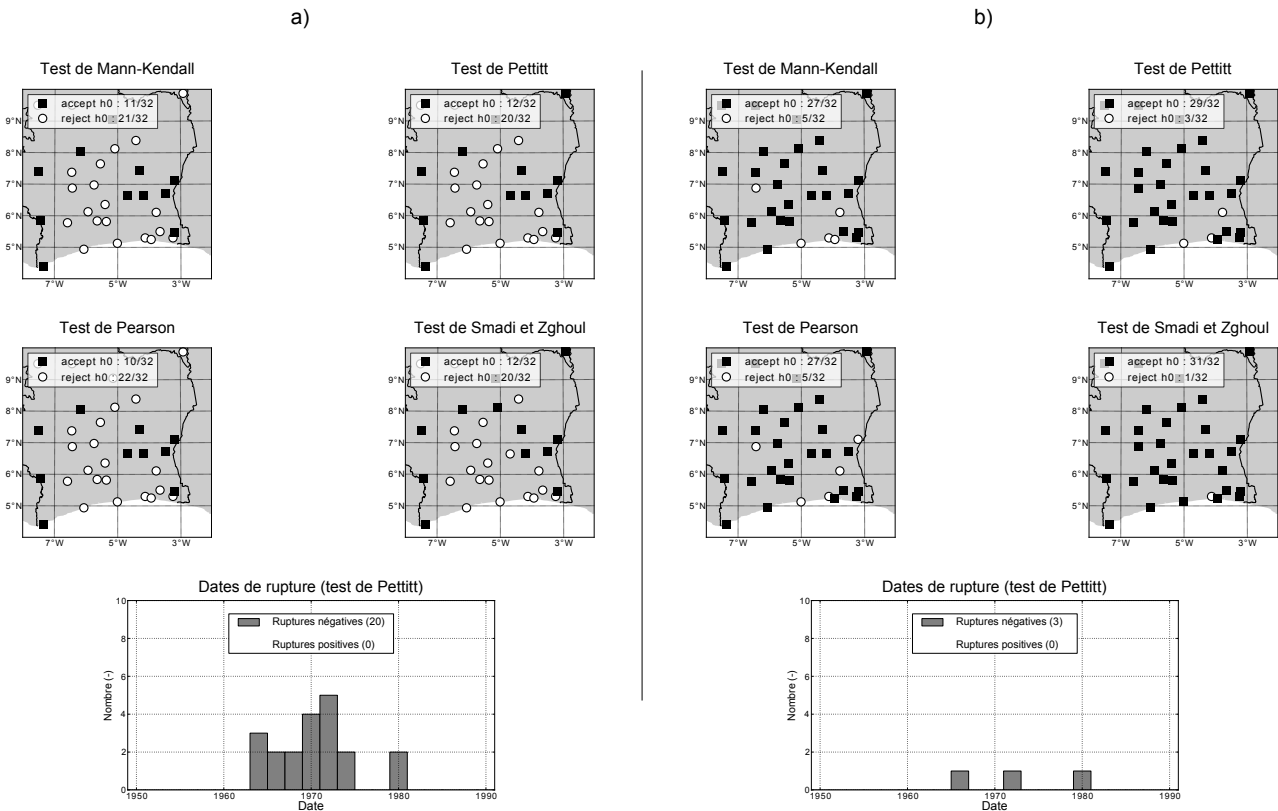


FIGURE E.8 – Application des tests de stationnarité (rejet au risque $\alpha = 5\%$) aux séries de cumuls annuels (a) et de maximas annuels (b)

L'approche utilisant des modèles GEV non-stationnaires détecte plus de ruptures significatives (24/32, c.f. FIGURE E.9) : la grande majorité d'entre elles sont négatives mais ne présente pas d'organisation spatiale et peu d'organisation temporelle (les dates de ruptures sont dispersées).

La FIGURE E.10 montre le résultat de l'application des modèles GEV régionaux RGEV et RNS-GEV. Elle indique que :

- la rupture la plus probable se situe en 1966-1967 (FIGURE E.10)a
- cette rupture est négative (FIGURE E.10)b et significative (FIGURE E.10)c.

Cette zone présente donc des résultats similaires à ceux obtenus pour les deux zones sahéliennes, et a donc été touchée par le même "accident climatique" autour des années 1970. Néanmoins on peut noter que le signal est moins net (comme on peut le voir à la FIGURE E.11).

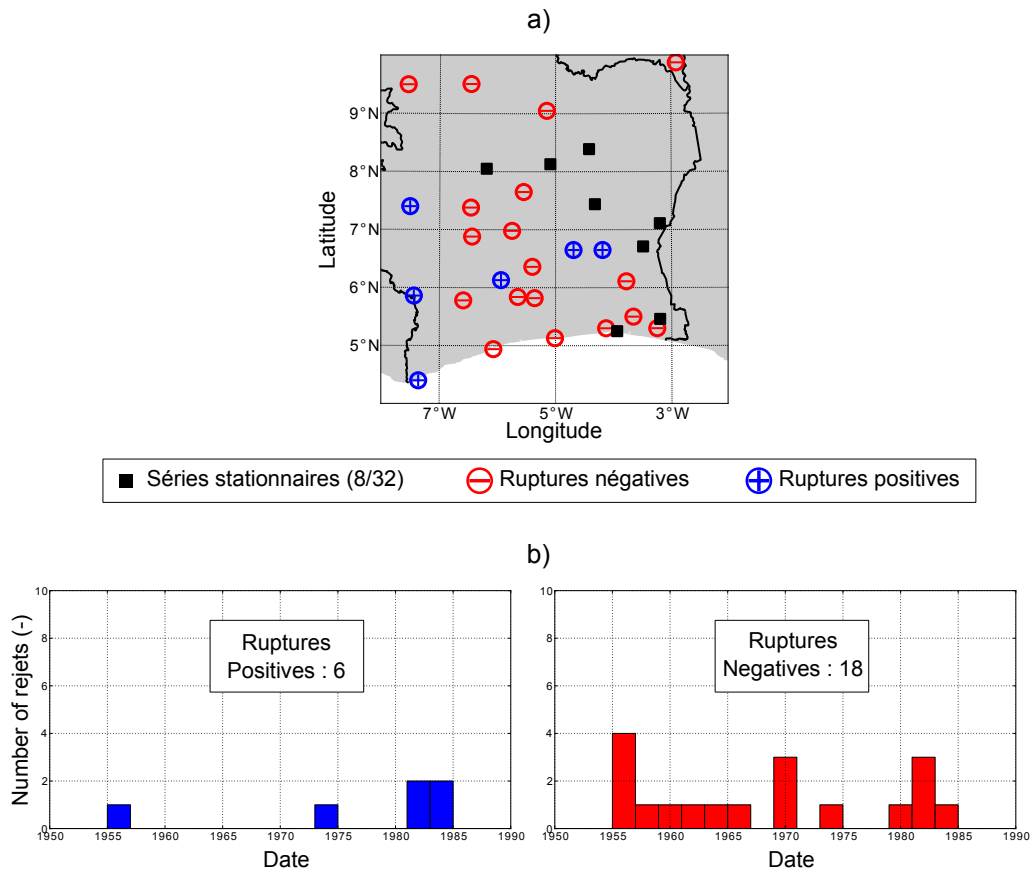


FIGURE E.9 – Résultats de l'application des modèles ponctuels PGEV et PNSGEV* : (a) carte du résultat de l'application du Likelihood Ratio ($\alpha = 5\%$), (b) Dates de rupture pour les modèles PNSGEV* significatifs ($\alpha = 5\%$)

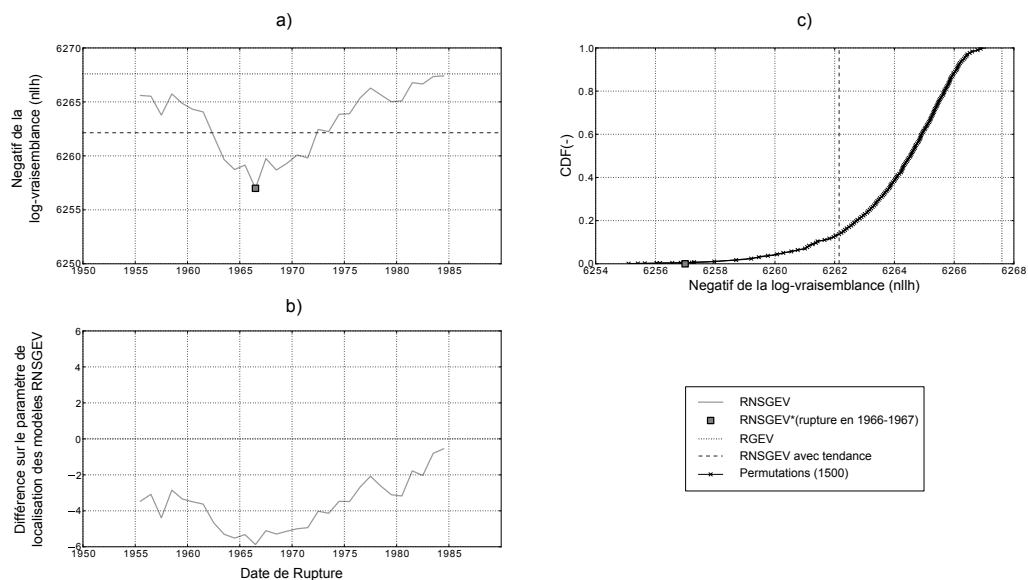


FIGURE E.10 – Résultat de l'optimisation des modèles GEV régionaux (RGEV / RNSGEV) : (a) Log-vraisemblance pour les différents modèles RNSGEV, (b) Différence du paramètre de localisation avant et après rupture ($\mu_1 - \mu_0$) pour les différents modèles RNSGEV présentant une rupture, (c) Procédure de permutation : Distribution de la vraisemblance des modèles RNSGEV*(m) $\{m = 1, 10000\}$ ajustés sur des séries régionales perméutées

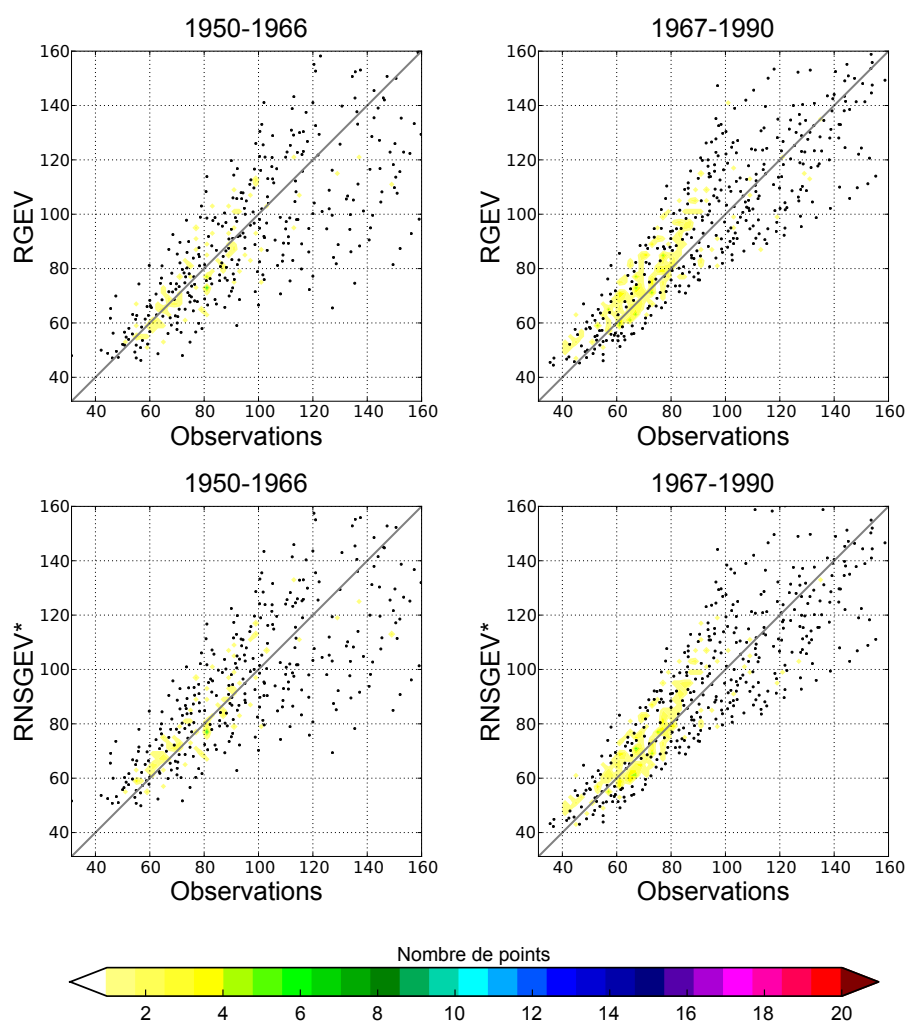


FIGURE E.11 – QQ-plot pour la période avant la rupture la plus probable (1950-1966) et après (1967-1990) : modèle RGEV sur les graphiques du haut et RNSGEV* sur les graphiques du bas.