HAL
open science

Etude de l'Occurrence des Précipitations et des Sécheresses Extrêmes en Afrique au Nord de l'Équateur : Estimation des Périodes de Retour et des Niveaux de Retour

Roméo Chamani

To cite this version:

Roméo Chamani. Etude de l'Occurrence des Précipitations et des Sécheresses Extrêmes en Afrique au Nord de l'Équateur : Estimation des Périodes de Retour et des Niveaux de Retour. Physique [physics]. Université de Douala, 2020. Français. ⟨NNT : ⟩. ⟨tel-03421091⟩

HAL Id: tel-03421091

https://hal.science/tel-03421091v1

Submitted on 9 Nov 2021

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.

Autorisation HAL

HAL Authorization

REPUBLIQUE DU CAMEROUN
Paix - Travail - Patrie

UNIVERSITE DE DOUALA

ECOLE DOCTORALE DES SCIENCES FONDAMENTALES ET APPLIQUEES

Unité de Formation Doctorale de Mathématiques, Informatique Appliquée et Physique Fondamentale

REPUBLIC OF CAMEROON
Peace - Work - Fatherland

THE UNIVERSITY OF DOUALA

POSTGRADUATE SCHOOL FOR PURE AND APPLIED SCIENCES

Postgraduate Training Unit for Mathematics, Applied Computer Science and Pure Physics

DEPARTEMENT DE PHYSIQUE
DEPARTMENT OF PHYSICS
Laboratoire de Physique Fondamentale
Pure Physics Laboratory

Etude de l'Occurrence des Précipitations et des Sécheresses Extrêmes en Afrique au Nord de l'Équateur : Estimation des Périodes de Retour et des Niveaux de Retour

Thèse présentée et soutenue publiquement le **01 Septembre 2020** en vue de l'obtention du diplôme de Doctorat/Ph.D en Physique

Spécialité : Physique de l'Environnement

Par :

CHAMANI Roméo

Matricule : 08S06169

Master en Physique de l'Environnement

Devant un jury composé de :

Président	M. Robert NZENGWA	Professeur	Université de Douala
Rappporteurs	M. André LENOUO	Professeur	Université de Douala
	M. François MKANKAM KAMGA	Professeur	Université de Yaoundé I
	M. Léandre NNEME NNEME	Maître de Conférences	Université de Douala
Membres	M. David MONKAM (Directeur de Thèse)	Professeur	Université de Douala
	M. Clément TCHAWOUA	Professeur	Université de Yaoundé I

Année 2020

Dédicaces

A ma famille, mes proches, mes ami(e)s et à la mémoire de Meyoupo Tipkam Joséphine.

Remerciements

La réalisation de cette thèse a été possible grâce au concours scientifique de plusieurs personnes à qui je voudrais témoigner toute ma reconnaissance.

Je voudrais tout d'abord exprimer toute ma gratitude au directeur de cette thèse, le Professeur Monkam David, du Département de Physique de la Faculté des Sciences (FS) de l'Université de Douala (UD), pour sa disponibilité et son soutien tout le long de ce travail.

Spécialement, j'exprime ma reconnaissance au Professeur MKANKAM KAMGA François de l'Université de Yaoundé I (UYI) et au Professeur LENOUO André de l'UD pour leur accueil et leur encadrement au sein du LAMEPA[1] depuis mes premières années de Master.

Je tiens à adresser mes sincères remerciements au Docteur Yepdo Djomou Zéphirin de l'Institut Nationale de la Cartographie du Cameroun. Nos échanges ont contribué à alimenter ma réflexion et de ce fait, à améliorer la qualité scientifique de ce travail.

Je voudrais également exprimer ma profonde reconnaissance à l'endroit de la vaste équipe de recherche du LAMEPA[2] de la FS de l'UYI.

Un merci également à :

- mes collègues du Département de Physique de la FS de l'UYI;
- mes enseignants du Département de Physique de la FS de l'UD;
- mes camarades du Laboratoire de Physique fondamentale de la FS de l'UD;
- mes étudiant(e)s de L1[3], L3[4] et M1[5] de la FS de l'UYI;
- toutes les organisations internationales qui ont mis à notre disposition les données utilisées dans cette thèse — l'unité de recherche sur le climat de l'Université d'East Anglia en Angleterre (*Climatic Research Unit* ou CRU) et le Global Climate Observing System (GCOS) Working Group on Surface Pressure (WG-SP);
- aux experts anonymes des journaux *Atmospheric Research*[6] et *Climate Dynamics*[7] qui ont jugé de la pertinence des thématiques des publications scientifiques assorties de cette thèse et, par-là, ont accepté de les examiner.

[1] Laboratoire de Modélisation Environnement et de Physique de l'Atmosphère
[2] Laboratoire de Modélisation Environnement et de Physique de l'Atmosphère
[3] Travaux dirigés (PHY 119) et Travaux Pratiques (PHY 120 et PHY 110).
[4] Cours Magistral : Elements de Physique de l'Atmosphère (PHYS 334).
[5] Cours Magistral : Observations Météorologiques et Climatologie Tropicale (PHYS 446).
[6] `https://www.sciencedirect.com/journal/atmospheric-research`
[7] `https://link.springer.com/journal/382`

Tables des matières

Dédicaces i
Remerciements ii
Tables des matières iii
Résumé viii
Abstract ix
Acronymes x
Nomenclature xii
Liste des figures xiii
Liste des tableaux xxi
Liste des annexes xxiv
Introduction générale 1
Chapitre 1 : Revue de la littérature, problématique et objectifs de la thèse 5
1.1. Événements climatiques extrêmes — une introduction générale 5
1.1.1. Définition du phénomène 5
1.1.2. Pourquoi est-il urgent d'investiguer sur ces types d'événements ? 8
1.1.3. Evolution des événements climatiques extrêmes dans le contexte du réchauffement planétaire 12
1.2. Méthode d'analyse des événements extrêmes dans les données climatiques 15
1.3. Bref aperçu de la variabilité des précipitations en Afrique au Nord de l'Équateur : cas du Sahel 18
1.4. Etat des connaissances sur les événements hydroclimatiques extrêmes en Afrique au Nord de l'Équateur 20
1.4.1. Précipitations extrêmes 21
1.4.2. Sécheresses extrêmes 24
1.4.3. Modes de la variabilité climatique à grande échelle et leurs influences sur l'évolution des extrêmes climatiques 28
1.5. Problématique de la thèse 30
1.6. Objectifs et stratégie de la thèse 32
Chapitre 2 : Zone d'étude, données et méthodologie 35
2.1. Zone d'étude 35
2.1.1. Géographie 35
2.1.2. Climatologie 36
2.2. Données utilisées 38
2.2.1. Données de précipitations mensuelles 38

2.2.2. Données de quatre indices du climat 43
2.2.2.1. Indice NINO 3.4 43
2.2.2.2. Indice du NAO 43
2.2.2.3. Indice du PDO 43
2.2.2.4. Indice de l'AMO 44
2.3. Méthodologie 45
2.3.1 Partitionnement du domaine de l'Afrique au nord de l'Equateur....45
2.3.2. Fraction d'aire d'un événement de précipitation ou de sécheresse extrême....46
2.3.3. Approche des dépassements d'un seuil 47
2.3.3.1. Distribution de GP....48
2.3.3.2. Sélection du seuil pour la distribution GP 50
2.3.3.2.a. MRL plot....51
2.3.3.2.b. MBC plot 52
2.3.3.3. Estimation des paramètres de la distribution GP....52
2.3.3.4. Estimation des périodes de retour et des niveaux de retour 53
2.3.3.5. Calcul de l'intervalle de confiance associé à un NR pour une PR donnée....55
2.3.3.6. Tests d'ajustement de la distribution GP aux excès 56
2.3.3.6.1. Tests d'ajustement graphique....57
2.3.3.6.1. a. P-P plot 57
2.3.3.6.1.b. Q-Q plot....57
2.3.3.6.1.c. Density plot....57
2.3.3.6.2. Tests d'ajustement quantitatif : le test de K-S 58
2.3.3.7. Test d'indépendance 58
2.3.3.8. Méthode d'analyse des sécheresses extrêmes à partir de l'approche POT....60
2.3.4. Méthode d'évaluation de l'influence des MVCGE sur les précipitations extrêmes de JAS60
2.3.4.1. Tests de stationnarité et de tendance 61
2.3.4.1.1. Test de stationnarité : le test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin....61
2.3.4.1.2. Test de tendance : le test de Mann-Kendall 62
2.3.4.2. Analyse des corrélations....63
2.3.4.2.1. Calcul de l'indice des MAP de JAS....63
2.3.4.2.2. Test de corrélation de Spearman....64
2.3.4.3. Modèle non-stationnaire de la méthode BM : utilisation des indices des MVCG comme covariables variants dans le temps dans la distribution GEV 65
2.3.4.3.1. Introduction à la méthode BM 65
2.3.4.3.2. Modèle non-stationnaire des BM....68
2.3.4.3.3. Méthode du maximum de vraisemblance pour un processus de GEV non-stationnaire 69
2.3.4.3.4. Sélection du meilleur modèle non-stationnaire : la déviance statistique 70

2.3.4.3.5. Diagnostique d'ajustement du modèle non-stationnaire sélectionné aux MAP.....72

2.3.4.3.6. Périodes de retour et niveaux de retour non-stationnaire — sous l'effet des MVCGE 73

Chapitre 3 : Résultats et discussions.....76

3.1. Etude de l'occurrence des précipitations extrêmes dans les principales zones climatiques en Afrique au Nord de l'Équateur.....76

3.1.1. Quelques caractéristiques statistiques de la distribution des précipitations de JAS dans les zones climatiques en Afrique au Nord de l'Équateur sur la période 1901–2014.....77

3.1.2. Vérification de l'indépendance des données de la série régionale de chaque zone climatique.....79

3.1.3. Sélection de seuils et estimation des paramètres de la distribution GP.....80

3.1.4. Qualité d'ajustement de la distribution GP aux excès.....87

3.1.5. PR et NR des extrêmes de précipitations de JAS dans chaque zone climatique.....89

3.1.5.1. Courbe de NR.....89

3.1.5.2. Estimation des NR pour des PR données.....91

3.1.5.3. Détection des années les plus sévères de la période 1901–2014 et estimation des PR .95

3.1.6. Evolution des NR des précipitations extrêmes de JAS dans chaque zone climatique.....98

3.1.6.1. Identification de point de rupture ou de changement.....98

3.1.6.2. Quantification du changement des NR dans chaque zone climatique.....100

3.1.7. Conclusion.....102

3.2. Effets des MVCGE sur l'occurrence des extrêmes de précipitations de la saison JAS en Afrique au Nord de l'Équateur : cas de l'ENSO, du NAO, du PDO et de l'AMO.....104

3.2.1. Tests de stationnarité et de tendance : sélection des séries temporelles régionales et non-stationnaires.....104

3.2.2. Evaluation de la dépendance entre l'indice régional des MAP de la zone Z2 et ceux des MVCGE pendant la saison de JAS.....107

3.2.3. Choix des modèles non-stationnaires de GEV habilités à modéliser l'occurrence des MAP de JAS dans la zone semi-aride (Z2) sous l'effet de l'AMO.....109

3.2.3.1 Vérification de l'adéquation du modèle stationnaire de GEV (M_0) aux MAP de JAS de la zone sahélienne (Z2).....110

3.2.3.2 Sélection des modèles $\{M_i\}_{1\leq i\leq 7}$ par rapport au modèle M_0.....112

3.2.4. Estimation des NR des événements de précipitations extrêmes de la période 1901–2014 dans la zone Z2 sous l'influence de l'AMO.....115

3.2.5. Estimation des PR des trois événements de précipitations extrêmes de la saison JAS les plus sévères de la période 1901–2014 dans la zone Z2 sous l'effet de l'AMO.....117

3.2.6. Influence de l'AMO sur les NR de 50 ans des précipitations extrêmes de JAS de la zone Z2 119

3.2.7. Conclusion.....120

3.3. Estimation des périodes de retour et des niveaux de retour des précipitations extrêmes de JAS dans les principales zones climatiques du Sahel.....121

3.3.1. Relation entre les précipitations extrêmes de JAS et les fractions d'aires affectées.....124

3.3.2. Identification du point de changement du régime des précipitations dans chaque sous-région durant la période 1901–2009 125

3.3.3. Choix des seuils zonaux pour le modèle POT 127

3.3.4. Ajustements de la distribution de GP et évaluation de son adéquation 128

3.3.5 Comparaison des fréquences d'occurrences des précipitations extrêmes de JAS entre les périodes pré-1970 et post-1970 dans chaque zone climatique 130

3.3.6. Quantification des changements dans l'évolution des NR des précipitations extrêmes de JAS 131

3.3.7 Étude de la dynamique de la tendance sèche des précipitations JAS au cours de la période 1901–2009 135

3.3.8 Comparaison entre les NR de 40 ans et la moyenne des précipitations extrêmes de la période 1971–2009 137

3.3.9 Caractérisation des trois années historiques les plus sévères de la période 1971–2009 dans chaque zone climatique 138

3.3.10 Estimation des PR des précipitations extrêmes de JAS des années 1999 et 2008 142

3.3.11 Conclusion 144

3.4. Estimation et cartographie des niveaux de retour des précipitations extrêmes de la saison de JAS en Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur 146

3.4.1 Calcul du 95ème percentile 147

3.4.2 Validation statistique de l'ajustement de la distribution GP aux excès de précipitations de JAS au-dessus du 95ème percentile 149

3.4.3 Structure spatiale des paramètres de la distribution GP 150

3.4.4 Analyse spatiale des NR des précipitations extrêmes de JAS 152

3.4.5 Analyse des changements dans les NR de 30 ans des précipitations extrêmes de JAS à travers l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur 155

3.4.5.1 Identification du point de changement dans la moyenne des précipitations de JAS au cours de la période 1901–2014 155

3.4.5.2 Evaluation des changements dans les NR de 30 ans de la période 1971–2014 par rapport à celle de 1901–70 157

3.4.6 Conclusion 161

3.5. Analyse des périodes de retour et des niveaux de retour des sécheresses extrêmes de JAS dans le Sahel Ouest africain 163

3.5.1. Lien entre les extrêmes secs annuels de JAS et les fractions d'aires affectées 164

3.5.2. Sélection du point de rupture dans la moyenne entre les deux régimes de précipitations de JAS au SOA pendant la période 1901–2009 165

3.5.3 Sélection de seuils 167

3.5.4 Estimation des paramètres de la distribution de Pareto généralisée et application du test d'adéquation 168

3.5.5 Quantification des changements dans les événements extrêmes de sécheresses 171

3.5.6 Exploration de la dynamique de la tendance sèche des extrêmes de JAS au cours de la période 1901–2009 176

3.5.7 Analyse des changements du nombre d'événements extrêmes de 2 années sèches consécutives des dépassements au-dessus du seuil 177

3.5.8 Comparaison entre les NR de 40 ans et la moyenne des extrêmes secs annuels de la période 1971–2009 180

3.5.9 Détection des années de sécheresses historiques de la période 1971–2009 et caractérisation de leurs distributions spatiales 181

3.5.10 Estimation des PR des sécheresses extrêmes de JAS des années 1984, 1972 et 1983 183

3.5.11 Cartographie de la PR de la sécheresse extrême de 1983 — la plus sévère de la période 1971–2009 184

3.5.12 Conclusion 185

Conclusions générales, limites et perspectives 190

Annexes 204

Bibliographie 216

Liste de publications, communications et posters 233

Résumé

L'occurrence des événements hydroclimatiques extrêmes tels que les inondations et les sécheresses sévères a des impacts négatifs sur la société et l'économie des pays africains, en particulier ceux au sud du Sahara, en raison de leurs faibles niveaux de développement auquel est associée la très forte vulnérabilité de leurs populations. Une étude qui analyse leurs occurrences et leurs évolutions, ceci à des fins prévisionnelles, est une nécessité pour la région.

Cette thèse étudie l'occurrence des précipitations et les sécheresses extrêmes de la saison de Juillet–Septembre (JAS) en Afrique au Nord de l'Équateur. Plus spécifiquement, il est question de modéliser leurs occurrences, d'estimer leurs périodes de retour (PR) et leurs niveaux de retour (NR) dans un contexte de climat stationnaire et non-stationnaire, et d'évaluer l'influence des modes de la variabilité climatique à grande échelle (MVCGE) aussi bien sur leurs survenues que sur l'intensité de leurs NR.

Pour mener cette investigation, nous nous sommes basés sur les données mensuelles des précipitations de l'unité de recherche sur le climat de l'université d'East Anglia, en Angleterre sur la période 1901–2014; et celles de quatre indices du climat — l'El Niño-oscillation, l'oscillation nord-atlantique, l'oscillation décennale du Pacifique et l'oscillation atlantique multi-décennale — de la Global Climate Observing System Working Group on Surface Pressure. Les deux approches statistiques classiques issues de la théorie des valeurs extrêmes ont été mises à contribution afin d'identifier et de modéliser les événements climatiques extrêmes de JAS en Afrique au Nord de l'Équateur : l'approche des dépassements de seuil qui modélise les excès au-dessus du seuil suivant une distribution de Pareto généralisée et l'approche des maxima par blocs, qui suppose que les maximas suivent une distribution de valeurs extrêmes généralisées.

Les résultats montrent une bonne adéquation entre ces modèles statistiques et les extrêmes de JAS — humides et secs — à travers l'Afrique au Nord de l'Équateur. Les zones à fortes occurrences de précipitations extrêmes de JAS pour une PR donnée sont celles des régions côtières dites guinéennes et celles des hauts reliefs sur le continent. De manière générale, sur presque toute l'Afrique au Nord de l'Équateur, les NR des précipitations extrêmes de JAS ont diminué après les années 1970, alors que sur la même période, on note une augmentation des NR des sécheresses extrêmes dans le Sahel Ouest africain par rapport à la période pré-1970. Il a été observé qu'au Sahel, les précipitations extrêmes de JAS s'intensifieront à l'avenir. En même temps, dans sa partie ouest, on assistera également à une amplification des extrêmes secs de JAS après 2009. L'évaluation de l'influence des MVCGE sur les précipitations extrêmes de JAS indique que l'oscillation atlantique multi-décennale impacte significativement les NR en zone semi-aride, et de ce fait, peut être considérée comme un prédicteur des précipitations extrêmes de JAS dans cette partie de l'Afrique au Nord de l'Équateur. Les années extrêmes les plus sévères ont été détectées et parfois associées à une phase de l'El Niño-oscillation. La longueur des PR associées aux quantités de précipitations de ces années dépend de leurs intensités et varie d'une zone à une autre. Par conséquent, une investigation qui porte sur la modélisation des événements hydroclimatiques en Afrique au Nord de l'Équateur nécessite au préalable la prise en compte de l'hétérogénéité spatiale de la distribution des précipitations, alors, devrait reposer sur les zones climatiques distinctes.

Mots clés : Afrique au Nord de l'Équateur, Sahel, précipitations extrêmes, sécheresses extrêmes, périodes de retour, niveaux de retour, théorie des valeurs extrêmes, variabilité climatique à grande échelle.

Abstract

The occurrence of extreme hydro-climatic events such as floods and severe droughts has adverse impacts on society and economy of African countries, especially those of south of the Sahara, because of their low levels of development, which is associated with the high vulnerability of their populations. A study that analyzes their occurrence and their evolution, for the forecasting purposes, is a necessity for the region.

This thesis focuses on the occurrence of the July–September (JAS) extreme rainfall and droughts in the northern Africa. Specifically, it addresses the issue of modeling their occurrences, estimating their return periods (RP) and their return levels (RL) in the context of stationary and non-stationary climate, and to evaluate the influence of the large-scale modes of climate variability (L-SMCV) on both their occurrence and the intensity of their RL.

To conduct this investigation, we used monthly rainfall data from the Climatic Research Unit of the University of East Anglia in England, over the period 1901–2014; and those of four climate indices—the El Niño southern oscillation, the North Atlantic oscillation, the Pacific decadal oscillation, and the Atlantic multi-decadal oscillation—from the Global Climate Observing System Working Group on Surface Pressure. Two classical statistical approaches derived from the extreme value theory were used to identify and model the JAS extreme hydro-climatic events in the northern Africa: the peaks-over-threshold approach, which models the excesses above the threshold according to a generalized Pareto distribution, and the block maxima approach, which supposes that the maxima follow a distribution of generalized extreme value.

The results reveal a good fit between these statistical approaches and the JAS extremes—wet and dry extremes—across the northern Africa. It appears that the areas with high occurrences of JAS extreme rainfall for a fixed RP are those of Guinean coastal regions and those of highlands on the mainland. In general, over most northern Africa, the RL of JAS extreme rainfall have decreased after 1970, while there was an increase in RLs of JAS extreme droughts in the West African Sahel with respect to 1901–70 period. In Sahel as a whole, the JAS extreme rainfall will intensify in the future, whilst in its western part, the JAS dry extremes are expected to amplify after 2009. The assessment of the influence of L-SMCVs JAS extreme rainfall indicates that the Atlantic multi-decadal oscillation significantly impacts RLs in semi-arid area, and therefore, can be considered as a predictor of JAS extreme rainfall in this part of the northern Africa. The most extreme years have been detected and sometimes associated with an El Niño oscillation phase. The length of RP associated with these years depends on their intensities and it varies from one area to another. As a result, an investigation that deals with the modeling of hydro-climatic events in northern Africa requires first an analysis that takes into account the spatial heterogeneity of the rainfall distribution, and then, should be performed on distinct climatic zones.

Keywords: northern Africa, Sahel, extreme rainfall, extreme drought, return period, return level, extreme value theory, large-scale modes of climate variability.

Acronymes

AMMA-CATCH	Analyse Multidisciplinaire de la Mousson Africaine - Couplage de l'Atmosphère Tropicale et du Cycle Hydrologique Land Use
AEJ	African Easterly Jet
AWJ	African Westerly Jet
AMO	Atlantic Multidecadal Oscillation
BM	Block Maxima
CEDA	Center for Environmental Data Analysis
CLIVAR	Climate and Ocean – Variability, Predictability and Change
CLT	Central Limit Theorem
CRU	Climatic Research Unit
DEM	Digital Elevation Model
ECA&D	European Climate Assessment & Dataset
EM-DAT	Emergency Events Database
ENSO	El Niño Southern Oscillation
ETCCDI	Expert Team on Climate Change Detection and Indices
ET-SCI	Expert Team on Climate Risk and Sector-Specific Indices
EVT	Extreme Value Theory
GCMs	Global Climate Models
GES	Gaz à effet de serre
GEV	Generalized Extreme Value
GIEC	Groupe d'experts Intergouvernemental sur l'Evolution du Climat
GP	General Pareto
GCOS	Global Climate Observing System.
IC	Intervalle de Confiance
IDF	Intensité-Durée-Fréquence
IPCC	Intergovernmental Panel on Climate Change
i.i.d	Indépendant et Identiquement Distribué
JAS	Juillet-Août-Septembre ou Juillet–Septembre
KPSS	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
K-S	Kolmogorov-Smirnov
MAP	Maximums Annuels de Précipitations
MCS	Mesoscale convective system
MK	Mann-Kendall

MVCGE	Modes de la Variabilité Climatique à Grande Échelle
LRT	Likelihood-Ratio Test
MOA	Mousson Ouest Africain
MLE	Maximum Likelihood Estimation
NAO	North Atlantic Oscillation
NR	Niveau de Retour
ONI	Oceanic Niño Index
PDO	Pacific Decadal Oscillation
POT	Peak Over Threshold
PR	Période de Retour
SPI	Standardized Precipitation Index
SST	Sea Surface Temperature
STARDEX	Statistical and Regional Dynamical Downscaling of Extremes for European regions
TRMM	Tropical Rainfall Measurement Missions
TEJ	Tropical Easterly Jet
WASCAL	West African Science Service Center on Climate Change and Adapted
ZCIT	Zone de Convergence Intertropicale

Nomenclature

$\boldsymbol{E(X)}$	Espérance mathématique de la variable aléatoire X
$\boldsymbol{q_p}$	Quantile d'ordre p
$\boldsymbol{Var(X) = \sigma_X^2}$	Variance de X
$\boldsymbol{\mu}$	Paramètre de position pour la distribution GEV
$\boldsymbol{\sigma}$	Paramètre d'échelle pour les distribution GEVet GP
$\boldsymbol{\xi}$	Paramètre de forme pour les distribution GEVet GP
$\boldsymbol{L}$	Fonction de vraisemblance
$\boldsymbol{\theta}$	Le modèle des paramètres μ, σ et ξ
$\boldsymbol{f}$	Fonction de densité de probabilité de la distribution non-stationnaire de GEV
$\boldsymbol{l}$	Le log de vraisemblance de L
$\boldsymbol{H_0}$	Hypothèse nulle
$\boldsymbol{H_1}$	Hypothèse alternative
$\boldsymbol{M_k}$	Maximum du bloc de temps k
$\boldsymbol{\nu}$	Nombre de degré de liberté de la déviance statistique D
$\boldsymbol{D_\alpha}$	Déviance statistique à 1-α quantile de la distribution du χ_ν^2
$\boldsymbol{\chi_\nu^2}$	Distribution du Khi carré à ν degré de liberté
$\boldsymbol{var}$	Variance statistique
$\boldsymbol{p}$**-value**	Probabilité pour un modèle statistique donné sous H_0 d'obtenir la même valeur ou une valeur encore plus extrême que celle observée
$\mathcal{N}(\mathbf{0},\mathbf{1})$	Loi normale standard

Liste des figures

Figure 1.1 Les anomalies climatiques les plus significatives observées au cours de l'année 2011 à travers le monde. Source : https://www.ncdc.noaa.gov/sotc/global/201113. 7

Figure 1.2 Échelle spatiale et temporelle des événements climatiques extrêmes..... 8

Figure 1.3 Evolution à travers le monde entier du nombre de catastrophes naturelles et des préjudices économiques liés à l'apparition desdites catastrophes pour la période de 1950–2013 (source : https://www. climateemergency institute.com/extreme_ weather.html. 9

Figure 1.4 Nombre de victimes des catastrophes naturelles pour le période de 1990–2013. Source : https://watchers.news/2014/09/24/the-statistics-of-natural-disasters-2013-review/. 10

Figure 1.5 Illustration schématique de l'effet possible du changement climatique sur les extrêmes de température : **(a)** croissance de la température moyenne, **(b)** augmentation de variance et **(c)** combinaison des deux. Source : IPCC (2001). 14

Figure 1.6 Indice de Précipitation Standardisé (*standardized precipitation index* ou SPI) calculé en considérant la moyenne régionale sur le Sahel — s'étendant sur toute la largeur de l'Afrique et compris entre les latitudes 10 et 20°N — du cumul saisonnier des précipitations mensuelles Juillet–Septembre (JAS) sur la période 1950–2009. Les SPI ont été calculés comme suit suit : $SPI_i = \frac{P_i - \bar{P}}{SD_p}$. P_i, étant le cumul saisonnier de JAS pour l'année i, P et SD_p représentent la moyenne et l'écart type du cumul saisonnier. Les données de précipitations utilisées ici sont celles de Jones et Harris (2013). 20

Figure 2.1.1 L'Afrique au Nord de l'Équateur et sa topographie basée sur les données GTOPO30 2 minute — ~1km — du Digital Elevation Model (DEM) de l'US Geophysical Survey. Mt C, Mt D, Mt E, et Mt G désignent respectivement les montagnes camerounaises, du Darfour, éthiopiennes et guinéennes, et Pt J, le plateau Jos. 35

Figure 2.1.2 Moyenne annuelle des précipitations (**a**) et des températures (**b**) mensuelles sur la période 1901–2013. Les données utilisées ici pour faire les calculs sont celles de Jones et Harris (2013). 38

Figure 2.2.1 Positions géographiques à travers le monde des stations météorologiques des pluies utilisées par l'unité de recherche climatique (*Climatic Research Unit* ou CRU). Les points représentent lesdites stations et N_t le nombre total de stations utilisées pour faire les interpolations. Source : Adapté de New *et al.* (1999). 41

Figure 2.2.2 Cycle annuel des précipitations moyennées sur l'Afrique au Nord de l'Équateur (0°–30°N; 20°W–40°E), sur la base des observations mensuelles du CRU pour la période de 1901–2014 (Harris *et al.*, 2014). 42

Figure 2.2.3 Les séries chronologiques des indices **(a)** de l'El Niño-oscillation (NINO3.4) et **(b)** de l'oscillation nord-atlantique (*North Atlantic Oscillation* ou NAO), moyennés sur la saison JAS. 44

Figure 2.2.4 Comme à la Fig. 2.2.3, mais pour **(a)** l'oscillation décennale du Pacifique (*Pacific Decadal Oscillation* ou PDO), et **(b)** l'oscillation atlantique multidécennale (*Atlantic Multi-decadal Oscillation* ou AMO). 45

Figure 2.3.1 : Schéma illustratif de l'approche par des dépassements d'un seuil (*peaks-over-threshold* ou POT). Les cercles pleins de couleur bleue représentent les excès au seuil, supposés suivre l'une des lois de la famille de la distribution de Pareto généralisée (*generalized Pareto* ou GP). 48

Figure 2.3.2 Allures des fonctions **(a)** de répartitions et **(b)** de densités de probabilité des trois types de distributions de GP — Bêta $\xi < 0$, exponentielle $\xi = 0$ et Pareto ($\xi > 0$). Ces distributions ont été tracées pour différentes valeurs de ξ, les paramètres u et σ ayant été maintenus constants, c'est-à-dire : $u = 0$ et $\sigma = 1$. 50

Figure 2.3.3 Illustration de la transformation des données empiriques pour l'application du modèle POT à l'analyse des sécheresses extrêmes. Les données ici sont celles des précipitations de JAS issues du CRU, moyennées sur le Sahel Ouest africain (SOA) (Chamani *et al.*, 2019). **(a)** distribution des données brutes au cours de période 1901–2009, et **(b)** celles des valeurs transformées, obtenues en multipliant les données brutes par -1. Le trait horizontal de couleur rouge représente le seuil — à titre illustratif — pour l'ajustement de la distribution GP. 60

Figure 2.3.4 Approche des maxima par blocs (*block maxima* ou BM). Les cercles creux indiquent les valeurs empiriques de l'échantillon de taille m . Les traits verticaux et gras, de couleur noire représentent l'intervalle entre les blocs, désignés ici par $M_k (1 \leq k \leq 10)$. Les chiffres de couleur bleue associés à certaines valeurs empiriques de l'échantillon désignent les maximums de chaque bloc de temps (M_k) décrit dans la Sect. 2.3.3.4.1. 66

Figure 2.3.5 Allures des fonctions **(a)** de répartitions et **(b)** de densités de probabilité des trois types de distributions des valeurs extrêmes généralisées (*generalized extreme value* ou GEV) — Weibull $\xi < 0$, Gumbel $\xi = 0$ et Fréchet ($\xi > 0$). Ces distributions ont été tracées pour des valeurs de μ et σ fixes, c'est-à-dire 0 et 1, respectivement. 68

Figure 3.1.1 Carte de l'Afrique au Nord de l'Équateur montrant les quatre zones climatiques : la zone aride ou dite du désert du Sahara (Z1); la zone semi-aride ou encore sahélienne (Z2); la zone tropicale humide (Z3); la zone équatoriale (Z4). Source : Adaptée de Djomou *et al.* (2015). 77

Figure 3.1.2 Graphe de fonction moyenne des excès (*le premier graphe*) — *mean residual life (MRL) plot* en Anglais — avec les intervalles de confiance (IC) à 95 % et les graphiques de

l'estimation des paramètres contre le seuil (*les deux derniers graphes*) — model based check (MBC) en Anglais pour le cumul de précipitations de JAS dans la zone Z1..... 81

Figure 3.1.3 Comme dans la Fig. 3.1.2, mais pour la zone Z2. 82

Figure 3.1.4 Comme dans la Fig. 3.1.2, mais pour la zone Z3. 83

Figure 3.1.5 Comme dans la Fig. 3.1.2, mais pour la zone Z4. 84

Figure 3.1.6 Boîte à moustache des excès de précipitations de JAS au-dessus des seuils pour les quatre zones climatiques. Le sommet et la base de la boîte représentent respectivement le 25ème et le 75ème percentile. La ligne horizontale noire de chaque boîte représente la médiane. Les limites des moustaches quant à elles correspondent aux valeurs minimales et maximales. Les cercles creux indiquent les valeurs aberrantes. 85

Figure 3.1.7 Histogrammes du cumul de précipitations de JAS au-dessus des seuils sélectionnés à la Sect. 3.1.2, avec la fonction de densité de probabilité de la distribution GP — density plot — ajustée (courbe noire). **(a)** la zone aride ou dite du désert du Sahara Z1; **(b)** la zone semi-aride ou encore sahélienne; **(c)** la zone tropicale humide; **(d)** la zone équatoriale.88

Figure 3.1.8 Courbes des niveaux de retour (NR) en fonction des périodes de retour (PR) ou graphe *NR=f(PR)* des extrêmes de précipitations pour les quatre zones climatiques à travers l'Afrique au Nord de l'Équateur. **(a)** la zone aride ou dite du désert du Sahara ; **(b)** la zone semi-aride ou encore sahélienne; **(c)** la zone tropicale humide; **(d)** la zone équatoriale. Les lignes interrompues représentent les IC à 95 % et la ligne centrale noire est l'estimation de la distribution GP. Les cercles creux sont les valeurs empiriques ou observées — cumuls de précipitations de JAS au-dessus des seuils sélectionnés. 91

Figure 3.1.9 Le profil du log-vraisemblance (*Profile log-likelihoods* en Anglais) de la distribution GP ajusté aux excès de précipitations de JAS au-dessus du seuil choisi dans chaque zone pour la PR de 50 ans. **(a)** la zone aride ou dite du désert du Sahara Z1; **(b)** la zone semi-aride ou encore sahélienne; **(c)** la zone tropicale humide; **(d)** la zone équatoriale. 93

Figure 3.1.10 Représentations des NR de 5, 10, 25, 50 et 100 ans des précipitations extrêmes de JAS dans chaque zone climatique sur la période 1901–2014 : **(a)** la zone Z1; **(b)** la zone Z2; **(c)** la zone Z3; **(d)** la zone Z4. Les cercles creux sont les valeurs empiriques du cumul de précipitations de JAS et les traits horizontaux interrompus de couleur bleue sur chaque graphique indiquent le seuil choisi dans chaque zone. 96

Figure 3.1.11 Détection du point de rupture ou de changement dans l'évolution du cumul de précipitations de JAS dans chaque zone climatique en Afrique au Nord de l'Équateur. **(a)** la zone Z1; **(b)** la zone Z2; **(c)** la zone Z3; **(d)** la zone Z4. Ces points de rupture ont été identifiés via la méthode de Mann-Whitney-Pettitt et se sont avérés significatifs à 95 %. La barre de couleur noir renforcée indique l'année de rupture et celles horizontales de couleur bleue de part et d'autre de la barre de détection verticale sont les moyennes des précipitations au cours desdites périodes. 99

Figure 3.2.1 Graphique de probabilité-probabilité (*probability-probability plot* ou P-P plot) de l'ajustement de M_0 aux maximums annuels de précipitations (MAP) de la saison JAS. 111
115

Figure 3.2.2 Résultats de la modélisation des précipitations extrêmes à partir du meilleur modèle non-stationnaire M_1 caractérisé par un paramètre de position qui dépend linéairement de l'indice de l'AMO. M_1 est ajusté ici à la série temporelle des MAP de la saison de JAS de la zone Z2 (non-stationnaire et sans tendance significative). **(a)** P-P plot; **(b)** Valeurs observées des MAP de la saison JAS et les évolutions interannuelles de la médiane, des 5ème et 95ème percentiles estimés. 115

Figure 3.2.3 Evolution des NR prédits de 5, 10, 25, 50 et 100 ans des MAP de JAS sous l'effet de l'AMO dans la zone sahélienne (Z2) de l'Afrique au Nord de l'Équateur. Les points en gras représentent les valeurs empiriques des MAP de JAS de 1901 à 2014. 116

Figure 3.3.1 (a) Carte de la distribution des moyennes annuelles des précipitations (en mm.mois^{-1} ou mm.mo^{-1}) en Afrique au Nord de l'Équateur sur la période 1901–2009, indiquant la région du Sahel (08.0°–20.0°N, 17.0°W–40.0°E) ainsi que ses sous-régions climatiques. **(b)** Moyenne climatologique des précipitations mensuelles sur les sous-régions aride, semi-aride et subhumide du Sahel pour la période 1901–2009. Les valeurs de précipitations mensuelles sont moyennées sur chaque sous-région sur la base des données de précipitations de Jones et Harris (2013). Source : Chamani *et al*. (2018)..... 123

Figure 3.3.2 Evolution des valeurs normalisées des précipitations annuelles et celle des fractions d'aires associées de la saison de JAS, illustrant la variabilité interannuelle des deux variables tout au long de la période 1901–2009 : **(a)** sous-région aride **(b)** sous-région semi-aride, **(c)** sous-région sous-humide. La série temporelle des précipitations JAS est obtenue en extrayant pour chaque année les cumuls de précipitations de JAS en chaque point de grille, suivi d'une moyenne arithmétique sur chaque sous-région comme l'indique la Fig. 3.3.1a. Source : Chamani *et al*. (2018)..... 125

Figure 3.3.3 Moyenne régionale du cumul des précipitations sahéliennes de JAS dans chaque sous-région climatique pour la période 1901–2009 : **(a)** sous-région aride, **(b)** sous-région semi-aride, **(c)** sous-région humide. Les lignes horizontales de couleur bleue indiquent le comportement moyen des précipitations de JAS pour une période donnée, et la ligne verticale de couleur rouge, le point de séparation en 1970. Source : Chamani *et al*. (2018). 126

Figure 3.3.4 Tracés du MR plot et du MBC pour les données de précipitations JAS dans chaque sous-région sahélienne pour la période de pré-changement de 1901–70 ou pré-1970. Dans la première colonne (*à gauche*), les tracés du MRL, et dans les deux dernières colonnes, les tracés du MBC (*à droite*) qui montrent les estimations de paramètres d'échelle modifiés

de la distribution de Pareto généralisée (generalized Pareto distribution ou GP distribution) par rapport au seuil *u* comme premier tracé, et les estimations du paramètre de forme par rapport au seuil *u* comme deuxième tracé. La sous-région aride est représentée par les graphiques de **a** à **c** (*première ligne*), la sous-région semi-aride par les graphiques de **d** à **f** (*deuxième ligne*) et la sous-région subhumide par les graphiques de **g** à **i** (*troisième ligne*). Les lignes pointillées dans les tracés MRL et les lignes verticales noires dans les tracés MBC indiquent les IC à 95 %..... 128

Figure 3.3.5 Comme sur la Fig. 3.3.4, mais pour les données de fractions d'aires. 129

Figure. 3.3.6 Tracés de diagnostics d'ajustement de la distribution de GP ajustés aux données de précipitations de 1901 à 1970 (*tracés a–c*) et aux données des fractions d'aires *(tracés d–f*) pour la sous-région aride : **(a)** et **(d)** tracés du P-P plot ; **(b)** et **(e)** quantile-quantile (*quantile-quantile plot* ou Q-Q plot); et **(c)** et **(f)** histogrammes des données empiriques et la fonction de densité ajustée..... 129

Figure 3.3.7 Comme sur la Fig. 3.3.6, mais pour la sous-région semi-aride..... 130

Figure 3.3.8 Comme sur la Fig. 3.3.7, mais pour la sous-région subhumide. 130

Figure 3.3.9 Courbes de NR sur les périodes pré-70 et post–70 pour les précipitations extrêmes de JAS dans les sous-régions sahéliennes : **(a)** aride, **(b)** semi-aride et **(c)** subhumide. Les courbes en traits forts représentent la période pré-70 et celles en traits fins, la période post-70. Les cercles creux et les cercles pleins représentent respectivement les NR empiriques pour les périodes pré-70 et post–70. Les lignes en pointillés indiquent les IC à 95 %. L'axe des x représente les PR et l'axe des y, les NR associés. Source : Chamani *et al*. (2018). 132

Figure 3.3.10 Comme sur la Fig. 3.3.9, mais pour les fractions d'aires..... 132

Figure 3.3.11 Le test de Kolmogorov-Smirnov (K-S) : **(a)** période pré-70, et **(b)** la période post-1970. 134

Figure 3.3.12 Distribution spatiale des différences relatives (DR) des NR de 10 et 30 ans des précipitations extrêmes de JAS entre les périodes 1901–70 et 1971-2009 : **(a)** DR_{10} et **(b)** DR_{30}..... 134

Figure 3.3.13 Valeur normalisée du NR prédit de 40 ans sur la base de la période 1971–2009 en chaque point de grille. 137

Figure 3.3.14 Anomalies standardisées des précipitations de JAS sur la période 1971–2009 pour l'année 1999 dans les sous-régions aride **(a)** et semi-aride **(b)**, et pour l'année 2008 dans la sous-région subhumide **(c)**..... 140

Figure 3.3.15 Distribution spatiale du cumul de précipitations extrêmes de JAS correspondant à l'année 1999 dans les sous-régions aride **(a)** et semi-aride **(b)** et l'année 2008 pour la sous-région subhumide **(c)**..... 141

Figure 3.3.16 Cartes des PR des précipitations extrêmes de JAS détectées en 1999 dans les sous-régions aride **(a)** et semi-aride **(b)**, et en 2008 dans la sous-région subhumide **(c)**. La PR

est obtenue en chaque point de la grille à partir de la queue de la meilleure distribution GP obtenue en ajustant cette distribution aux excès de précipitations de JAS au-dessus du seuil du 95ème percentile sur la période. Source : Chamani *et al*. (2018). 143

Figure 3.4.1 Délimitation géographique — traits interrompus renforcés — de l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur. 147

Figure 3.4.2 Le seuil de 95ème percentile des précipitations de JAS à travers l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur pour la période 1901–2014. 148

Figure 3.4.3 Distribution spatiale des valeurs-*p* du test de K-S. 150

Figure 3.4.4 Estimation point de grille par point de grille du paramètre d'échelle σ **(a),** du paramètre de forme ξ **(b)** de la distribution de GP ajustée aux séries de POT du cumul de JAS des précipitations mensuelles, et de limite supérieure –σ/ξ des excès $y - u_{0.95}$ **(c)** correspondant à ξ < 0 au-dessus du 95ème percentile. Le calcul de la limite supérieure –σ/ξ a été fait en considérant uniquement les points de grille pour lesquels ξ < 0, ceux pour lesquels ξ ≥ 0 ont été représentés par la couleur blanche. 151

Figure 3.4.5 Spatialisation des NR de **(a)** 20 ans, **(b)** 50 ans et **(c)** 100 ans des précipitations extrêmes de JAS au-dessus du 95ème percentile à travers l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur pour la période 1901–2014. Les contours de couleur bleue sont les isohyètes des précipitations de JAS correspondant au NR de 20, 50 et 100 ans. 153

Figure 3.4.6 Evolution temporelle de la moyenne régionale du cumul des précipitations mensuelles de JAS à travers l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur pour la période 1901–2014. Le trait vertical gras de couleur noire marque le point de cassure dans la moyenne des précipitations avant et après les années 1970 et les traits horizontaux de couleur bleue des précipitations pour les périodes 1901–70 et 1971–2014. 156

Figure 3.4.7 Le test de K–S **(a)** période 1901–1970 et **(b)** période 1971–2009. 158

Figure 3.4.8 Distribution spatiale de l'écart relatif des NR de 30 ans (ER_{NR30}) entre les périodes 1901–70 et 1971–2014. 159

Figure 3.5.1 Moyenne saisonnière des précipitations de JAS en Afrique au Nord de l'Équateur sur la période 1901–2009. Le SOA est représenté par une boîte rectangulaire construite en traits interrompus. Source : Chamani *et al*. (2019). 163

Figure 3.5.2 Nuage de points représentant la cooccurrence des deux mesures de la sécheresse — les cumuls de précipitations annuelles de JAS moyennés sur le SOA pour la période 1901–2009 et les fractions d'aires de précipitations de JAS en-dessous du 20ème percentile. Source : Chamani *et al*. (2019)..... 165

Figure 3.5.3 (a) Anomalies du cumul de précipitations de JAS et des fractions d'aires correspondantes (en écarts types) à travers le SOA. L'anomalie est calculée par rapport à la moyenne des précipitations (fractions d'aires) sur la période 1901–2009. **(b)** Evolution de la moyenne régional — sur le SOA — du cumul de précipitations de JAS pour la période 1901–2009.

Les lignes horizontales de couleur bleue indiquent le comportement moyen des précipitations de JAS dans le SOA avant et après 1970, et la ligne verticale de couleur rouge, le point de séparation en 1970. Source : Chamani *et al*. (2019)..... 166

Figure 3.5.4 Diagrammes de sélection du seuil pour les précipitations de JAS, moyennées dans le SOA. **(a)–(c)** Période pré-70 (1901–70). **(d)–(f)** Période post-70 (1971–2009). **(a), (d)** sont les tracés du MRL, **(b), (e)** les estimations de paramètres d'échelle modifiée par rapport au seuil *u* et **(c), (f)** les estimations de paramètres de forme par rapport au seuil *u*. Les lignes pointillées dans les tracés MRL et les lignes verticales de couleur noire dans les graphiques de l'estimation des paramètres d'échelle et de forme modifiés par rapport au seuil indiquent les IC à 95 %. L'orientation inversée de l'axe des abscisses est due à la transformation négative effectuée sur les données aux fins de l'analyse (Sect. 2.3.3.8). Sur les diagrammes, le signe moins qui accompagne ces valeurs a été supprimé. 168

Figure 3.5.5 Comme dans la Fig. 3.5.4, mais pour les fractions d'aires du SOA avec les précipitations de JAS en-dessous du 20ème percentile. 168

Figure 3.5.6 Diagramme du P-P plot des dépassements de seuil des cumuls de précipitations de JAS moyennés à travers le SOA. **(a)** Période pré-70. **(b)** Période post-70. 170

Figure 3.5.7 Comme sur la Fig. 3.5.6, mais pour les fractions d'aires. 171

Figure 3.5.8 Comparaison du NR de chaque variable entre la période de pré-changement de 1901–70 et la période post-changement de 1971–2009. **(a)** Excès de seuil du cumul de précipitations de JAS moyenné sur le SOA. **(b)** Excès de seuil des fractions d'aires de précipitations de JAS en-dessous du 20ème percentile. L'axe des y indique les NR des extrêmes secs et l'axe des x les PR. Les cercles représentent les valeurs empiriques de la période 1901–70, les cercles pleins celles de la période 1971–2009. Les lignes en pointillés indiquent les IC à 95 %. Pour la variable précipitation, l'orientation inversée de l'axe des ordonnées est due à la transformation négative effectuée sur les données aux fins de l'analyse (cf. Sect. 2.3.3.8). Sur le digramme, le signe moins qui accompagne les valeurs de précipitations de JAS sur l'axe des ordonnées a été supprimé. Source : Chamani *et al*. (2019). 172

Figure 3.5.9 Le test de K-S en chaque point de grille à travers le SOA afin d'évaluer la qualité d'ajustement de la distribution GP aux excès de seuil au-dessus du 95ème percentile : **(a)** la période pré-70, et **(b)** la période post-70. 175

Figure 3.5.10 Carte de la distribution spatiale de la différence relative du NR de 40 ans des extrêmes secs de JAS, calculée en chaque point de grille. 176

Figure 3.5.11 Dépassements de seuil des cumuls de précipitations de JAS moyennés sur le SOA pour la période 1901–2009. **(a)** La période pré-changement allant de 1901 à 1970. **(b)** La période post-changement allant de 1971 à 2009. Les diagrammes de dispersion ont été obtenus après avoir effectué sur les données la transformation mentionnée à la Sect. 2.3.3.8, et par la suite, le signe moins qui accompagne les valeurs de précipitations de

JAS sur l'axe des ordonnées a été supprimé des graphiques. La ligne horizontale de couleur bleue renvoie au seuil sélectionné à la Sect. 4.4.3 — *u* = 295 mm pour la période 1901–70 et *u* = 270 mm pour la période 1971–2009. Source : Chamani *et al*. (2019). 178

Figure 3.5.12 Carte de l'évolution du nombre de dépassements de seuil de 2 années consécutives des excès au-dessus du seuil, exprimée en termes de différence entre le nombre normalisé de grappes après et avant 1970 en chaque point de la grille 179

Figure 3.5.13 Valeur normalisée du NR prévu de 40 ans sur la base de la période post-70 en chaque point de grille. Cette valeur est obtenue en chaque point de grille en divisant le NR de 40 ans estimé par la moyenne des dépassements de seuil sur la période 1971–2009. 181

Figure 3.5.14 Anomalie du cumul des précipitations de JAS standardisée pour les années 1984 **(a)**, 1972 **(b)** et 1983 **(c)**. L'anomalie est calculée par rapport à la moyenne des séries sur la période 1970–2009 en chaque point de grille. Ces années extrêmes ont été classées par ordre décroissant d'intensité..... 183

Figure 3.5.15 Distribution spatiale de la PR de la sécheresse extrême de l'année 1984. La PR est estimée en chaque point de la grille à l'aide de la distribution de GP ajustée aux excès de seuil des données de précipitations de JAS sur la période 1971–2009. 185

Liste des tableaux

Tableau 1.1 Vue d'ensemble d'un certain nombre de sécheresses et de leurs conséquences dans le monde de 1900 à 2013. Source: EM-DAT: The International Disaster Database Center for Research on the Epidemiology of Disasters-CRED; http://www. emdat.be/database. .. 10

Tableau 1.2 Condensé du nombre des événements de sécheresse et de leurs impacts socio-économiques en Afrique de l'Ouest et Centrale pour la période 1900–2013. Ces informations sont tirées de la base de données de l'EM-DAT. 25

Tableau 3.1.1 Informations de base sur les quatre zones climatiques de l'Afrique au Nord de l'Équateur et leurs statistiques sur les cumuls de précipitations de Juillet –Septembre (JAS) par zone. L'altitude moyenne par zone a été calculée à l'aide de données topographiques de 30-min du modèle numérique d'altitude (*Digital Elevation Model* ou DEM) de l'US Geological Survey. La moyenne, le maximum, le minimum et le coefficient de variation (CV) du cumul de précipitations de JAS ont été calculés sur la période 1901–2014..... 79

Tableau 3.1.2 Caractéristique de la distribution de Pareto généralisée (*generalized Pareto distribution* ou GP) ajusté à la série temporelle (synthétique) des excès de précipitations de JAS dans chaque zone. 86

Tableau 3.1.3 Résultats de l'application du test de Kolmogorov-Smirnov (K-S) pour la vérification de la qualité d'ajustement de la distribution de GP aux extrêmes (excès) de précipitations de JAS dans chaque zone climatique. Le niveau de significativité est fixé ici à $\alpha = 0.05$. Les valeurs de D_α [à comparer à ceux de D_n] correspondant à la taille de l'échantillon des excès dans chaque zone sont indiquées dans le tableau de l'Annexe E. 89

Tableau 3.1.4 Niveaux de retour (NR) en mm des précipitations extrêmes pour les quatre zones climatiques à travers l'Afrique au Nord de l'Équateur, pour différentes périodes de retour (PR) en années, obtenus de l'ajustement de la distribution de GP aux excès. Les valeurs entre les parenthèses représentent l'intervalle de confiance (IC) à 95 % associé au NR. 95

Tableau 3.1.5 Les trois années les plus sévères de la période 1901–2014, les indices Niño océanique (*Oceanic Niño Index* ou ONI) moyennées sur JAS et le type de phase de l'El Niño–Southern Oscillation (ENSO) correspondant. Les ONI sont ceux de Null (2017). L'abreviation VI signifie valeur indisponible. 97

Tableau 3.1.6 Variation ΔNR des NR de 2, 5, 10 et 25 ans entre les sous périodes correspondant respectivement à l'avant et l'après l'année de rupture. Dans les parenthèses qui suivent les points de rupture, sont indiqués les sous périodes utilisées pour évaluer le changement. 100

Tableau 3.2.1 Résultats de l'application du test de stationnarité de kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin (KPSS) aux séries temporelles régionales du maximum annuel de précipitations (MAP) de JAS. 106

Tableau 3.2.2 Coefficients de corrélation ρ de Spearman entre la série temporelle de l'indice régionale des MAP de JAS de la zone semi-aride (Z2) et les quatre indices des différents modes de la variabilité climatique à grande échelle (MVCGE) moyennés sur la saison JAS. 108

Tableau 3.2.3 Modèles non-stationnaire $\{M_i\}_{1\leq i\leq 7}$ de la distribution GEV et la spécification de ses paramètres comme fonction de l'indice de l'oscillation atlantique multidécennale (*Atlantic Multidecadal oscillation Index* ou AMOI). 110

Tableau 3.2.4 Test du rapport de vraisemblance (*Likelihood ratio test* ou LRT) de l'adéquation des modèles M_1–M_7 par rapport au modèle M_0 de la série temporelle non-stationnaire et sans tendance des MAP de JAS de la zone Z2. 113

Tableau 3.2.5 Résultat du calcul de l'écart relatif (%) entre les NR de 10 ($\Delta_{NR_{10}}$), 15 ($\Delta_{NR_{15}}$), 20 ($\Delta_{NR_{20}}$), 25 ($\Delta_{NR_{25}}$), 50 ($\Delta_{NR_{50}}$), 75 ($\Delta_{NR_{75}}$) et 100 ($\Delta_{NR_{100}}$) ans et les quantités des MAP de JAS des trois années les plus sévères de la zone Z2, pour la période 1901–2014... 119

Tableau 3.3.1 Évaluation quantitative de la différence entre les moyennes des précipitations de JAS des périodes 1901–70 et 1971–2009 dans chaque sous-région climatique, et la valeur-*p* (*p*-value) du test *t* paramétrique indiquant le degré de significativité du résultat. 127

Tableau 3.3.2 Probabilité de dépassement des précipitations de JAS au-dessus du seuil sélectionné pour chaque période et dans chaque sous-région climatique du Sahel. 131

Tableau 3.3.3 Comparaison de l'ampleur des tendances sèches de la période 1901–70 à la période 1971–2009 entre les sous-régions. 136

Tableau 3.3.4 Années extrêmes les plus sévères de la période 1971–2009 avec leur quantité de précipitations correspondante, leur fraction d'aire et leur phase associée de l'ENSO. 139

Tableau 3.3.5 Les PR des quantités de précipitations de JAS et de leurs fractions d'aires associées aux années les plus extrêmes de la période 1971–2009. 142

Tableau 3.5.1 Estimations des paramètres de la distribution généralisée de GP et du nombre moyen λ de dépassements de seuil par unité de temps pour les données de précipitations de JAS et de fractions d'aires. Entre parenthèses, les erreurs-types associées aux estimations de σ et ξ. 169

Tableau 3.5.2 Résultats du test de K-S — à un niveau de signification de 5 % — pour vérifier la qualité d'ajustement de la distribution de GP aux excès de précipitations de JAS et des fractions d'aires au-dessus des seuils sélectionnés pour les périodes 1901–70 et 1971–2009.... 170

Tableau 3.5.3 Comparaison des NR estimés des extrêmes secs de JAS pour des PR données entre la période 1901–70 et celle de 1971–2009. Entre parenthèses, les IC à 95 % associés au NR.

Il est évident que les NR des extrêmes secs de la période post-70 ont considérablement augmenté par rapport à ceux de la période pré-70. 173

Tableau 3.5.4 Comme dans le Tab. 3.5.3, mais pour les données de fractions d'aires. 174

Tableau 3.5.5 Les PR des années sèches historiques détectées sur la période post-70. 184

Liste des annexes

Annexe A..... 205
Annexe B..... 206
Annexe C..... 207
Annexe D..... 208
Annexe E..... 209
Annexe F..... 210
Annexe G..... 211
Annexe H..... **Erreur ! Signet non défini.**

Introduction générale

Contexte de l'étude

Ces dernières décennies, l'Afrique au Nord de l'Équateur connaît une augmentation brusque des événements extrêmes de type hydroclimatique tels que les inondations dévastatrices et les sécheresses sévères, dues respectivement à l'intensification des épisodes de pluies exceptionnelles et des déficits persistants de précipitations (Dai *et al.*, 2004; Tschakert, 2007). De tels événements impactent sévèrement la société, l'économie et l'écosystème (Masih *et al.*, 2014; Yabi et Afouda, 2012; Ebi et Bowen, 2016). Comme exemples emblématiques, on peut citer les inondations dévastatrices de 2009 à Ouagadougou au Burkina-Faso, suite à dix heures de pluies (Panthou *et al*., 2014), et les sécheresses dramatiques et prolongées des années 1970 et 1980 au Sahel (Heffernan, 2013). Dans le premier cas de figure, les inondations ont provoqué la mort de huit personnes, causé le déplacement de près de 150 000 personnes, la destruction de l'hôpital principal de Ouagadougou et d'autres infrastructures publiques; et dans le second cas, les sécheresses ont causé le décès de 600 000 personnes entre 1972 et 1975, et de nouveau entre 1984 et 1985.

En Afrique au Nord de l'Équateur, deux facteurs pourraient amplifier les dégâts occasionnés par ces événements hydroclimatiques extrêmes :

- la grande vulnérabilité des pays de cette région;
- les changements climatiques.

La grande vulnérabilité des pays de l'Afrique au Nord de l'Équateur face à ces événements est liée à : (i) la forte dépendance de leurs économies à l'activité agro-pastorale, qui à son tour est fortement tributaire du climat — variabilité des précipitations (Traore *et al.*, 2014); (ii) la rareté de cadres formels pour la gestion opérationnelle et l'atténuation des risques liés à l'apparition de ces événements; (iii) l'inefficacité des politiques en matière de gestion des ressources en eau; (iv) la mauvaise gestion — approvisionnement — des retenus en eaux ou barrages dont la majorité de ces pays dépendent pour la production d'énergie hydroélectrique; (v) et la faible capacité d'adaptation des populations de ces pays du fait de leur niveau de développement, qui fait partie des plus bas au monde (Sahn et Stifel, 2000; Niasse *et al.*, 2004). Les changements climatiques sont caractérisés par l'augmentation de la moyenne de la température globale, qui a été associée aux activités anthropiques, pourraient intensifier le cycle

hydrologique — augmentation de la concentration de la vapeur d'eau atmosphérique liée à l'augmentation des taux d'évaporation en surface, qui sont inférieurs à ceux de l'humidité atmosphérique — et par conséquent, conduiraient à la hausse des événements hydroclimatiques extrêmes (Giorgi *et al.,* 2011; Dong et Sutton, 2015; Seneviratne *et al*., 2016).

Les données disponibles (historiques) montrent clairement que l'Afrique au Nord de l'Équateur est susceptible de faire face à l'avenir à des événements hydroclimatiques sévères et généralisés (Di Baldassarre *et al.*, 2010; Masih *et al.*, 2014; Mouhamed *et al.*, 2013; IPCC, 2014; Carré *et al.,* 2018). Une telle observation serait synonyme du risque d'aggravation de leurs impacts sur l'économie et la population de cette région, ceci du fait de la lenteur des progrès en matière de gestion des risques de sécheresse et d'inondation, de l'augmentation de la population et de la demande en eau, ainsi que de la dégradation des sols et de l'environnement. Ceci incite à poursuivre les efforts pour améliorer les connaissances autour de ces phénomènes — extrêmes humides et extrêmes sèches — et de leurs impacts afin de proposer les mesures de protection et d'adaptation adéquates. Dans ce contexte, une étude qui analyse l'occurrence des extrêmes hydroclimatiques et leur évolution dans le temps, ceci à des fins prévisionnelles est d'une grande utilité, non seulement pour mieux comprendre le caractère de ces phénomènes — processus stationnaire ou non-stationnaire en raison du changement climatique — , mais aussi pour les pays de cette région, en ce sens qu'elle donnera aux décideurs un outil — la cartographie d'aléas hydroclimatiques — pour concevoir des actions politiques visant d'une part à atténuer leurs impacts et d'autre part à l'évaluation des risques climatiques par rapport aux différents secteurs d'activité.

Cette thèse se situe dans cet ordre d'idées, car ici, nous étudions l'occurrence des précipitations et des sécheresses extrêmes pendant la saison Juillet–Septembre (JAS[8]) en Afrique au Nord de l'Équateur. Les pics de précipitations et les extrêmes secs sont des indicateurs de l'évolution du climat et sont considérés comme de potentiels signaux climatiques qui renseignent sur le sens de variation du cycle hydrologique. Aux fins de prévision, l'analyse sera axée sur l'estimation des périodes de retour (PR) et des niveaux de retour (NR) des événements extrêmes de précipitation et de sécheresses, en utilisant la théorie des valeurs extrêmes (*extreme value theory* ou EVT) dans le contexte d'un climat stationnaire et non-

[8] La saison de JAS est celle des pluies de mousson en Afrique au nord de l'Equateur (Nicholson, 2013), celle pour laquelle il est possible d'enregistrer le maximum de précipitations au cours d'une année. Toute absence de pluies pendant cette saison serait synonyme d'année sèche dans la région, particulièrement dans sa partie ouest ou Afrique de l'Ouest. C'est aussi celle des semis en Afrique au nord de l'Equateur (Traore *et al*., 2014).

stationnaire — variabilité interne[9]. L'EVT nous aidera à examiner les propriétés statistiques des précipitations et des sécheresses extrêmes de JAS sur l'Afrique au Nord de l'Équateur, notamment, leurs changements dans le temps, l'identification des zones à haut risque d'occurrence, ainsi qu'à évaluer leurs liens avec les différents modes de la variabilité climatique à grande échelle (MVCGE).

Les résultats d'une telle investigation trouveraient leurs applications dans les différents secteurs d'activités socio-économiques qui animent les pays de l'Afrique au Nord de l'Équateur. Dans le secteur agricole, ils pourraient être utilisés pour prévoir les précipitations et les sécheresses extrêmes qui peuvent endommager les cultures car l'agriculture y est fortement pluviale (Niang *et al.*, 2014). Dans les domaines de l'hydrologie, de l'hydroélectrique, du génie civil et de la recherche qui s'occupe du changement dans l'occupation des sols, ils peuvent aider respectivement à la prévision des crues exceptionnelles, à la gestion des retenues d'eau, au dimensionnement des ouvrages — les autoroutes, les ponts, les barrages et ceux destinés à l'évacuation des eaux aussi bien en zones urbaines que rurales — et la documentation des domaines de la science qui traite de l'érosion et de la dégradation des sols (Haensler *et al.*, 2013). Enfin, dans le secteur sanitaire, ils peuvent aider à lutter contre la propagation de certaines maladies et de leurs vecteurs, tel que le paludisme (McCann, 1999; Mbouna *et al*., 2019).

Ce manuscrit est articulé autour de trois chapitres :

- **Le premier chapitre** porte sur l'introduction des différents concepts liés au sujet de cette thèse et sur une revue assez étendue des études qui ont précédées le présent travail, et qui sont nécessaires pour mettre en contexte les questions de recherche — problématique;
- **Le deuxième chapitre** est consacré à la description de la zone d'étude et de sa climatologie. Y seront également exposés, les données utilisées et les outils d'investigations employés au Chap. 3, notamment les deux principales approches de l'EVT que sont le modèle des dépassements de seuil *(peaks-over-threshold* ou POT), qui sera en grande partie utilisé pour la modélisation des précipitations extrêmes[10] et des extrêmes secs[11] en raison de sa grande flexibilité et de sa meilleure approximation en

[9] Composante de la variabilité naturelle, non forcée et chaotique qui se produit continuellement dans le système climatique (Stott *et al.*, 2015).
[10] Valeurs des précipitations au-dessus d'un seuil prédéfini pour l'application du modèle POT.
[11] Valeurs assez faibles des précipitations sur un intervalle de temps donné, qui tombe en dessous d'un seuil.

queues de distribution, et le modèle des maxima par blocs (*block maxima* ou BM[12]). Ce dernier sera mis à contribution pour investiguer sur l'influence des MVCGE sur les précipitations extrêmes de la saison JAS en Afrique au Nord de l'Équateur, notamment leur impact sur les NR;

- **Le troisième chapitre** est consacré à la présentation des résultats et des discussions. Ici, on tiendra compte de la forte disparité spatiale des précipitations en Afrique au Nord de l'Équateur, en considérant les zones climatiques aussi bien à l'échelle de l'Afrique au Nord de l'Équateur qu'au niveau de l'Afrique Tropicale en-dessous de 20°N, incluant le Sahel.

Ce mémoire se termine par une synthèse générale des travaux et des résultats obtenus, ainsi que leurs limites et des ouvertures en guise de perspectives sur les problématiques scientifiques envisageables.

[12] Contrairement à l'approche POT, l'approche BM ne considère que les maximums par intervalle de temps.

Chapitre 1
Revue de la littérature, problématique et objectifs de la thèse

1.1. Événements climatiques extrêmes — une introduction générale

1.1.1. Définition du phénomène

Le climat est généralement défini comme étant l'état moyen de l'atmosphère associé à des conditions moyennes dans les systèmes physiques tels que l'océan, la cryosphère[13] et la végétation, dans une région donnée pendant une période donnée. La variation du climat dans une région donnée ou encore la variabilité climatique est déterminée par des valeurs algébriques qui varient autour d'un état moyen stable. Ces valeurs algébriques sont appelées anomalies climatiques. Elles permettent de caractériser le régime climatique d'une région.

Des anomalies climatiques significatives observées au cours d'une année renvoient très souvent à des types d'événements climatiques exceptionnels (Fig. 1.1). En occurrence, les phénomènes tels que les sécheresses, les inondations, les canicules, les tempêtes, les vagues de froid et de chaleur, les fortes pluies, les chutes de neige, les convections sévères, les cyclones tropicaux, etc.

Ces événements climatiques peuvent se produire à différentes échelles spatiales et temporelles (Fig. 1.2). A courte échelle temporelle — de l'ordre de la journée — on a par exemple les orages et les tornades. Au-delà de l'échelle journalière, on a l'échelle synoptique d'une durée de quelques jours, à laquelle est associée des systèmes de hautes ou de basses pressions, qui apportent généralement des conditions météorologiques respectivement stables (chaudes/froides et sèches) ou instables (humides et venteuses). A une échelle un peu plus grande on trouve les anomalies climatiques telles que les étés secs et chauds ou les hivers humides et orageux dont la longueur est celle d'une saison. En effet, ces types d'événements correspondent à une forme de phénomènes météorologiques exceptionnels persistants pendant un certain temps. En particulier, s'il produit une moyenne ou un total lui-même de loin supérieur à un certain seuil. A titre illustratif on peut citer les sécheresses et les fortes précipitations sur plusieurs jours ou sur une saison (IPCC, 2007). Du point de vue spatial, ces événements

[13] Portions de la surface de la Terre où l'eau est présente à l'état solide.

diffèrent également et vont d'un phénomène local comme la tornade jusqu'à un phénomène étendu comme la sécheresse.

Ces événements climatiques peuvent impliquer une ou plusieurs variables climatiques — par exemple, la température, les précipitations et le vent — faisant d'eux des phénomènes simples ou complexes. Les événements simples sont ceux qui se décrivent par une seule variable, qui en termes d'intensité, dévie significativement de la normale climatologique. Les événements complexes eux par contre impliquent un ensemble de variables associées à un événement climatique particulier. A titre illustratif, le passage d'un cyclone se caractérise à la fois par des précipitations intenses et un vent violent.

Il est difficile de donner une définition unique d'un événement climatique extrême car ce dernier est fortement tributaire du contexte dans lequel on le considère. Les auteurs comme Beniston et Stephenson (2004) ont proposé trois définitions de l'événement climatique extrême, qui reposent sur trois notions que sont sa rareté, son intensité et son impact. D'après ces auteurs :

- la rareté d'un phénomène climatique extrême s'évalue en considérant sa fréquence d'occurrence;
- l'intensité de l'événement implique la considération des dépassements d'un seuil par la variable climatique d'intérêt;
- la notion d'impact qui s'appuie sur les dégâts socio-économiques liés à l'apparition d'un phénomène.

De ce qui précède et en se référant à la définition de 2007 du *Groupe d'experts Intergouvernemental sur l'Evolution du Climat* ou GIEC, on peut définir de manière générale un événement extrême comme un événement très rare — aussi rare que le 10ème ou le 90ème percentile de la fonction de densité de probabilité observée — et très intense avec des impacts graves sur la société et les systèmes biophysiques. Toutefois, la gravité d'un événement climatique extrême donné dépend fortement de la vulnérabilité et de l'adaptabilité du système considéré (Meehl *et al.,* 2000). Dans le cadre de cette thèse, nous considérerons plutôt la notion des événements climatique extrêmes qui est pertinente pour l'étude du climat en lieu et place de celle qui repose sur les impacts socio-économiques. L'un des objectifs de cette thèse étant d'évaluer l'évolution des événements climatiques extrêmes, nous allons considérer les événements climatiques exceptionnels qui ont ou non des impacts sévères. C'est-à-dire ceux définis par les climatologues du GIEC en 2007 : « Un phénomène climatique extrême est un

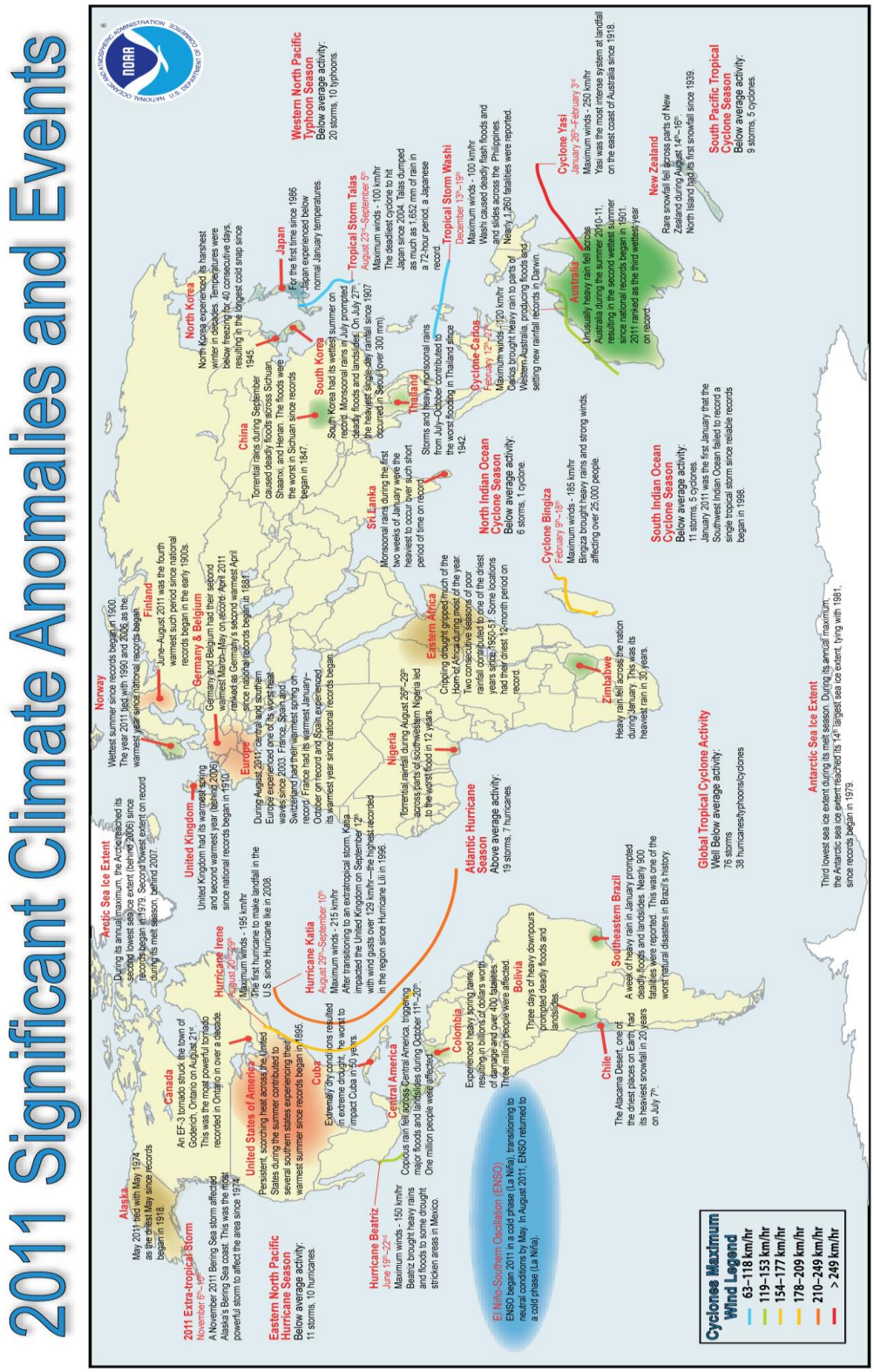

Figure 1.1 Les anomalies climatiques les plus significatives observées au cours de l'année 2011 à travers le monde. Source : https://www.ncdc.noaa.gov/sotc/global/201113.

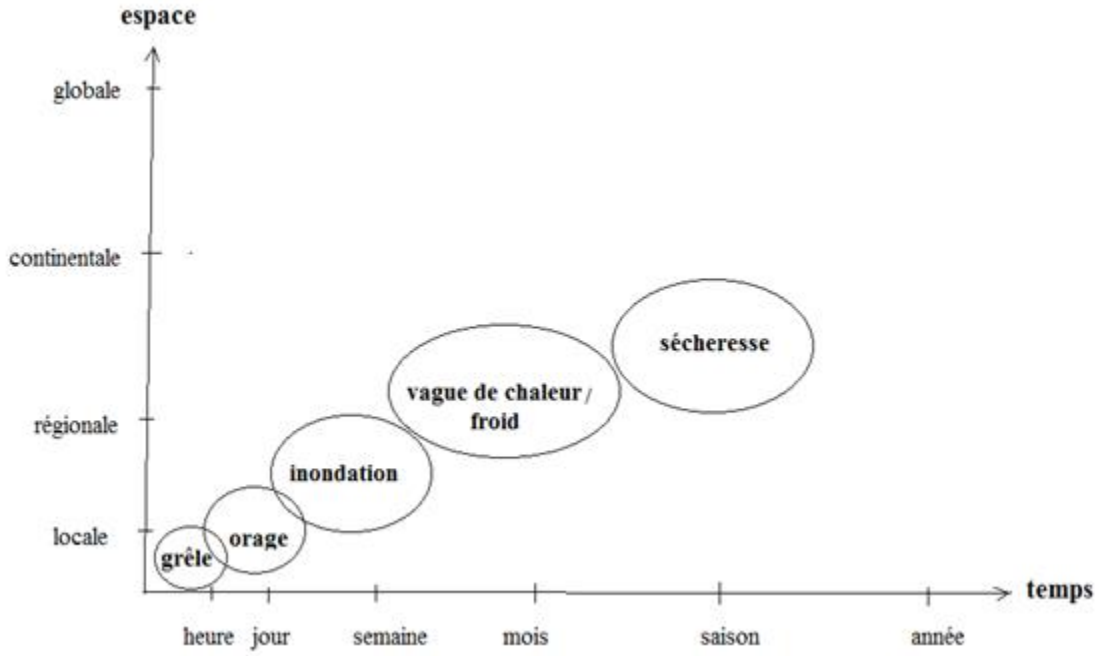

Figure 1.2 Échelle spatiale et temporelle des événements climatiques extrêmes.

phénomène qui est rare dans le cadre de sa distribution de référence statistique à un endroit spécifique ». Du point de vue statistique, le mot « rare » fait référence aux événements qui se situent loin dans les queues de distribution — en-dessous du 10ème percentile ou au-dessus du 90ème percentile — de la fonction de densité de probabilité de l'échantillon de données considérées. Cette dernière définition permet de considérer deux caractéristiques importantes des extrêmes climatiques : leur fréquence et leur intensité.

1.1.2. Pourquoi est-il urgent d'investiguer sur ces types d'événements ?

Au cours de ces trois dernières décennies, le monde entier connaît une augmentation des événements extrêmes, notamment, ceux liés au climat (Fig. 1.3) — inondations[14], les sécheresses, les glissements de terrain[15], les tempêtes[16], et les vagues de chaleur et de froid extrême et les feux de forêt, tous attribuables à des températures extrêmes[17]. A cette augmentation, est associée à la fois une hausse considérable de préjudices économiques et des victimes humaines (Figs. 1.3 et 1.4). Selon l'Emergency Events Database[18] (EM-DAT,

[14] Très souvent engendrées par l'occurrence des précipitations extrêmes.
[15] C'est un événement extrême de type hydrologique (Wahlstrom et Guha-Sapir, 2015), très souvent défini comme étant une conséquence potentielle de l'occurrence des précipitations extrêmes ou d'une pluviométrie abondante et qui persiste dans la durée.
[16] Renvoient aux ouragans, cycles et onde de tempêtes.
[17] Dans le cas des inondations par exemple, l'augmentation de la température a pour effet l'augmentation de la vapeur d'eau atmosphérique, qui à son tour induirait les pluies intenses à l'origine desdites inondations.
[18] L'EM-DAT contient les données les plus complètes au monde sur l'occurrence et les effets de plus de 21 000 catastrophes technologiques et naturelles de 1900 à nos jours. Créé avec le soutien de l'OMS et du gouvernement

https://www.emdat.be/), entre 1995 et 2015 à peu près 6 457 catastrophes météorologiques se sont produites à travers le monde, coûtant la vie à 606 000 personnes et touchant plus de 4 milliards de personnes. L'EM-DAT estime qu'en moyenne, 205 millions de personnes sont touchées chaque année par de telles catastrophes. Au niveau continental, l'Asie a été le plus touché par les catastrophes météorologiques, avec des événements plus fréquents et un plus grand nombre de personnes tuées et touchées (Wahlstrom et Guha-Sapir, 2015). Cela est principalement le résultat de l'étendue et à la diversité de la masse continentale de l'Asie, notamment à ses multiples bassins fluviaux, ses plaines inondables et autres zones fortement exposées aux aléas naturels, ainsi qu'à sa forte densité de population dans les régions exposées aux catastrophes. Au total, 2 495 catastrophes météorologiques ont frappé l'Asie entre 1995 et 2015, touchant 3,7 milliards de personnes et faisant 332 000 morts (Wahlstrom et Guha-Sapir, 2015).

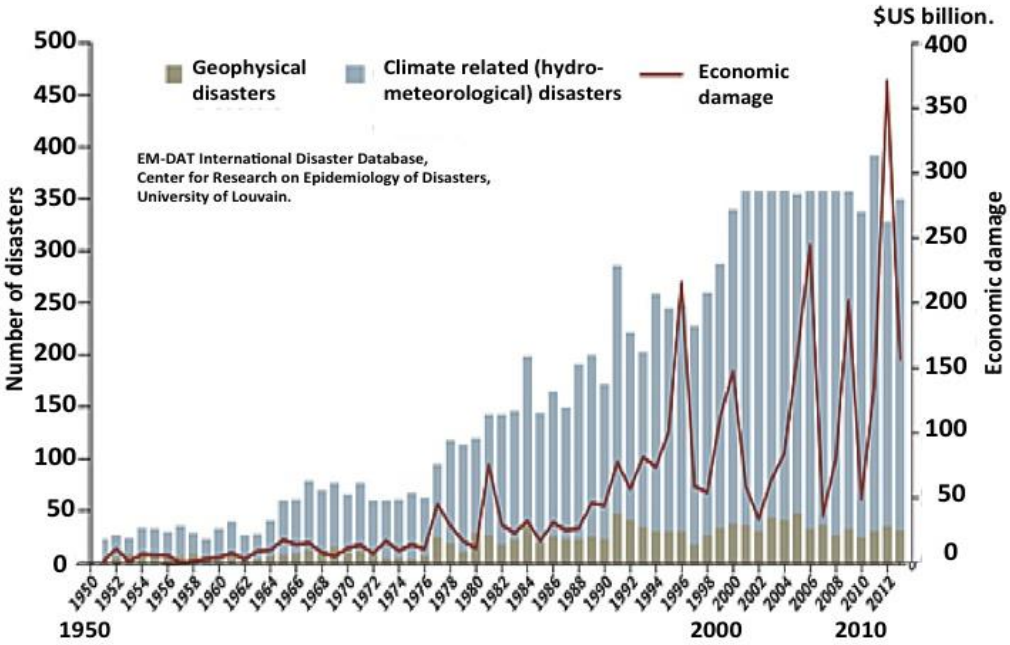

Figure 1.3 Evolution à travers le monde entier du nombre de catastrophes naturelles et des préjudices économiques liés à l'apparition desdites catastrophes pour la période de 1950–2013 (source : https://www. climateemergency institute.com/extreme_weather.html).

belge, le principal objectif d'EM-DAT est d'informer l'action humanitaire aux niveaux nationuxl et internationaux afin d'améliorer la prise de décision en matière de préparation aux catastrophes, de fournir des données objectives pour évaluer la vulnérabilité des communautés aux catastrophes et d'aider les décideurs à fixer des priorités.

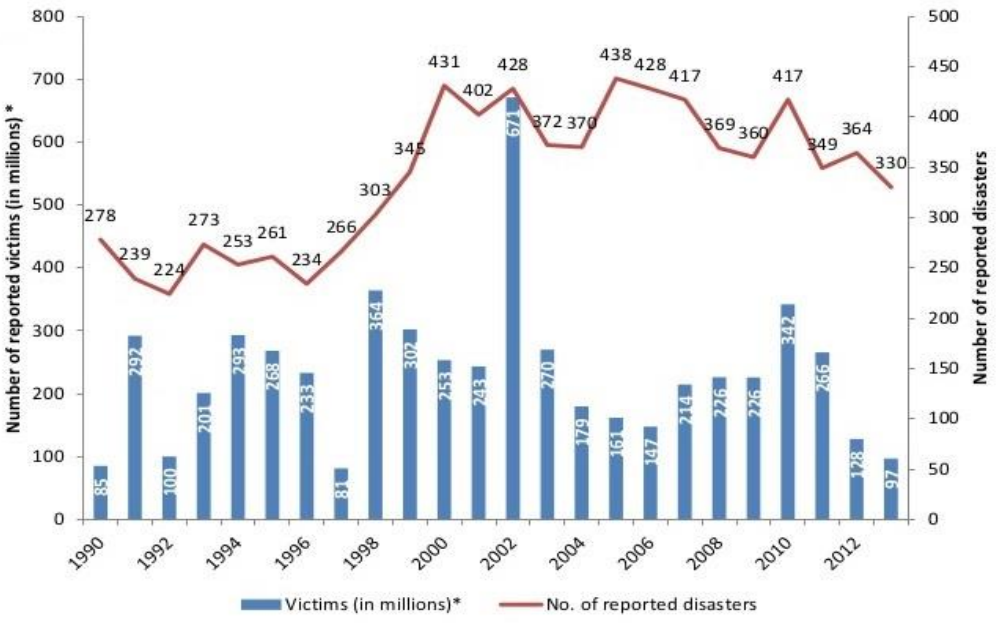

Figure 1.4 Nombre de victimes des catastrophes naturelles pour le période de 1990–2013. Source : https://watchers.news/2014/09/24/the-statistics-of-natural-disasters-2013-review/.

Le tableau 1.1 illustre le cas particulier des impacts socio-économiques liés aux sécheresses — catastrophes naturelles de type climatique, en occurrence de type météorologique — à travers le monde entier. A l'échelle des pays, les États-Unis et la Chine ont enregistré le plus grand nombre de catastrophes liées au climat pendant cette période. Comme dans le cas de l'Asie, cela peut être attribué à leurs masses continentales importantes et hétérogènes, à laquelle on associe leur forte densité de population (Wahlstrom et Guha-Sapir, 2015).

Tableau 1.1 Vue d'ensemble d'un certain nombre de sécheresses et de leurs conséquences dans le monde de 1900 à 2013. Source: EM-DAT: The International Disaster Database Center for Research on the Epidemiology of Disasters-CRED; http://www.emdat.be/database.

Continent	Nombre d'événements	Nombre de personnes tuées	Nombre de personnes affectées	Préjudices économiques en ($\times 10^3$ USD)
Afrique	291	847 143	362 225 799	2 920 593
Amériques	134	77	69 505 391	50 471 139
Asie	153	9 663 389	1 707 836 029	44 251 865
Europe	42	1 200 002	15 488 769	25 481 309
Océanie	22	660	8 034 019	12 303 000
Total	642	11 711 271	2 163 090 007	135 427 906

Dans le cas spécifique de l'Afrique, l'EM-DAT indique que les pertes matérielles liées aux catastrophes naturelles incluant ceux du climat entre 1994 et 2015 ont été estimées à 10 milliards USD[19] et note cependant que, leur base de données a très souvent tendance à sous-estimer ce nombre du fait de la faible documentation des événements climatiques extrêmes sur ce continent — les événements dans la plupart des cas ne sont pas archivés. En Afrique, ces événements sont principalement de type hydroclimatique, c'est-à-dire les inondations et les sécheresses. Après l'Asie, l'Afrique est le continent le plus affecté au monde par les inondations, dont les dégâts sont tout aussi importants que les sécheresses. A titre illustratif, les inondations considérables de 2012 sur toute l'Afrique de l'Ouest, suites aux pluies torrentielles et dévastatrices de mousson — 157 mm en 2 heures (Penthou *et al.*, 2014). Suite à cet événement, on a décompté au Niger, 81 personnes décédées, près de 400 000 sinistrés et des dégâts matériels considérables (Sighomnou *et al*., 2012). La sécheresse quant à elle touche l'Afrique plus que tout autre continent (Tab. 1.1) — en termes de nombre d'événements. L'EM-DAT révèle que sur la période 1995–2015, cette partie du monde a connu 136 événements de sécheresses, soit 41 % de l'estimation mondiale. Ces sécheresses ont un coût humain élevé en termes de faim, de pauvreté et de perpétuation du sous-développement (Below *et al.*, 2007). Elles impactent sévèrement l'agriculture — rendent difficiles les cultures, voire impossibles — , cause la perte de bétail, est à l'origine des pénuries d'eau et des épidémies. Certaines sécheresses durent des années, entraînant des conséquences économiques importantes et à long terme, et déplacent de larges couches de la population. Par exemple, dans le Sahel, l'absence consécutive de pluies saisonnières dans les années 1970 et 1980 a causé la mort de près de 600 000 personnes dans la période 1972–75 et aussi dans la période 1984–1985 (Heffernan, 2013). En Afrique de l'Est, en 2005, pour les raisons climatiques similaires au Sahel, les sécheresses ont entraîné une insécurité alimentaire pour au moins 11 millions de personnes (Dilley *et al.*, 2005).

L'augmentation de ces événements et leurs impacts socio-économiques tels qu'énumérés dans cette section, justifient à suffisance l'intérêt, voir l'urgence qu'il y a à étudier ces phénomènes, notamment leur évolution et leur prédiction aussi bien à l'échelle régionale que mondiale. Cette urgence devrait être beaucoup plus prononcée dans les pays sous-développés, particulièrement ceux de l'Afrique au Nord de l'Équateur où les populations présentent une grande vulnérabilité du fait de leurs faibles capacités d'adaptations (Niang *et al.*, 2014). Dans

[19] US dollars ou Dollars américain

ces pays, cette vulnérabilité est aggravée par l'accroissement démographique[20], la faible capacité des gouvernements à secourir les victimes dans le court terme, ceci du fait très souvent de l'absence de véritable politique sur la question et dans la durée — la mise en place des mesures d'atténuations — et des moyens financiers très limités (Niasse *et al.*, 2004; Masih *et al.*, 2014; Niang *et al.*, 2014).

1.1.3. Evolution des événements climatiques extrêmes dans le contexte du réchauffement planétaire

De nombreuses études comme celles d'Alexandersson *et al.* (2000), Groisman *et al.* (2005), Webster *et al.* (2005) et Alexander *et al.* (2006) ont constaté que l'évolution du climat au cours des cinquante dernières années marquées par un réchauffement exceptionnel, a été accompagnée par des changements dans différents types de phénomènes extrêmes. Les principaux changements peuvent être résumés ainsi :

- une augmentation du nombre des vagues de chaleur et des nuits chaudes;
- une augmentation de l'étendue des régions affectées par des sécheresses;
- une augmentation du nombre d'événements de précipitations intenses aux latitudes moyennes;
- une augmentation de l'intensité et de la durée des tempêtes tropicales depuis 1970;
- un déplacement des *storm tracks*[21] vers les pôles. Dans l'hémisphère nord, une augmentation de leur activité.

Ces dernières décennies, l'une des questions récurrentes est celle de savoir si les modifications observées dans le régime des extrêmes peuvent être attribuées au réchauffement planétaire et donc à l'effet de serre anthropique ? Notre compréhension actuelle des processus physiques ne permet pas de répondre explicitement à cette question (IPCC, 2012). Cependant, d'après l'état actuel des connaissances, il semblerait que la fréquence et l'intensité des événements extrêmes soient sensibles au réchauffement global (Seneviratne *et al.*, 2016).

Premièrement, nos connaissances sur les processus physiques dans l'océan et l'atmosphère permettent d'entrevoir un éventuel lien entre les changements climatiques et les

[20] L'accroissement démographique est un facteur aggravant à la vulnérabilité des populations en ce sens où elle accentue la pression sur les espaces agricoles, le couvert végétal et est très souvent à l'origine la surexploitation des plaines d'inondation.
[21] Les zones relativement étroites dans les mers et les océans où les tempêtes se déplacent sous l'effet des vents dominants.

événements extrêmes. Les gaz à effet de serre (GES), naturellement présents dans l'atmosphère, contribuent à retenir la chaleur et maintiennent ainsi des conditions propices à la vie sur Terre. L'augmentation de leur concentration occasionne un déséquilibre du bilan énergétique terrestre, avec un chauffage additionnel de $2.65\ W.m^2$ — forçage radiatif positif[22]. L'augmentation de la température favorise l'évaporation de l'eau, ce qui fournit davantage de chaleur latente dans l'atmosphère. Cette énergie pourrait d'une part agir sur la dynamique des systèmes météorologiques tels que les zones de basse pression (Lamber et Fyfe, 2006). D'autre part, cette situation peut donner naissance à de fortes rétroactions sur le cycle hydrologique (Allen and Ingram, 2002). Dans le cadre de ces raisonnements physiques très simples, il y' a donc quelques raisons de supposer que le régime des événements extrêmes puisse changer.

Deuxièmement, certains effets statistiques font que les changements climatiques pourraient se manifester de façon plus prononcée dans la fréquence des événements météorologiques extrêmes, que dans celle des événements météorologiques « normaux ». Considérons une variable climatique, par exemple la température, dont la densité de probabilités fappartient à la distribution gaussienne (Fig. 1.5). Soit les extrêmes sont définis comme des dépassements d'un seuil fixe.

Ils se regroupent dans les queues de la distribution (les surfaces bleus et rouges sous la courbe correspondent respectivement aux extrêmes froids et chauds). Une simple hausse de la température moyenne (Fig. 1.5a) signifie qu'il fait plus souvent extrêmement chaud et plus rarement extrêmement froid. Les changements des fréquences des extrêmes peuvent être importants pour, en apparence, de faibles variations de la moyenne. Une augmentation de la variabilité sans changement de la moyenne (Fig. 1.5b) peut engendrer un accroissement de la fréquence de deux types des extrêmes de température ainsi que l'importance de ces extrêmes. Une hausse de la moyenne et de la variabilité (Fig. 1.5c) est aussi possible et peut occasionner des épisodes de chaleur plus fréquents et moins d'épisodes de froid. Plusieurs autres types et combinaisons des changements de distributions des variables climatiques sont possibles et peuvent avoir des conséquences climatiques différentes. Ces conséquences sont encore plus complexes pour les variables qui ne se rapprochent pas d'une distribution gaussienne, notamment les maximums, et les minimums sur un intervalle de temps donné — journalier, mensuel, saisonnier et annuel — , et les excès au-dessus d'un seuil spécifié des variables telles que les précipitations et les températures.

[22] Le réchauffement de l'atmosphère du fait des gaz à effet de serre.

L'étude de ces événements, plus spécifiquement leurs caractéristiques et leurs éventuels changements en contexte de réchauffement climatique requiert non seulement des données de grande taille — qui couvrent une longue période — , mais aussi qui ont une bonne résolution spatio-temporelle. Cela permet une application réussie de modèles statistiques tels que les modèles de valeurs extrêmes dont l'une des exigences réside sur la longueur de la taille des données (cf. Chap. 2, Sect. 2.3). Seuls les pays extratropicaux de l'Hémisphère nord disposent de données avec de telles qualités (New *et al.*, 2000). De manière générale, la difficulté qu'il y a à étudier ces phénomènes réside sur sa rareté dans le temps. En effet, plus l'événement est rare, plus il est difficile d'identifier les changements à long terme, ceci en raison de l'extrême faiblesse de la taille des données.

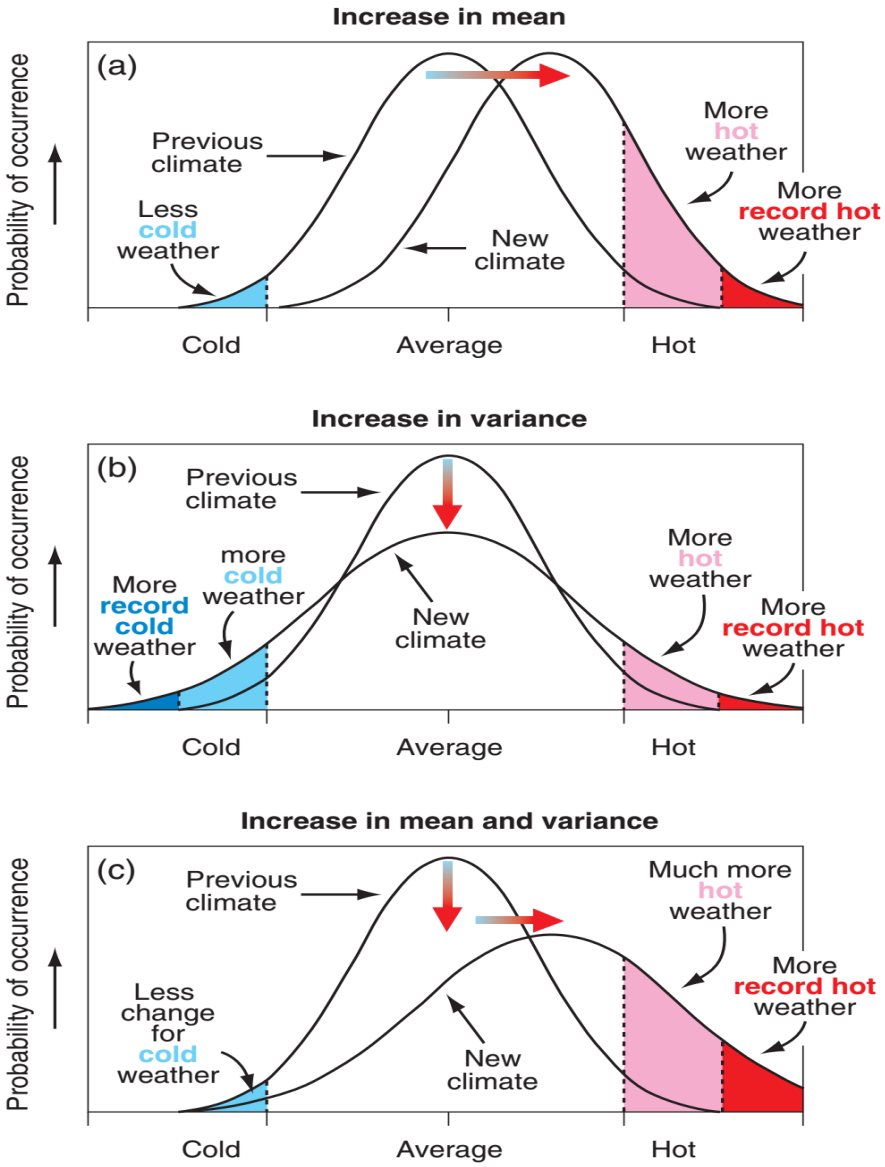

Figure 1.5 Illustration schématique de l'effet possible du changement climatique sur les extrêmes de température : **(a)** croissance de la température moyenne, **(b)** augmentation de variance et **(c)** combinaison des deux. Source : IPCC, 2001.

Les ensembles de données d'observations constituent une base optimale pour l'analyse des événements extrêmes. Toutefois, les enregistrements de ces données — température et de précipitations observés — sont dans la plupart des cas trop courts, ne couvrent pas uniformément la planète entière et de plus souffrent d'hétérogénéités, engendrées par exemple par des modifications des pratiques d'observation ou tout simplement l'absence de stations météorologiques (Page *et al.*, 2004). De telles lacunes rendent difficiles l'utilisation de jeux de données d'observations pour une étude mondiale ou même régionale d'événements extrêmes (IPCC, 2007). Pour contourner cette difficulté susmentionnée, on a recours aux données des simulations climatiques, issues des modèles de circulation générale, couplés atmosphère-océan à la pointe de la technologie, bien que celles-ci soient destinées à fournir une représentation du climat futur par le biais, dans la plupart des cas, des paramètres d'intérêt pour l'étude des changements climatiques que sont les températures et les précipitations (Haensler *et al.*, 2013; Fotso-Nguemo *et al.*, 2018; Sonkoué *et al.*, 2018). Les données issues des simulations climatiques présentent l'avantage d'une longue couverture temporelle — parfois supérieure au siècle — et une large couverture spatiale pouvant aller de la région au globe. Cependant leur conditionnement et leur mise en œuvre nécessite d'énormes ressources matérielles dont ne disposent pas très souvent les pays en voie de développements, particulièrement ceux au sud du Sahara. Il est important de noter que les ressources matérielles évoquées incluent également les observations climatiques du passé appelées historiques, dont une partie est utilisée pour la validation des simulations et vérification des prévisions opérationnelles à court terme. Or, si lesdites observations ne sont pas de bonne qualité, cela rend encore difficile la migration vers les modèles climatiques. Une autre entorse à l'utilisation des modèles climatiques en dépit des qualités susmentionnées est que, jusqu'à présent, de nombreuses incertitudes persistent quant à la formulation de ces modèles, d'autant plus que de nombreux processus physiques restent encore inconnus ou inexpliqués dans de nombreuses régions du monde (Knutti et Sedláček, 2013). Ainsi, les données in-situ restent les plus appropriées pour étudier les phénomènes climatiques extrêmes.

1.2. Méthode d'analyse des événements extrêmes dans les données climatiques

Pour analyser les événements extrêmes dans les données climatiques on a généralement recours à deux approches, une paramétrique et l'autre non-paramétrique. L'approche non-paramétrique ou indicatrice des extrêmes est établie par la définition d'indices d'événements extrêmes qui caractérisent les événements extrêmes modérés et statistiquement robustes avec de courtes PR (Karl *et al.*, 1999; Klein Tank *et al.*, 2009). Ces indices sont déduits de la

distribution empirique annuelle ou saisonnière des variables climatiques d'intérêt. Afin d'évaluer l'évolution éventuelle des événements extrêmes pendant le 20ème siècle plusieurs groupes de recherche ont proposé des définitions et des formulations mathématiques pour le calcul de ces indices (CLIVAR, http://www.clivar.org/; ECA&D, https://www.ecad.eu/; STARDEX, https://crudata.uea.ac.uk /projects/stardex/; Alexander *et al*., 2006). Un ensemble de 27 indices basés sur les données minimales et maximales de températures et précipitations journalières ont été mises sur pied par l'Expert Team on Climate Change Detection and Indices (ETCCDI) (Zhang *et al.*, 2011). Parmi ces indices on peut citer par exemple :

- le maximum du nombre de jours consécutifs de gel;
- le pourcentage de jours climatologiquement chauds (journées où la température maximale est supérieure au dernier décile calculé sur une période donnée);
- le nombre maximal de jours secs consécutifs;
- le décile supérieur des précipitations quotidiennes;
- la fraction des précipitations supérieures au 95ème quantile des précipitations quotidiennes.

Ces indices ont l'avantage d'être facile à calculer, à actualiser et à comprendre. Ils sont les plus indiqués pour la détection et la surveillance des changements climatiques sur le globe car ils permettent de décrire de nombreux aspects des extrêmes. Certains nombres de ces indices sont souvent considérés pour analyser l'évolution des extrêmes climatiques en utilisant les données d'observation (Mouhamed *et al*., 2013; Barry *et al.*, 2018) ou de simulations de modèles climatiques (Sillmann, 2013; Sonkoué *et al*., 2018). Cependant ces indices de manière générale restent descriptifs car ils ne traitent que des extrêmes modérés qui surviennent plusieurs fois chaque année, et de ce fait, ne permettent pas d'évaluer les propriétés statistiques des événements extrêmes, qui par définition sont rares. En effet, les indices des extrêmes ne permettent pas d'extrapoler les résultats aux extrêmes correspondants aux dommages, c'est-à-dire ceux pour lesquels les PR sont beaucoup plus longues que celles observées (Frei, 2003).

L'approche paramétrique, elle par contre permet une telle extrapolation d'événements extrêmes avec de longues PR et est basée sur la théorie des valeurs extrêmes (extreme value theory ou EVT) (Coles, 2001). C'est une méthode d'analyse qui prend en compte toutes les caractéristiques de la distribution des extrêmes. L'EVT renvoie au théorème de la limite extrême de Fisher et Tippett (1928) par opposition aux théorèmes de la limite centrale (central

limit theorem ou CLT[23]) (Eliazar et Klafter, 2010). D'après, Fisher et Tippett (1928) la distribution des maxima (ou minima) d'un échantillon de variables aléatoires approche l'une des trois formes limites lorsque la taille de l'échantillon augmente. De manière générale cette théorie a été définie par Gnedenko (1943), mais Gumbel (1958) a été l'un des premiers à la promouvoir en tant qu'outil de modélisation du comportement extrême des processus physiques observés. Leadbetter *et al.* (1983) ont également réalisé d'importants progrès dans l'applicabilité des techniques de valeurs extrêmes en étendant la théorie des valeurs extrêmes aux processus non-stationnaires et en élargissant la caractérisation du comportement des extrêmes.

L'EVT classique est basée sur deux modèles : le modèle BM et le modèle POT. Le modèle BM est construit sur les maximas (ou minimas) d'un échantillon donné de variables aléatoires (par exemple, la température, les précipitations ou la vitesse du vent) qui sont tirés d'intervalles (blocs) de longueur distincte (par exemple, mois, saison, année). La distribution de ces maxima ou minima converge asymptotiquement vers la distribution des valeurs extrêmes généralisées (*generalized extreme values* ou GEV) lorsque le nombre de bloc tend vers l'infini. L'avantage de ce modèle réside dans son application relativement simple, qui ne nécessite que quelques décisions lors du calcul des paramètres (Palutikof *et al.*, 1999).

Le modèle POT est un modèle à seuil qui utilise plus efficacement les données disponibles. Il ne considère que les données dépassant un seuil élevé et les données en-dessus dudit seuil converge vers une famille de distributions appelée distribution de Pareto généralisée (*generalized Pareto distribution* ou GP distribution) (Coles, 2001). En pratique, certains inconvénients sont toutefois associés à ce modèle, ce qui rend difficile leur application aux grands ensembles de données climatiques (extension spatiale). Les difficultés concernent le manque de techniques automatiques fiables ou recommandables pour la sélection du seuil (Davison et Smith, 1990; Palutikof *et al.*, 1999), ainsi que le compromis entre choisir le seuil suffisamment haut, tout en garantissant un nombre suffisant de dépassements et un seuil pour une estimation fiable des paramètres (Katz *et al.*, 2005). De plus, les variables climatiques telles que les températures et précipitations ont tendance à apparaître en groupes ou former des grappes, ce qui doit être pris en compte lorsque les seuils sont élevés (Coles, 2001).

[23] Les CLT sont les éléments fondamentaux de la théorie des probabilités en statistique qui décrit les paramètres macroscopiques d'un ensemble de données où les lois de probabilité agrégées sont gaussiennes ou de Levý (Eliazar et Klafter, 2010). La loi gaussienne décrit la fonction de densité de probabilité de l'ensemble de données avec précision dans les mesures de l'écart type mais échoue à rendre compte des valeurs extrêmes — elle les sous-estime très souvent.

Au cours de ces deux dernières décennies l'idée d'inclure les covariables dans la distribution des valeurs extrêmes pour améliorer la modélisation statistique en l'EVT a beaucoup évolué (Coles, 2001; katz *et al.*, 2002; katz *et al.*, 2005). De nombreux auteurs ont suivi cette approche en utilisant non seulement les tendances temporelles en tant que covariable pour tenir compte du changement climatique anthropogénique dans les données d'observations (Katz, 2010) ou de simulations (Sillmann *et al.*, 2011), mais aussi les MVCGE tels que l'El Niño Southern Oscillation (ENSO), l'oscillation nord-atlantique (*North Atlantic Oscillation* ou NAO), l'oscillation décennale du Pacifique (*Pacific Decadal Oscillation* ou PDO), l'oscillation atlantique multidécennale (*Atlantic Multidecadal Oscillation* ou AMO), etc (Gao *et al.*, 2016; Brown, 2018).

Dans la même veine, Katz *et al.* (2002) soulignent que la distribution de GEV peut être considérée comme une méthode intéressante pour la statistique à basse échelle des valeurs extrêmes des données issues des modèles de circulation générale couplés atmosphère-océan (*atmospheric-ocean coupled general circulation model* ou CGCM) si l'on peut trouver une ou plusieurs covariables appropriées découlant des variables de la circulation atmosphérique à grande échelle telles que la pression moyenne au niveau de la mer, la température de la surface de la mer ou tourbillon potentiel, etc. L'identification de covariables appropriées reste un défi dans le domaine de la recherche sur le climat. Les auteurs tels que Naveau *et al.* (2005) montrent que l'EVT est l'approche la plus appropriée pour modéliser les événements climatiques extrêmes. Dans cette thèse nous utilisons l'EVT, plus spécifiquement le modèle POT pour modéliser l'occurrence des précipitations et sécheresses extrêmes de JAS en Afrique au Nord de l'Équateur, et le modèle BM pour évaluer l'influence des MVCGE sur l'occurrence des précipitations extrêmes. Une description détaillée des deux approches sera faite au Chap. 2.

1.3. Bref aperçu de la variabilité des précipitations en Afrique au Nord de l'Équateur : cas du Sahel

La figure 1.6 représente l'évolution de l'indice standardisé de précipitations (*standardized precipitation index* ou SPI) de la saison de JAS sur la région du Sahel. La variabilité interannuelle et décennale des cumuls saisonniers — JAS — à l'échelle de la région est très forte, ce qui est une particularité de la mousson ouest africaine (MOA). Cette forte variabilité interannuelle est renforcée par le fait que les conditions atmosphériques susceptibles d'affecter la région diffèrent d'une année à une autre (Panthou *et al.*, 2014). Comme on peut le constater sur la Fig. 1.6, trois périodes distinctes apparaissent au cours de l'évolution des précipitations de JAS au Sahel :

- la première très humide, allant de 1950 à 1970, et particulièrement caractérisée par deux décennies de précipitations excessives et persistantes;
- la deuxième, 1971–90, marquée par deux décennies de précipitations déficitaires;
- la troisième, moins sèche que la précédente et s'étendant de la période 1991–2009.

Pendant la deuxième période, le déficit persistant de précipitations a été à l'origine d'une sécheresse sans précédent qui a affecté toute la région sahélienne (Hume, 2001; Dai *et al.*, 2004; Mohino *et al.*, 2011). Ce déficit de précipitations de JAS a été soudain, et du fait de sa large étendue spatiale, il a été identifié comme le plus fort signal climatique que la Terre ait connu depuis que les mesures météorologiques existent (Dai *et al.*, 2004; Niasse *et al.*, 2014). A titre illustratif, Niasse *et al. (*2004) indiquent qu'au Sahel la diminution des précipitations moyennes, avant et après 1970, a varié de 15 % à plus de 30 % selon les zones — l'ouest du Sahel, le centre du Sahel et l'est du Sahel. Plusieurs auteurs se sont intéressés à cette rupture, notamment, l'identification de l'année de changement (Lamb, 1982; Hubert et *al*., 2007). De même pour améliorer l'état de connaissance sur le sujet les auteurs comme Nicholson (2013) se sont intéressés à la dynamique de la mousson et ceux comme Giannini *et al.* (2008) se sont intéressés aux océans (Pacifique et Indien). Il existe également une littérature assez importante sur la caractérisation des changements de régime de pluviométrie (par exemple : Lebel *et al.*, 2003; Bell et Lamb, 2006). La dernière période (1990–2009), est celle de la reprise du cumul des précipitations de JAS — par rapport à la précédente — , mais le niveau de précipitations de cette période reste nettement inférieur à celui des années 1950 et 1960 (Lebel et Ali, 2009; Ali et Lebel, 2009). On parle alors de reprise partielle de précipitations (Nicholson *et al.*, 2018a).

La tendance à l'assèchement des années 1970 et 1980 a été associée aux tendances de la température de surface de la mer (*sea surface temperature* ou SST) dans les océans Atlantique et Indien (Folland *et al.*, 1986; Giannini *et al*., 2003; Bader et Latif, 2003). Par contre, la reprise partielle des précipitations au cours des années 1990 pourrait être attribuable au réchauffement global du fait de l'émissions des GES (Dong et Sutton, 2015) ou du réchauffement de l'océan Atlantique nord et de la Méditerranée (Salack *et al.*, 2016). Dans le même ordre d'idées, Mohino *et al.* (2011) montrent que le réchauffement de l'Atlantique tropical pourrait avoir causé la reprise des précipitations observées depuis les années 1990. Malgré les conclusions de ces auteurs et pour bien d'autres [dont nous n'avons pas fait mention], documenter les causes de la modification récente de la variabilité décennale de cette partie de l'Afrique reste difficile du fait de la restriction ou du manque de données. On peut néanmoins citer les travaux de

Nicholson (2013). Pour une analyse plus approfondie concernant la variabilité interannuelle des précipitations et le lien avec la dynamique de la mousson. Le lecteur pourra se référer à la revue de littérature très fournie réalisée par cet auteur.

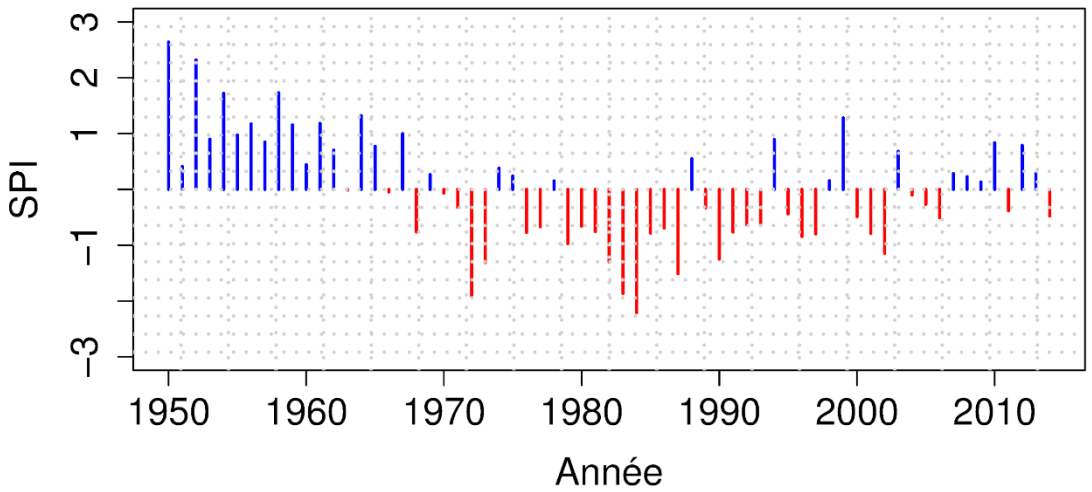

Figure 1.6 Indice de Précipitation Standardisé (*standardized precipitation index* ou SPI) calculé en considérant la moyenne régionale sur le Sahel — s'étendant sur toute la largeur de l'Afrique et compris entre les latitudes 10 et 20°N — du cumul saisonnier des précipitations mensuelles Juillet–Septembre (JAS) sur la période 1950–2009. Les SPI ont été calculés comme suit : $SPI_i = \frac{P_i - \bar{P}}{SD_p}$. P_i, étant le cumul saisonnier de JAS pour l'année i, P et SD_p représentent la moyenne et l'écart type du cumul saisonnier. Les données de précipitations utilisées ici sont celles de Jones et Harris (2013).

1.4. Etat des connaissances sur les événements hydroclimatiques extrêmes en Afrique au Nord de l'Équateur

L'Afrique au Nord de l'Équateur fait partie des régions au monde qui subissent de façon dramatique les extrêmes hydroclimatiques tels les sécheresses et les inondations, ceci du fait de la forte variabilité de son climat à laquelle est associée la très forte vulnérabilité de sa population (Tschakert, 2007; Masih *et al.*, 2014). La région a subi pendant les années 1970 et 1980 une sécheresse d'une ampleur et d'une intensité inégalées dans le monde qui a entraîné de nombreuses crises alimentaires et sanitaires (Heffernan, 2013). 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, causées par des saisons des pluies déficitaires (Bacci *et al.*, 2010). Bien que le discours sur la sécheresse ait longtemps prédominé dans l'analyse du risque hydroclimatique en Afrique au Nord de l'Équateur, il existe en réalité une très forte vulnérabilité des populations aux extrêmes humides. Les crues et les pluies extrêmes ont toujours touché la région même dans les périodes de grandes sécheresses (Tarhule, 2005). L'Afrique au Nord de l'Équateur doit donc faire face aux deux extrémités de son climat

: les extrêmes "secs" et "humides" qui peuvent avoir des conséquences socio-économiques dramatiques à des échelles de temps différentes (cf. Sect. 1.1.2). C'est la raison pour laquelle les auteurs tels que Masih *et al.* (2014) pour les sécheresses et Tschakert *et al.* (2010) et Yabi et Afouda (2012) pour les inondations — causées dans la plupart des cas par précipitations extrêmes — incitent à remobiliser la communauté scientifique autour des problématiques des événements hydroclimatiques extrêmes liés dans le premier le cas de figure à un déficit de précipitations sur une période donnée — persistance et de façon significative des anomalies négatives de précipitations — et dans le second cas à de précipitations intenses afin de mieux appréhender le risque de sécheresse et d'inondation et proposer des mesures et les stratégies d'atténuation.

1.4.1. Précipitations extrêmes

Bien que des études ont été faites sur l'évolution des « *extrêmes de précipitations*[24]» à l'échelle globale (par exemple : Alexander *et al.,* 2006; Min *et al.,* 2011), l'Afrique au Nord de l'Équateur souffre d'un manque criard de littérature au sujet des précipitations extrêmes. Cette faible documentation contraste fortement avec l'importante littérature disponible sur l'hydrologie et la climatologie de la région, pourtant celle-ci est vulnérable au changement et à la variabilité climatique en raison de ses caractéristiques physiques et socio-économiques. Par conséquent, l'occurrence des précipitations extrêmes peut avoir de graves conséquences. Par exemple, en 1999, des pluies torrentielles ont entraîné l'ouverture des vannes des barrages de Kainji, Jebba et Shiriro au Nigéria, qui a entraîné de nombreux décès et pertes matérielles (Niasse *et al.,* 2004). La même année, une inondation sur la rivière Volta blanche au Ghana a coûté la vie à de nombreuses personnes et détruit des centaines de maisons (Niasse *et al.,* 2004). En janvier 2002, le sud de la Mauritanie et le nord du Sénégal ont été touchés par de fortes pluies accompagnées d'une vague de froid entraînant des pertes en vies humaines et la décimation des troupeaux de bovins (Niasse *et al.,* 2004). En 2012, des pluies torrentielles se sont produites dans le sud-ouest du Nigéria, entraînant des inondations et des pertes de récoltes pour les riziculteurs (Barry *et al.,* 2018). Cependant, en 2010, la saison des pluies a apporté des précipitations abondantes et, bien que cela ait eu un impact bénéfique sur les disponibilités alimentaires, elle a également provoqué de graves inondations qui ont endommagé les cultures et plus de 141 000 ha de cultures de céréales et de rentes ont été détruits (FAO, 2011). Le Bénin

[24] C'est un événement pluvieux dans lequel les précipitations sur une période donnée dépassent un certain seuil, soit en un point — mesuré par un pluviomètre unique — , soit en moyenne sur une certaine région prise spatialement (Stott *et al.,* 2015).

et le Tchad ont été les pays les plus touchés, tout comme le Burkina Faso, le Niger et, dans une moindre mesure, la Gambie, le Ghana, la Guinée, le Mali, le Sénégal et la Sierra Leone. Les inondations ont également entraîné la mort de bovins, plus de 70 000 au Niger et environ 3 000 au Mali, par noyade ou par maladies liées à l'eau (FAO, 2011).

A ce jour, on ne recense qu'environ cinq études portant spécifiquement sur l'analyse de l'évolution des précipitations extrêmes en Afrique au Nord de l'Équateur. New *et al. (*2006) ont analysé six stations journalières sur l'Afrique de l'Ouest (deux en Gambie et quatre au Nigeria), sur la période 1961–2000. Ils ont observé des tendances significatives (à la hausse) des pluies maximales journalières annuelles sur une de ces stations. Aguilar *et al*. (2009) ont investigué sur l'évolution des précipitations extrêmes en Guinée Conakry et ont trouvé que ces précipitations ont diminué sur la période 1955–2006. 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 (pluies maximales annuelles, nombre de jours dépassant le seuil de 50 mm et contribution au cumul annuel des jours dépassant 50 mm). Les principaux résultats de leurs études 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. Mouhamed *et al.* (2013) ont analysé l'évolution de quelques indices des extrêmes climatiques au Sahel Ouest africain (SOA). Ils montrent une tendance générale à la baisse du nombre maximum de jours de pluie consécutifs de 1960 au milieu des années 1980, mais à partir de la fin des années 1980, une tendance à la hausse est observée à plusieurs endroits, ce qui indique que les pluies extrêmes sont devenues plus fréquentes dans le SOA au cours de la dernière décennie par rapport à la période 1961–1990. Il est important de noter que toutes les études précédentes souffrent en général d'un manque de données et ne peuvent donc pas donner avec exactitude une estimation de l'évolution des précipitations extrêmes sur la région. Dans un passé récent, avec un échantillon un peu plus dense que ceux des auteurs précédant, Panthou *et al.* (2014) ont analysé les tendances récentes du régime de précipitations extrêmes sur la période 1950–2010 au le centre du Sahel et ont montré qu'au cours des 10 dernières années, le régime de précipitations sahélien était caractérisé par un déficit persistant du nombre de jours de pluies, cependant les précipitations extrêmes sont en augmentation. En complément à l'investigation d'Aguilar *et al.(*2009), Bedoum *et al*.(2017) ont analysé l'évolution des indices de précipitations en République du Tchad sur la période 1960–2008. Ils révèlent que dans ce pays, les évènements pluvieux extrêmement rares ont diminué significativement de 0.85 mm par décennie.

En dehors des études sur l'évolution des extrêmes de précipitations mentionnées ci-dessus, certaines études se sont portées sur l'estimation de leurs PR, ceci dans le but de les caractériser. En Centrafrique, à la limite de cette zone ouest-africaine, Ndjendole et Pérard (2003) se sont appuyés sur les données pluviométriques quotidiennes recueillies à travers 36 stations pluviométriques de 1951 à 1990 pour estimer les PR des fortes pluies. Ils ont montré que les événements pluvieux extrêmes avec différentes PR ont des caractéristiques différentes. Sur la base des données du cumul mensuel de précipitations sur la période 1960–2005 fournies par les services de la météorologie nationale du Cameroun, en particulier ceux enregistrées à la station météorologique de Douala, Chamani (2012) a estimé la PR associée à la quantité de précipitations la plus sévère, observée en Août 1966. Il a trouvé qu'un tel niveau est susceptible d'être atteint en moyenne une fois tous les 80 ans. Dans la même veine, Paeth *et al.* (2010) et Samimi *et al.* (2012) ont tenté de caractériser les pluies exceptionnelles de mousson de 2007 qui ont provoquées de nombreuses inondations en Afrique de l'Ouest. Les premiers ont investigué sur les inondations de 2007 en Afrique au sud du Sahara, et les seconds ont étudié le même événement, mais ils se sont concentrés sur le Sahel. A partir de données de précipitations issues du produit de la Tropical Rainfall Measurement Missions (TRMM, https://pmm. nasa.gov/ trmm), Paeth *et al*. (2010) ont estimé que la PR des événements de 2007 varie entre 1 et 50 ans (allant jusqu'à ≈ 1200 ans sur le bassin de la haute Volta). Cette étude revient aussi sur les causes météorologiques de ces événements exceptionnels. Samimi *et al.* (2012), en plus de l'étude des causes et de la caractérisation de l'inondation de 2007 dans le Sahel, ils se sont concentrés sur la description que les médias ont fait de ces événements exceptionnels. Bien que ces études aient été menées à une échelle régionale, elles restent très limitées du fait de la faiblesse de la taille des données utilisées (12 ans) et des incertitudes encore importantes des estimations par satellite. De ce fait les résultats de ces investigations sont à prendre avec précaution. Pour une contribution beaucoup plus significative en Afrique au Nord de l'Équateur, Panthou *et al.* (2012) ont analysé les précipitations extrêmes en Afrique de l'Ouest en utilisant une modélisation régionale et ont constaté que l'estimation du maximum de vraisemblance spatiale semble donner de meilleurs résultats que la plupart des scores calculés, en particulier lorsque les précipitations annuelles moyennes sont utilisées comme covariables.

A l'échelle locale, quelques études ont été faites sur les précipitations extrêmes. Dans la majorité des cas, ces études abordent le sujet à travers l'établissement d'outils statistiques d'aide au dimensionnement d'ouvrages hydrauliques telles que les courbes Intensité-Durée-Fréquence (IDF) en Afrique non-sahélienne : au Congo (Van de Vyver et Demaree, 2010), au Ghana

(Endreny et Imbeah, 2009), en Côte d'Ivoire (Soro *et al*., 2010) et au Nigéria (Oyegoke et Oyebande, 1983; Okonkwo et Mbajiorgu, 2010). L'utilisation de la technique statique basée sur les courbes de l'IDF par ces auteurs vise à documenter la région sur la durée et la fréquence des précipitations. A une échelle temporelle beaucoup plus fine — infra-journalière — , en utilisant les courbes de l'IDF, Zahiri *et al.* (2016) ont examiné les événements de précipitations extrêmes à méso-échelle à Niamey au Niger et dans la haute vallée de l'Ouémé. Les résultats de leur investigation confirment du point de vue climatologique l'existence d'un gradient latitudinal dans les précipitations annuelles moyennes et un nombre d'événements extrêmes à méso-échelle. Bien que Zahiri *et al.* (2016) ont mené leur étude dans un pays sahélien — le Niger — , ses prédécesseurs quant à eux ont travaillé dans des régions autres que le Sahel.

La faible documentation sur les précipitations extrêmes en Afrique au Nord de l'Équateur serait tout simplement le fait de la prédominance du discours sur la sécheresse qui a longtemps favorisé les études sur les extrêmes secs (Tschakert *et al.*, 2010) et 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).

1.4.2. Sécheresses extrêmes

La sécheresse[25] est l'événement hydroclimatique extrême qui affecte le plus l'Afrique au Nord de l'Équateur, spécifiquement sa partie sub-saharienne, malgré les progrès considérables en matière de surveillance, de prévision et d'atténuation (Traore *et al.*, 2014). Cet état de fait est attribuable à la complexité du phénomène — en plus d'être le résultat des déficits de précipitations, elle inclue les rétroactions associées à l'humidité du sol et l'évaporation, et les dynamiques à grandes échelles associées à l'océan, la terre, et la température de l'air (Stott *et al.*, 2015). Elle varie à chaque fois en termes de début, d'intensité, de durée et de couverture géographique. Associées à cela, les capacités limitées des populations à faire face à ces effets néfastes.

Le changement brusque dans la moyenne des précipitations à la fin des années 1960 dans la région semi-aride de l'Afrique au sud du Sahara — Sahel — a été à l'origine de la tendance sèche en Afrique au Nord de l'Équateur (Lebel, 2003). Cette tendance sèche s'est avérée la plus

[25] Ici de type météorologique, synonyme de déficit de précipitations — inférieures à la moyenne climatologique (Stott *et al.*, 2015). La moyenne étant calculée sur une période suffisamment longue. La durée de 30 ans est la norme recommandée par l'Organisation météorologique mondiale.

significative au monde et a persisté dans la durée, ce qui a été à l'origine des sécheresses prolongées et intenses au Sahel (Hulme, 2001). Il s'agit des sécheresses dramatiques des décennies 1970 et 1980. Ces dernières ont sévèrement impacté l'homme — pertes en vies humaines, préjudices économiques importants et migration massive et à grande échelle (Tab. 1.2) — et les systèmes biophysiques — destruction de l'écosystème et dégradation irréversible du sol ou désertification (Masih *et al*., 2014). Tout récemment — les années 1990 — , certains auteurs évoquent la possibilité d'un retour à la normale — reprise partielle des précipitations — avec des précipitations annuelles fluctuant autour de la moyenne à long-terme, beaucoup plus au centre du Sahel qu'à l'est (Lebel et Ali, 2009; Sanogo *et al.*, 2015; Nicholson *et al.*, 2018b). Ce sont de telles raisons qui ont justifié l'intérêt croissant de la communauté scientifique à investiguer sur ces événements. Notamment, leurs causes, les moyens d'atténuation et d'adaptation, et les essaies de prévisions.

Tableau 1.2 Condensé du nombre des événements de sécheresse et de leurs impacts socio-économiques en Afrique de l'Ouest et Centrale pour la période 1900–2013. Ces informations sont tirées de la base de données de l'EM-DAT.

Pays	Années de sécheresse	Nombre d'événements	Nombre de personnes tuées	Nombre de personnes affectées	Préjudices économiques (USD×10^3)
Bénin	1969, 1980	2	0	2 215 000	651
Burkina-Faso	1910, 1940, 1966, 1969, 1976, 1980, 1988, 1990, 1995, 1998, 2001, 2011	12	0	8 413 290	0
Cameroun	1971, 1990, 2001, 2005	4	0	586 900	1500
Cap-Vert	1900, 1910, 1920, 1940, 1946, 1969, 1980, 1992, 1998, 2002	10	85 000	40 000	0
Congo	1983	1	0	0	0
Côte d'Ivoire	1980	1	0	0	0
Gambie	1910, 1940, 1968, 1969, 1976, 1980, 2002, 2012	8	0	1 258 000	700
Ghana	1971, 1977, 1980	3	0	12 512 000	100
Guinée	1980, 1998	2	12	0	0
Guinée Bissau	1910, 1940, 1969, 1980, 2002, 2006	6	0	132 000	0
Liberia	1980	1	0	0	0
Mali	1910, 1940, 1966, 1976, 1980, 1991, 2001, 2005, 2006, 2010, 2011	11	0	6 927 000	0

Mauritanie	1910, 1940, 1965, 1969, 1976, 1978, 1980, 1993, 1997, 2001, 2010, 2011	12	0	7 398 907	59 500
Niger	1903, 1906, 1910, 1940, 1966, 1980, 1988, 1990, 1997, 2001, 2005, 2009, 2011	13	85 000	23 655 058	0
Nigeria	1981	1	0	3 000 000	71 103
Republique Centrafricaine	1983	1	0	0	0
Republique Démocratique du Congo	1978, 1983	2	0	800 000	0
Sénégal	1910, 1940, 1966, 1969, 1976, 1979, 1980, 2002, 2011	9	0	8 399 000	374 800
Sao Tomé-et-Principe	1983	1	0	93 000	0
Tchad	1910, 1940, 1966, 1969, 1980, 1993, 1997, 2001, 2012	9	3000	5 456 000	83 000
Togo	1971, 1980, 1989	3	0	550 000	500

La grande partie de la littérature existante sur la sécheresse en Afrique au Nord de l'Équateur, au Sahel en particulier, porte sur les mécanismes et les causes du phénomène (Charney *et al.*, 1975; Giannini *et al.*, 2003; Biasutti et Giannini, 2006; Losada *et al.*, 2010; Bader et Latif, 2011). L'une des études pionnières sur le possible mécanisme à l'origine de la sécheresse persistante dans le Sahel a été celle de Charney *et al*. (1975). Selon ces auteurs, la persistance de la sécheresse dans cette région serait le fait de la rétroaction biophysique. Il formule ce processus physique comme suit : « *Une diminution de la couverture végétale peut s'accompagner d'une augmentation de l'albédo de surface*[26]*. Cela entraînerait une diminution du rayonnement net entrant et une augmentation du refroidissement radiatif de l'air. En conséquence, l'air coulerait pour maintenir l'équilibre thermique par compression adiabatique, et la convection des cumulus et les précipitations associées seraient supprimées* ». D'autres auteurs attribuent la sécheresse aux variations des SSTs. C'est l'exemple de Giannini *et al.* (2003), qui ont enquêté sur les causes de la sécheresse sahélienne des années 1970 et 1980 en

[26] L'albédo est la réflectivité de la surface de la Terre au rayonnement solaire. C'est un nombre sans unité compris entre 0 et 1. Les surfaces qui reflètent une forte proportion de l'insolation entrante ont un albédo élevé.

utilisant les modèles climatiques globaux. Leurs résultats suggèrent que l'origine de ces sécheresses est exogène — liées à une structure généralisée du réchauffement global des océans tropicaux (Atlantique et Indien), particulièrement perceptible dans l'océan Indien. En d'autres termes, l'affaiblissement de la mousson à travers la forte diminution du gradient de température entre la surface continentale et les océans Indien et Atlantique sud expliquerait ces sécheresses dans le Sahel[27]. Losada *et al.* (2010) ont lié la sécheresse au Sahel au réchauffement le long du golfe de Guinée. Dans le même ordre d'idées, Bader et Latif (2011) ont démontré en exécutant AGCM ECHAM5 que les SSTs Indiennes et de l'est de l'Atlantique tropical peuvent jouer un rôle important en forçant des anomalies de précipitations sur l'Afrique de l'Ouest subsaharienne à des échelles de temps interannuelles et qu'une telle situation s'est produite pendant l'été 1983. Dans cette région, il existe également une littérature assez importante sur sa gestion et sa surveillance (Ali et Lebel, 2009; Lebel et Ali, 2009; Sarr, 2012; Masih *et al.*, 2014; Salack *et al*., 2014). Par exemple, Ali et Lebel (2009) ont étudié les sécheresses au Sahel en révisant l'indice de précipitations normalisées de cette région pour la période 1950–2006. Ils ont démontré qu'à la fin de la période 1950–2006 — 1994–2006 — , un climat sec persistait dans l'ouest du Sahel, tandis que l'est du Sahel était redevenu plus humide. La question de leur prédiction a été abordée aussi bien sous le prisme des modèles climatiques que celui de la statistique (Held *et al.*, 2005; Greene *et al*., 2009; Kasei *et al.*, 2010; Bader et Latif, 2011; Monerie *et al.*, 2012; Biasutti, 2013; Dai, 2013; Rodriguez-Fonseca *et al.*, 2015; Gizaw and Gan, 2017). Dans le cas de la prédiction sur la base des modèles climatiques, en utilisant en utilisant les sorties des projets d'intercomparaison des modèles couplés (*Coupled Model Intercomparison Projects* ou CMIP), spécialement les CMIP3 et CMIP5, Monerie *et al.* (2012) et Rodríguez-Fonseca *et al.* (2015) ont trouvé que les conditions encore plus sèches devraient persister à l'ouest du Sahel, tandis que la partie centrale devrait retrouver des conditions plus humides. Dans un cadre purement statistique, Kasei *et al. (*2010) ont étudié la fréquence de la sécheresse dans le bassin de Volta en Afrique de l'Ouest. Il ressort de leur investigation que la probabilité de survenance de la sécheresse en 1983/1984 était de 0.1 sur 44 ans et que l'étendue des conditions de sécheresses extrêmes était d'environ 90 % au cours de cette période de sécheresse. Dans le Sahel s'étendant sur toute la largeur du continent africain, Greene *et al.* (2009) ont montré que la distribution des extrêmes secs de la saison JAS après 1970 était

[27] La diminution ce gradient température serait le produit du réchauffement de l'Atlantique sud et de l'océan Indien dans la seconde moitié du 20ème siècle et le refroidissement simultané de l'Atlantique nord (Giannini *et al.*, 2003). Une telle configuration aurait affaibli la mousson et pousser la ZCIT plus au sud, privant ainsi le Sahel et une partie du nord de l'Afrique centrale des précipitations (Bedoum *et al.*, 2017).

statistiquement distincte de celle d'avant 1970, rejetant ainsi l'hypothèse d'un modèle statistique stationnaire pour investiguer sur l'occurrence des extrêmes sécheresses dans la zone. Ils ont également fait une analyse spéculative sur les facteurs physiques qui pourraient maintenir la tendance sèche au Sahel post–1970, notamment l'action humaine à l'origine de l'augmentation de la température globale. Ils font également observer au lecteur qu'intégrer les causes naturelles — variabilité intrinsèque du système climatique — et celles anthropiques rendrait complexe la modélisation statistique des sécheresses, et de ce fait, impacterait la longueur des PR.

1.4.3. Modes de la variabilité climatique à grande échelle et leurs influences sur l'évolution des extrêmes climatiques

Les modes de la variabilité climatique à grande échelle (MVCGE), tels que l'oscillation australe (*El Niño Southern Oscillation* ou ENSO)[Rayner *et al.,* 2003], l'oscillation nord-atlantique (*North Atlantic Oscillation Index* ou NAO)[Hurrell and Loon, 1997], de l'oscillation décennale du Pacifique (*Pacific Decadal Oscillation* ou PDO)[Mantua et Hare, 2002], l'oscillation atlantique multidécennale (*Atlantic Multi-decadal Oscillation* ou AMO) [Enfield *et al*., 2001] et le dipôle de l'océan Indien (*Indian Ocean Dipole* ou IOD) [Onyutha, 2018], ont une influence significative sur la variabilité du climat de l'atmosphère (Corti *et al.*, 1999; Giorgi, 2002; Andrews *et al.*, 2004; Mestas-Nunez et Miller, 2006; Zhang et Delworth, 2006; Jury, 2010; Mohino *et al.*, 2011; Martin et Thorncroft, 2014; Wang *et al.*, 2014; Diasso et Abiodun, 2017; Duhan *et al*., 2018; Onyutha, 2018). L'ENSO par exemple est le mode de variabilité interannuel le plus dominant dans le système climatique couplé qui affecte les précipitations et les températures. Il apporte aussi bien des conditions plus sèches/plus chaudes au cours de phases positives (El Niño) que des conditions plus humides/plus fraîches au cours de sa phase négative (La Niña) dans la plupart des régions du monde y compris l'Afrique (Null, 2017). Giorgi (2002) a montré que l'ENSO affecte de manière significative les modèles de variabilité des anomalies dans un certain nombre de régions, principalement dans les zones tropicales, tandis que le NAO affecte de manière significative la variabilité dans les régions septentrionales de latitudes moyennes et élevées d'Europe et d'Asie. De même, à travers l'Afrique, Onyutha (2018) a étudié le lien de causalité entre la variation temporelle des sous-tendances des précipitations et les changements des conditions des MVCGE (NAO, AMO et IOD) sur la période 1901–2012. Il a trouvé qu'en Afrique de l'Est, la variabilité des précipitations de Septembre–Novembre était positivement corrélée à l'IOD et à l'OMA. Il montre également que les précipitations de Juin–Août, Septembre–Novembre et annuelles sur

l'Afrique de l'Ouest sont corrélées à l'OMA. Cet auteur conclue d'une part une corrélation positive (respectivement négative) entre les précipitations de Septembre–Novembre (respectivement Décembre–Février) en Afrique du sud et le Niño 3, et d'autre part, une corrélation positive entre les précipitations de Mars–Mai de l'Afrique australe et l'IOD.

Outre leurs influences sur les conditions climatiques moyennes, il sont également connus pour être lié à des phénomènes climatiques extrêmes tels que les sécheresses et les inondations dans de nombreuses régions du monde (Kenyon et Hegerl, 2010; Zhang *et al.*, 2010; Wan *et al.*, 2013; Gobin *et al*., 2016; Gao *et al.*, 2016; Tan et Gan, 2017; Brown, 2018; Supari *et al*., 2018). En plus de l'indice du nord du Pacifique (*North Pacific Index* ou NPI), Kenyon et Hegerl (2010) ont quantifié l'influence de l'ENSO et du NAO sur les indices de précipitations extrêmes dans le monde. Ils ont conclu que les schémas régionaux distincts de réponse aux phases positives et négatives de ces modes sont observés, mais que l'influence la plus importante semble provenir d'ENSO. Zhang *et al*. (2010) ont également constaté que l'ENSO et PDO exerçaient une influence cohérente et statistiquement significative sur les précipitations extrêmes, tandis que l'influence de NAO était régionale et n'était pas significative dans l'espace.

En ce qui concerne l'Afrique, spécifiquement l'Afrique au Nord de l'Équateur, de nombreuses études ont été faites aussi bien sur l'influence de l'ENSO et du NAO sur les précipitations (Wolter, 1989; Janicot *et al.*, 1996; Fontaine *et al.*, 1998; Djomou *et al*., 2014) que sur l'évaluation de l'impact de l'AMO sur la variabilité des précipitations (Sutton et Hodson, 2005; Zhang et Delworth, 2006; Hagos et Cook, 2008; Mohino *et al.*, 2011; Martin et Thorncroft, 2014; Diatta et Fink, 2014). Contrairement aux MVCGE précédents, très peu d'auteurs se sont intéressés au lien qui pourrait exister entre les précipitations et le PDO (Diasso and Abiodun, 2017). Selon Wolker (1989), un évènement El Niño provoque un déficit de précipitation sur le Sahel suite à la réduction de l'advection de la vapeur d'eau qui accentue le déficit pluviométrique. Djomou *et al. (*2014) ont examiné le lien entre l'ENSO et le NAO et les anomalies régionales de température et de précipitations en Afrique au Nord de l'Équateur. Ils ont trouvé une corrélation temporelle significative dans toutes les régions — les zones aride, semi-aride, de la côte de Guinée et équatoriale humide — , mais respectivement avec des valeurs faibles et élevées pour les ENSO et les NAO. Sutton et Hodson (2005) ont associé l'AMO aux sécheresses du Sahel, tandis que Hagos et Cook (2008) et Mohino *et al.* (2011) évoquent l'AMO comme l'un des facteurs ayant contribué au retour récent des précipitations au Sahel.

Toujours dans cette mouvance, en utilisant un modèle climatique[28] couplé et hybride, Zhang et Delworth (2006) ont suggéré que l'AMO a joué un rôle de premier plan dans la variation multi-décennale des précipitations d'été de l'Inde / Sahel au cours du 20e siècle et de l'activité de l'ouragan de l'Atlantique. Ils ont également établi un lien de causalité entre l'AMO et ces variations. Malgré ce fort intérêt, à notre connaissance, aucune étude n'a été menée sur l'impact de ces MVCGE sur l'occurrence des précipitations extrêmes en Afrique au Nord de l'Équateur, encore moins sur l'évaluations de leurs effets sur leurs NR pour des PR données.

1.5. Problématique de la thèse

L'une des principales préoccupations concernant les phénomènes climatiques extrêmes est l'évolution probable de leur fréquence et de leur intensité en réponse au réchauffement planétaire (Seneviratne *et al.,* 2016). Les pays en voie de développement sont les plus vulnérables aux graves conséquences des événements extrêmes de type hydroclimatique en raison de leur faible capacité d'adaptation (IPCC, 2012). Au cours de ces dernières décennies, l'Afrique connaît une augmentation de la fréquence de ce type d'événements et des pertes socio-économiques associées (Hellmuth *et al.,* 2007; Masih *et al.,* 2014). La partie nord de ce continent, plus spécifiquement celle située au-dessus de l'Équateur, est caractérisée par une très forte variabilité climatique (Mohino *et al.,* 2011) et de ce fait, différents événements hydroclimatiques s'y côtoient : d'un côté, les sécheresses récurrentes depuis les années 1970–80 et, d'un autre, une dernière décennie ponctuée d'inondations du fait de l'occurrence de précipitations extrêmes (Hulme, 2001; Di Baldassarre *et al.,* 2010). Si dans cette région, aussi bien le déficit pluviométrique des années 1970–80 — à l'origine des sécheresses — que les récentes augmentations du risque d'inondations ont été largement étudiés, la question de leur prédiction statistique à l'échelle régional l'est moins. Bien que la hausse du risque d'inondations et de sécheresses soit incontestablement liée à une accentuation de la vulnérabilité de la population et à la fois à une augmentation de la capacité de ruissellement et à la dégradation accentuée des sols en raison des sécheresses répétitives et prolongées, à notre connaissance, à l'échelle de l'Afrique au Nord de l'Équateur, aucune étude n'a jusqu'à ce jour été menée sur une analyse complète axée sur l'estimation de leur PR et de leur NR, et de l'identification des MVCGE qui influenceraient leur occurrence. De plus, dans le cas typique du Sahel, très peu d'études ont abordé la question (Greene *et al.,* 2009; Samimi *et al.,* 2012), alors même que les

[28] En climatologie, ce terme fait généralement référence à un ensemble d'équations décrivant les lois physiques régissant le comportement de l'atmosphère, de l'océan, de la banquise, de la surface du sol et d'autres composants du système terrestre, dont les solutions simulent l'évolution temporelle du système (Stott *et al.,* 2015).

précipitations extrêmes et les déficits pluviométriques persistants sont une condition nécessaire pour la genèse des extrêmes hydroclimatiques tels que les inondations et les sécheresses.

Par ailleurs, l'Afrique au Nord de l'Équateur contient des zones climatiques extrêmement contrastées aussi bien sur sa bande latitudinale élargie que sur celle du Sahel, restreinte à 8°–20°N : le climat subtropical ou désertique plus au nord et un climat tropical autour de la latitude de 20°N, s'étendant jusqu'à l'Équateur géographique où le climat environnant est dit tropical de type Équatorial humide (Janicot et Fontaine, 1993). Bien évidemment nous n'omettons pas que dans cette partie tropicale de l'Afrique au Nord de l'Équateur le climat est rythmé par le déplacement de la ZCIT qui détermine non seulement les saisons — sèches et humides (moussons) — , mais aussi conditionne la répartition spatio-temporelle et l'occurrence des précipitations. *Une telle organisation spatiale soulève inévitablement la question de l'homogénéité spatiale des précipitations extrêmes et donc, de celle des NR pour des PR données.* Apporter une réponse à une telle interrogation permettra d'identifier les zones à fort risque de précipitations extrêmes, et par ricochet, d'inondations.

En plus de l'interrogation soulevée ci-dessus et de l'initiative exposée au premier paragraphe de cette section du fait de la quasi-absence de littératures et de l'apport assez limité des auteurs qui ont tenté d'investiguer sur la question, il est important de noter que l'Afrique au Nord de l'Équateur n'a pas été épargné des effets de l'augmentation de la température globale sur l'évolution de ses précipitations et donc, de son cycle hydrologique. En effet, l'Afrique au Nord de l'Équateur, plus spécifiquement sa partie Ouest ou encore Afrique de l'Ouest a été assez bien documentée sur la période 1950–90. Cette période a été marquée par une baisse de 20 % de ses précipitations à partir de la fin des années 1960. Cette baisse relativement abrupte de la pluviométrie, notamment dans le Sahel, reste le plus fort signal climatique que la Terre ait enregistré depuis le début des mesures météorologiques (Dai *et al.*, 2004). Ces trois dernières décennies, cette partie de l'Afrique connaît une intensification de son cycle hydrologique (Giannini *et al*., 2013), se caractérisant par la récurrence des phénomènes hydroclimatiques, plus spécifique la diminution du nombre de jours pluvieux du fait des séquences sèches plus longues, associée à une augmentation des précipitations extrêmes (Panthou *et al.*, 2014). Une telle variabilité dans le temps nous amène naturellement à un certain nombre d'interrogations relatives à l'influence qu'auraient eu de tels changements sur l'évolution des NR des extrêmes humides et des extrêmes secs. Lesdites interrogations ont été formulées comme suit :

- le fort déficit de précipitations des années 1970–80 comparé au niveau de précipitations de la période pré-1970 observé entre les latitudes 0°–30°N et qui a été plus prononcé dans le Sahel a-t-il eu une incidence sur l'évolution les NR des précipitations et des sécheresses extrêmes?
- est-ce que le changement dans la queue de distribution des extrêmes humides et des extrêmes secs dans le Sahel a-t-il contribué à la tendance sèche observée après les années 1970 ?
- les sécheresses post-1970 qui ont lourdement affecté le Sahel, particulièrement sa partie ouest, étaient-elles le fait d'événements isolés ou consécutifs?
- comparé à un passé récent — la période 1971–2009 — , ces événements seront-ils plus intenses ou le seront-ils moins ?
- compte tenu des études antérieures portant sur le possible lien entre les MVCGE et la variabilité des précipitations en Afrique au Nord de l'Équateur, notamment sur sa composante moyenne, on est tenté de se poser la question de savoir si ces modes de variabilité agissent également sur la composante extrême de la variable précipitation ? si oui, auraient-ils un impact sur les NR pour des PR données ?

1.6. Objectifs et stratégie de la thèse

Les sections précédentes ont montré que la documentation sur les extrêmes hydroclimatiques en Afrique au Nord de l'Équateur revêt d'une importance particulière. Dans cette région où la population est déjà très vulnérable aux aléas climatiques, une accentuation potentielle du cycle hydrologique dans ces deux extrêmes pourrait avoir des conséquences sociétales et économiques désastreuses. Une analyse scientifique des extrêmes hydroclimatiques et de leur évolution dans la région est un élément essentiel pour la mise en place de politiques de gestion opérationnelle et de mitigation des risques d'inondations et de sécheresses, qui actuellement sont peu développées dans la région.

Par ailleurs, la connaissance relativement limitée sur les extrêmes hydroclimatiques dans cette région de l'Afrique, subtropicale dans sa partie plus au nord et tropicale en-dessous est un argument supplémentaire pour se focaliser sur cette région, grande absente des études globales sur l'évolution du cycle hydrologique et de sa composante pluviométrique. La présente thèse est donc non seulement motivé par des enjeux sociétaux forts, mais aussi par des questions opérationnelles et scientifiques cruciales.

Compte tenu de ce qui précède, en plus des interrogations formulées à la problématique, cette thèse vise globalement à :

- la modélisation de l'occurrence des précipitations et des sécheresses extrêmes pendant la saison de JAS en Afrique au Nord de l'Équateur;
- l'estimation de leurs PR et de leurs NR;
- l'identification des zones à fortes occurrences;
- l'évaluation de l'évolution desdits NR compte tenu du fort signale climatique dont a été l'objet cette partie de l'Afrique au cours du siècle passé — autour des années 1970 et 1980;
- la détection du possible lien entre les différents MVCGE et les extrêmes hydroclimatiques;
- l'évaluation de l'influence des MVCGE sur l'intensité des NR des précipitations extrêmes en Afrique au Nord de l'Équateur.

Plus spécifiquement, il sera question de : (i) l'identification des meilleures types de lois des distributions GEV et GP qui permettent de caractériser les précipitations et sécheresses extrêmes de la saison JAS en Afrique au Nord de l'Équateur compte tenu de la forte variabilité spatio-temporelle de ses précipitations, associée à sa topographie diversifiée; (ii) la recherche d'éventuelles tendances dans leurs fréquences et leurs intensités au cours de la période d'étude; (iii) l'évaluation des changements dans les NR des évènements extrêmes; (iv) la cartographie des NR pour des PR données afin d'identifier les régions à fort risque d'événements extrêmes; (v) la détection et la caractérisation des années historiques les plus sévères et de l'estimation de leurs PR; (vi) la comparaison des NR calculés à partir de la période la plus récente à la moyenne des extrêmes de la même période; (vii) l'évaluation de l'influence des différents MVCGE tels que ENSO, la NAO, le PDO et de l'AMO sur l'occurrence et la variabilité interannuelle des précipitations extrêmes de la saison de JAS. Ces sept objectifs spécifiques constituent les principales questions à aborder pour aller au-delà de l'analyse des causes d'inondations et de sécheresses sévères et répétitives. Le but à terme étant de documenter l'Afrique au Nord de l'Équateur sur la modélisation des évènements d'extrêmes précipitations et de sécheresses. Notamment, leur cartographie — cartes des PR et des NR — , qui est utile pour la gestion du risque et pour le dimensionnement d'ouvrages.

Chapitre 2
Zone d'étude, données et méthodologie

2.1. Zone d'étude

2.1.1. Géographie

L'Afrique au Nord de l'Équateur s'étend entre les latitudes de 0 et 30°N et les longitudes allant de 20°O à 40°E. Son espace géographique est à majorité continental et est limité dans sa partie Ouest par l'Océan Atlantique et Nord-Est par la mer rouge. Sa topographie est très variée, comprenant des hautes terres, des montagnes et des plateaux, qui ont une influence sur le climat de la région (Fig. 2.1.1).

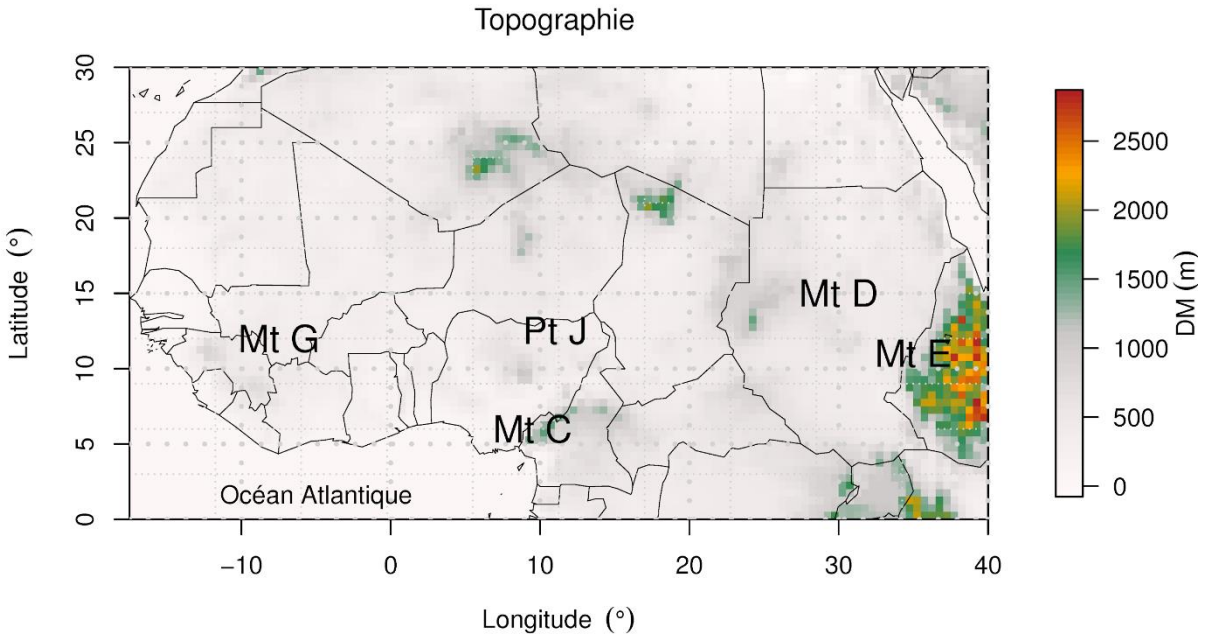

Figure 2.1.1 L'Afrique au Nord de l'Équateur et sa topographie basée sur les données GTOPO30 2 minute — ~1km — du Digital Elevation Model (DEM) de l'US Geophysical Survey. Mt C, Mt D, Mt E, et Mt G désignent respectivement les montagnes camerounaises, du Darfour, éthiopiennes et guinéennes, et Pt J, le plateau Jos.

Sa végétation est également diversifiée et tributaire du type de climat (Tchuenté *et al.*, 2011). Du nord au sud, on distingue : le désert du Sahara, la steppe, la savane sèche et humide, la forêt équatoriale humide et dense, et celle tropicale — lorsque l'on se rapproche de l'Équateur géographique. Son réseau hydrographique est constitué de bassins de drainages de fleuves (le Nil, le Niger et le Congo), de lac (le lac Tchad) et de bassin côtier (celui de l'océan Atlantique).

2.1.2. Climatologie

Le climat de cette partie de l'Afrique est fortement varié. Il est subtropical dans sa partie nord, et tropical en-dessous de 20°N. De manière générale, dans cette région on a quatre climats :

- le climat de type désertique ou aride, caractérisé par des précipitations très peu fréquentes;
- le climat dit de steppe ou semi-aride, marqué par de faibles précipitations;
- le climat subhumide ou de savane, composé d'une saison humide pendant les mois d'été — Juin–Août — et d'une saison sèche pendant les mois d'hiver — Décembre–Février;
- le climat tropical humide ou de forêt tropicale pluviale.

Le climat de l'Afrique au Nord de l'Équateur est en majeur partie contrôlé par l'interaction de deux masses d'air dont l'influence varie tout au long de l'année avec le mouvement nord-sud de la zone de convergence intertropicale (ZCIT). Ces mouvements de la ZCIT associés à ceux de la mousson sont à l'origine de l'alternance des saisons humides (deux saisons humides distinctes dans certaines régions) et des saisons sèches. En effet, les masses d'air continentales chaudes et sèches provenant du système de haute pression au-dessus du désert du Sahara provoquent des vents poussiéreux d'Harmattan sur la majeure partie de la région de novembre à février. En été, les masses d'air équatoriales humides provenant de l'océan Atlantique entraînent des pluies annuelles de mousson (Nicholson, 2013). En dehors de ces mouvements de la ZCIT, les précipitations en Afrique au Nord de l'Équateur trouvent également leur origine dans la convection tropicale profonde à travers les systèmes convectifs méso-échelles (*Mesoscale Convective Systems* ou MCS) (Zahiri *et al.*, 2016), les lignes de grain[29], l'orographie et l'ENSO (Joly et Voldoire, 2009). Comme en Afrique de l'Ouest, le régime des précipitations en Afrique au Nord de l'Équateur se caractérise par des ceintures latitudinales de décroissance des précipitations — sa partie sud est plus arrosée que celle du nord — et de la longueur de la saison des pluies, ceci du fait de l'interaction de ces masses d'air citées précédemment (Fig. 2.1.2a). Dans le golfe de Guinée, les précipitations sont abondantes toute l'année, sans saison sèche marquée. Aux plus hautes latitudes, les précipitations diminuent et se limitent à une saison humide de durée décroissante. Cette structure latitudinale est quelque peu modifiée par l'altitude. En particulier les montagnes à altitude élevée comme celles des

[29] Ce sont des masses orageuses se déplaçant d'est en ouest et constituent des intrusions du flux d'est dans le flux de mousson, soulevant l'air humide en un front mobile le long duquel se produisent orages et averses (Leroux, 1996).

hauts plateaux guinéens et le plateau de Jos au centre du Nigeria, reçoivent plus de précipitations que les basses terres sur la même latitude. De manière générale, l'Afrique au Nord de l'Équateur est caractérisé par des précipitations moyennes annuelles inférieures à 50 mm/mois au nord, où les caractéristiques physiques sont typiques de celles du désert et varient entre 100 et 200 mm/mois à sa limite sud, en particulier dans sa partie sud-ouest, incluant le littoral s'étendant du Nigéria à la Guinée Equatoriale et les régions côtières s'étendant du Sénégal au Libéria (Fig. 2.1.2a). Les précipitations continentales abondantes entre les latitudes 05°–14°N lorsque l'on se rapproche de l'océan Atlantique, c'est-dire-dire autour de 9°O, sont dues aux montages de Guinée, plus spécifiquement au Fouta-Djalon (Sall *et al*., 2007). Les températures dans les basses terres de l'Afrique au Nord de l'Équateur sont élevées toute l'année, avec des moyennes annuelles généralement supérieures à 18°C (Fig. 2.1.2b). Dans, les hautes terres, elles sont inférieures à 20°C, et vont jusqu'à 10°C dans les montagnes éthiopiennes. Au Sahel, cette moyenne est maximale et dépasse les 25°C. Il est important de noter que dans la partie ouest de l'Afrique au Nord de l'Équateur, la circulation est caractérisée par un certain nombre de vents zonaux qui ont des effets sur la distribution des précipitations pour une saison donnée (Nicholson, 2013). Les vents d'Ouest de faible altitude, parfois appelés Jet Ouest Africain (*African Westerly Jet* ou AWJ), sont les plus proches de la surface. Au milieu de la troposphère, il y a le Jet Oriental Africain ou Jet Est Africain (*African Esterly Jet* ou AEJ) et, dans la haute troposphère, le Jet Tropical Est ou d'altitude (*Tropical Easterly Jet* ou TEJ). Les vents d'Ouest de basses altitudes peuvent transporter de l'humidité de l'Océan Atlantique vers la région de l'Afrique de l'Ouest sujette à la mousson, et ce jet interagit également avec l'AEJ qui existe au nord (Nicholson, 2009). L'AEJ fort et sa position peuvent avoir différents effets sur les précipitations de l'Afrique de l'Ouest, et sont accompagnés des ondes d'Est Africaine et des MCS qui peuvent moduler la position des événements pluvieux (Wu *et al.*, 2012). La forte densité de sa population, les ressources limitées, les infrastructures médiocres — plus spécifiquement les pays au sud du Sahara — et la forte dépendance de l'agriculture locale vis-à-vis des facteurs climatiques font de cette région une région extrêmement vulnérable aux effets du changement climatique, et par ricochet aux événements hydroclimatiques extrêmes tels que les inondations et les sécheresses sévères.

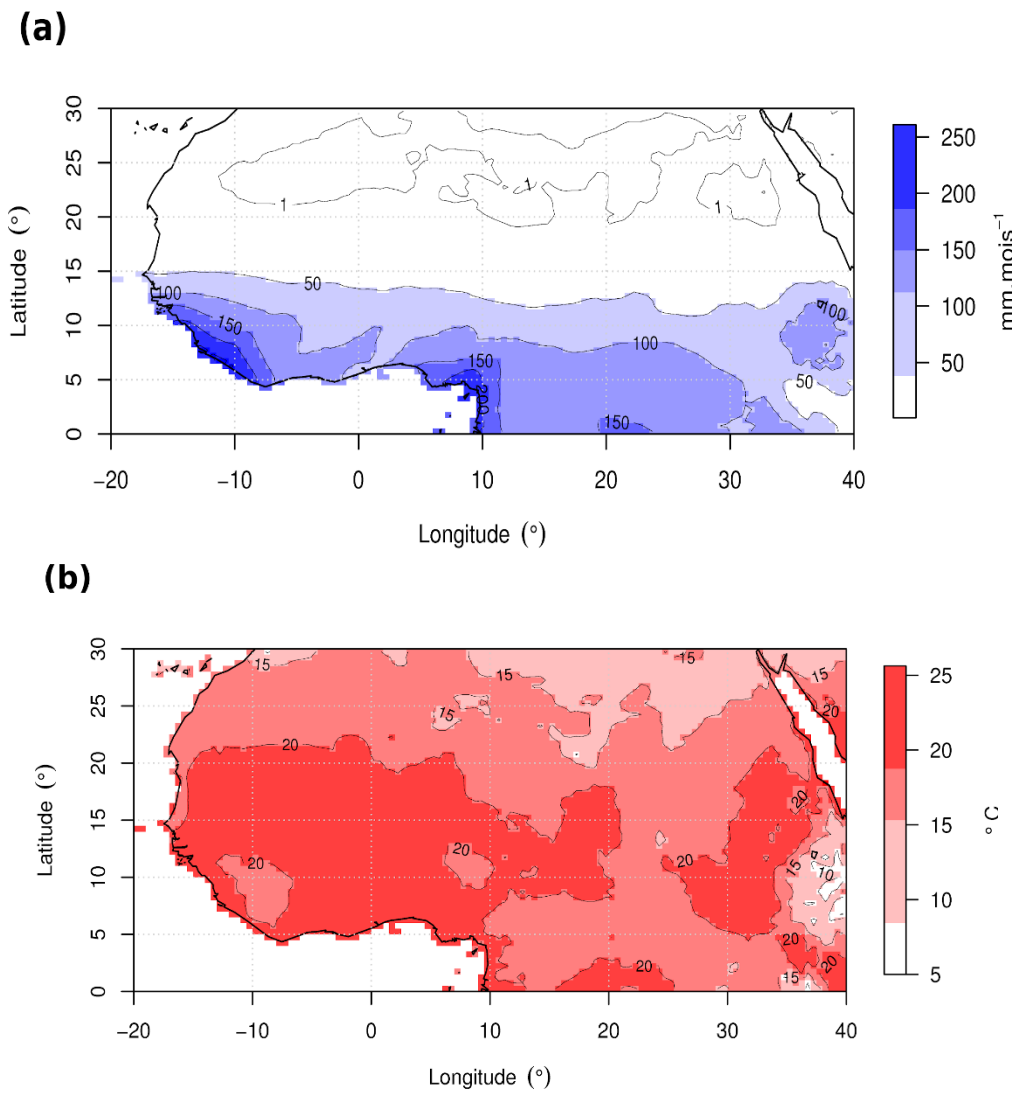

Figure 2.1.2 Moyenne annuelle des précipitations (**a**) et des températures (**b**) mensuelles sur la période 1901–2013. Les données utilisées ici pour faire les calculs sont celles de Jones et Harris (2013).

2.2. Données utilisées

2.2.1. Données de précipitations mensuelles

L'analyse des événements extrêmes sur la base des paramètres météorologiques, en particulier les précipitations n'est pas un exercice trivial; ceci pour des raisons statistiques. Les événements climatiques extrêmes étant par définition des événements rares, et donc se situent dans les profondeurs de la queue de distribution de probabilité (IPCC, 2007). De ce fait, leur analyse requiert des séries de données continues, couvrant une longue période — au minimum 30 ans — , et au moins à une résolution temporelle de l'ordre de jour; afin de prendre en compte leur caractère infra-mensuel. Les données avec de telles caractéristiques permettent une estimation raisonnable de la fréquence d'un événement extrême dont l'intensité pourrait être dépassée en moyenne tous les 20, 30, voir 100 ans, soit en contexte de climat stationnaire ou

non-stationnaire. Sur le continent africain, notamment la partie située au Nord de l'Équateur (Fig. 2.1.1), obtenir des données présentant de telles caractéristiques est difficile. En effet, dans cette partie du monde, la documentation sur les précipitations extrêmes — maximums ou minimums — à l'échelle mentionnée ci-dessus est très souvent rare et presque inexistante (Page *et al.*, 2004; Easterling *et al.*, 2013). Les données existantes, présentent de fortes irrégularités spatio-temporelles, auxquelles s'ajoute le problème de la faiblesse de la période d'échantillonnage. Cette situation est non seulement le produit du manque de stations météorologiques, mais aussi le réultat du mauvais entretien de celles existantes. A celle-ci, s'associe parfois, la réticence de certaines institutions en charge de la collecte desdites données à les partager avec la communauté scientifique (Kunkel and Bradson, 2015). Pour pallier à ce problème, de nombreuses équipes et centres de recherches ont été mis sur pied à l'échelle régionale via des collaborations internationales (Aguilar *et al.*, 2009; Lebel *et al.*, 2009; AGRHYMET, 2010; Salack, 2018). On peut citer l'ETCCDI, l'Expert Team on Climate Risk and Sector-specific Indices (ET-SCI, http://www.wmo.int/pages/prog/wcp/ccl/opace/opace4/ET-SCI-4-1.php), le West African Science Service Center on Climate Change and Adapted Land Use (WASCAL, www.wascal.org), le système d'observation régional de l'Analyse Multidisciplinaire de la Mousson Africaine - Couplage de l'Atmosphère Tropicale et du Cycle Hydrologique (AMMA-CATCH, www.amma-catch.org) et le Centre Régional AGRHYMET (http://agrhymet.cilss.int/). L'une de leurs principales missions est de documenter l'évolution du climat par la constitution de bases de données fiables. Bien qu'étant très souvent caractérisées par une bonne résolution temporelle — valeurs journalières — , leur étendue spatio-temporelle est très souvent faible, ne pouvant couvrir toute l'Afrique au Nord de l'Équateur. C'est le cas des pluviométries AMMA-CATCH qui s'appuient sur trois sites densément instrumentés au Mali, au Niger et au Bénin, et qui ne fonctionnent plus depuis le milieu des années 1980. En plus de ces défauts, les problèmes énumérés plus-haut restent persistants — l'acquisition de ces données et la faible longueur des séries temporelles des données de précipitations ou de températures pour étudier les phénomènes climatiques extrêmes. La faiblesse de la durée d'échantillonnage des données ne garantit pas une estimation robuste des PR et des NR (Buishand, 1991). De même, la forte irrégularité spatiale des stations d'observation ne permet pas de cartographier aussi bien les paramètres des distributions de l'EVT à partir desquels on a les informations sur la moyenne, la variabilité et le comportement asymptotique de la queue de distribution de la loi probabilité des valeurs extrêmes empiriques que les PR et NR des évènements extrêmes (Cunnane, 1988). Pour surmonter cette difficulté, dans le cadre de cette thèse, nous avons utilisé les données mensuelles des précipitations de

l'unité de recherche climatique de l'université d'East Anglia en Angleterre (*Climatic Research Unit* ou CRU), spécialisée dans la recherche sur les changements climatiques naturels et anthropogéniques (Mitchell, 2005).

Les données mensuelles de précipitations du CRU couvrent la surface continentale à l'échelle du globe sur des grilles régulières de 0.5° de côté et ont été calculées à partir d'observations quotidiennes ou infra-journalières fournies par les services météorologiques nationaux et d'autres institutions externes — relevés de plus de 4000 stations météorologiques réparties dans le monde (Fig. 2.2.1). Pour pallier aux questions liées à l'irrégularité spatio-temporelle, les techniques d'interpolation et d'homogénéisation ont été mises à contribution. Au cours de celles-ci, les valeurs manquantes ont été calculées à partir de la période de référence 1961–90 (Mitchell, 2005). Pour la présente étude, nous avons utilisé la version CRU TS3.23 (Harris *et al.*, 2014), qui est une version ajournée et améliorée par rapport aux précédente, ceci du point de vue de la qualité et de la méthodologie. Elle couvre la période 1901–2014, plus spécifiquement de Janvier 1901 à Décembre 2014, soit 1368 mois et sont archivées dans les catalogues de la Center for Environmental Data Analysis (CEDA) à l'adresse : http://dx.doi.org/10.5285/4c7fdfa6-f176-4c58-acee-683d5e9d2ed5.

La figure 2.2.1 présente la position des stations d'observation pour les précipitations à l'échelle du globe, utilisées par le CRU pour calculer ses interpolations. Dans cette figure, l'Afrique au Nord de l'Équateur telle que définie dans cette étude est inclus dans les fenêtres 17 et 18. Comme nous pouvons le remarquer, la densité de stations météorologiques dans cette zone est la plus faible comparée à d'autres parties du monde. De plus, au fur et à mesure que l'on se déplace vers le nord de cette zone, la densité de stations météorologiques diminue considérablement. Cette disparité [par rapport à d'autres parties du monde] est en grande partie liée à la topographie, la végétation et l'instabilité politico-économique dont est sujette la plupart des pays de l'Afrique au Nord de l'Équateur. En effet, les facteurs naturels tels que les reliefs — les massifs à l'instar de ceux de l'Ethiopie, de l'est du Kenya, du sud-est de l'Algérie, etc. — et les forêts denses dans la région équatoriale constituent parfois des freins à la constitution d'un réseau d'observations météorologiques dense et régulier (Sun *et al.*, 2018). En dépit de ce qui précède, il est important de noter que la partie Ouest de l'Afrique au Nord de l'Équateur est relativement bien couverte (Fig. 2.2.1). Après avoir fourni des estimations de l'incertitude associée à la climatologie des précipitations en utilisant à la fois une procédure de validation

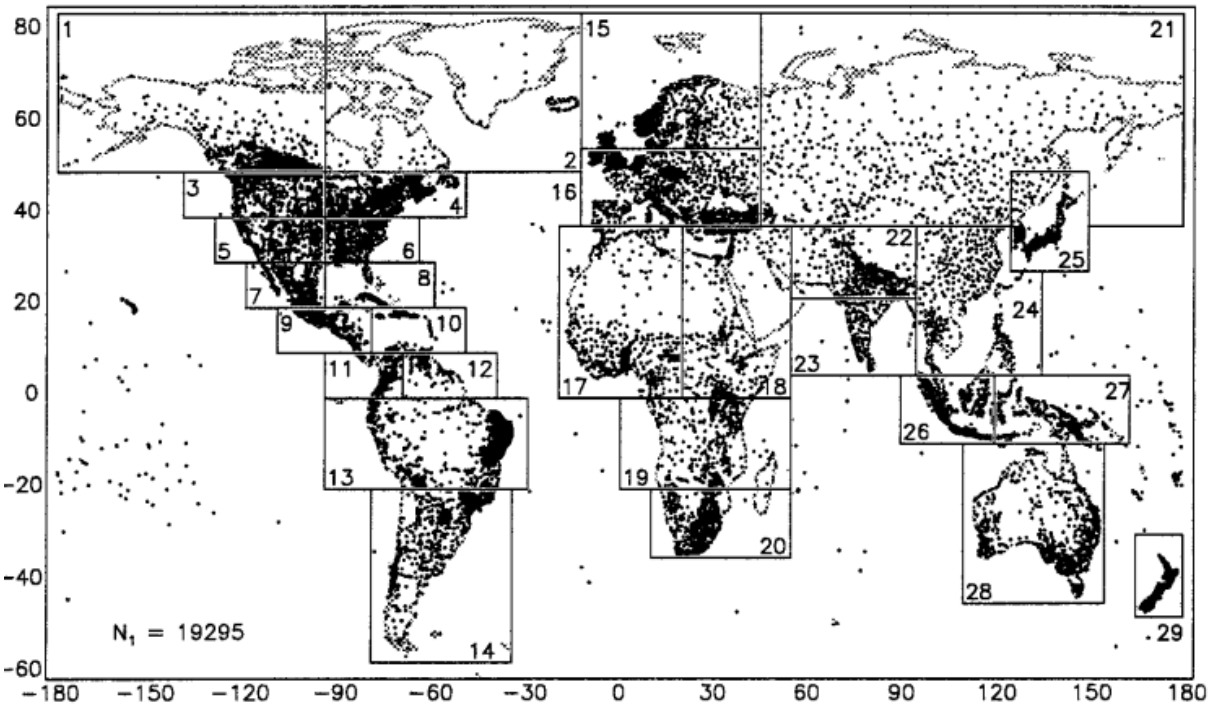

Figure 2.2.1 Positions géographiques à travers le monde des stations météorologiques des pluies utilisées par l'unité de recherche climatique (*Climatic Research Unit* ou CRU). Les points représentent lesdites stations et N_t le nombre total de stations utilisées pour faire les interpolations. Source : Adapté de New *et al.* (1999).

croisée interne et une comparaison avec les autres climatologies observées, New *et al.* (1999) ont conclu que les incertitudes dans la moyenne climatologique observée pour les périodes multi-décennales vont jusqu'à 10–25 % et sont plus grandes dans les régions caractérisées par une faible couverture en stations météorologiques et une grande variabilité spatiale, comme le continent africain, en particulier l'Afrique au Nord de l'Équateur. En outre, l'incertitude et la variabilité pour les périodes antérieures du 20ème siècle et celles du début 21ème siècle pourraient être amplifiées à cause de la diminution du nombre de stations météorologiques disponibles (Nicholson, 2018a). Cependant, une moyenne régionale large tend généralement à réduire les incertitudes liées aux stations individuelles ou aux périodes (Giorgi, 2002).

En somme, la profondeur temporelle — supérieure au siècle — et la régularité spatio-temporelle — absence de données manquantes et homogénéité spatiale à l'échelle du globe — des pluviométries mensuelles du CRU font d'elles l'une des bases de données les plus fiables à même de rendre compte de la variabilité de climat à grande échelle (Dai et al., 2004). Cependant, compte tenu des insuffisances relevées ci-dessus en Afrique au Nord de l'Équateur, toute investigation sur le climat sur la base de celles-ci devrait inclure des incertitudes dans l'analyse des résultats.

En Afrique au Nord de l'Équateur, le cycle annuel des précipitations est fortement saisonnier (Fig. 2.2.2). La majeure partie des précipitations annuelles survient pendant la saison de JAS — en général, 53 % des précipitations sont concentrées en JAS pour l'ensemble de l'Afrique au Nord de l'Équateur, avec un maximum en Août, représentant 18 % des précipitations annuelles. Cette saison est celle des pluies de mousson en Afrique de l'Ouest (Nicholson, 2013). Ainsi, la saison de JAS correspond à celle au cours de laquelle on peut observer des précipitations extrêmes, qui sont les plus souvent à l'origine des inondations dévastatrices. De même, l'absence de pluies au cours de cette saison serait synonyme de sécheresses. Par ailleurs, bien qu'il soit admis que les événements climatiques extrêmes se produisent à des échelles spatio-temporelles variées incluant, aussi bien des échelles temporelles inférieures au jour qu'au mois, les extrêmes saisonniers ont la particularité qu'ils affectent de larges domaines (Wehner, 2004) et sont potentiellement plus dévastateurs. Les extrêmes saisonniers résultent soit de quelques événements extrêmes intenses infra-mensuels ou de la persistance des anomalies de même signe sur une période assez longue (Tebaldi *et al.*, 2006). Compte tenu de ce qui précède, nous nous focaliserons sur la saison de JAS car le présent travail enquête sur l'occurrence des événements climatiques extrêmes. Ainsi, pour étudier cette occurrence, nous allons considérer le cumul des précipitations mensuelles sur ladite saison. En revanche, pour l'analyse des effets des MVCGE sur l'avènement des extrêmes de précipitations, nous allons considérer le maximum saisonnier de JAS des précipitations mensuelles. De ce fait, les séries temporelles d'indices moyennés sur la saison de JAS des MVCGE seront considérées en lieu et place de leurs valeurs mensuelles.

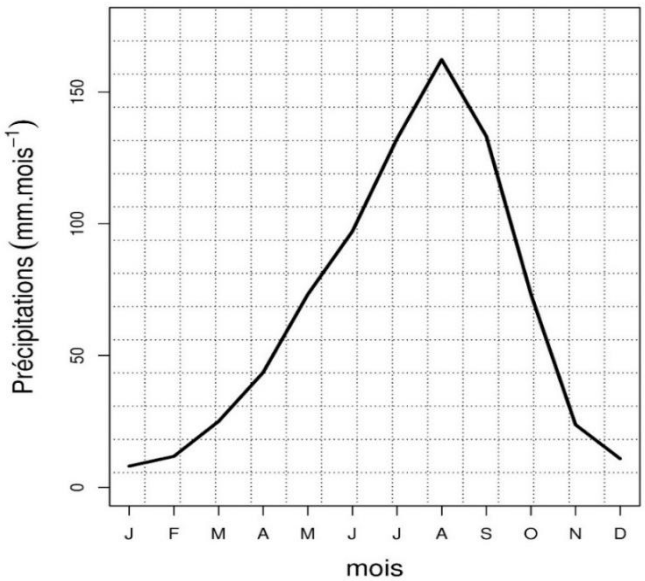

Figure 2.2.2 Cycle annuel des précipitations moyennées sur l'Afrique au Nord de l'Équateur (0°–30°N; 20°W–40°E), sur la base des observations mensuelles du CRU pour la période de 1901–2014 (Harris *et al.*, 2014).

2.2.2. Données de quatre indices du climat

Dans cette étude, pour évaluer l'influence MVCGE sur les précipitations extrêmes, quatre indices du climat ont été considérés pour la période 1901–2014. Les liens de téléchargements conduisant à ces indices sont disponibles sur la plateforme en ligne du Global Climate Observing System Working Group on Surface Pressure (GCOS WG-SP, https://www.esrl.noaa.gov/psd/ gcos_wgsp/).

2.2.2.1. Indice NINO 3.4

Il s'agit des anomalies mensuelles des températures à la surface de la mer ou SSTs représentant l'ENSO sur la région comprise dans la boîte définie par les latitudes allant de 5°N à 5°S et les longitudes s'étendant de 170°W à 120°W (Rayner *et al*., 2003). Bien que les autres indices tels que ceux du SOI (Southern Oscillation index), de la NINO 1+2, de la NINO3 et de la NINO4 représentent également le phénomène ENSO, ils ne sont pas assez robustes et représentatifs comme l'indice NINO 3.4 pour identifier les événements El Niño et La Niña (Trenberth and Stepaniak, 2001). L'indice NINO 3.4 que l'on utilisera ici NINO 3.4I, est mis à jour périodiquement et s'étend périodiquement de 1870 à Juillet 2018. Cet indice est disponible à l'adresse : https://ww w.esrl.noaa.gov/psd/ gcos_wgsp/Timeseries/Nino34/. Pour quantifier leur impact sur les extrêmes de précipitation de JAS, la série temporelle de la moyenne saisonnière de JAS a été constituée (Fig. 2.2.3a).

2.2.2.2. Indice du NAO

Compris entre -5 et +5, l'indice NAO est la forme quantifiée de l'oscillation du nord-atlantiqu. Le NAO est défini comme la différence de pression normalisée entre une station météorologique proche de l'anticyclone des Açores et une autre proche de la dépression sur l'Islande (Hurrell and Loon, 1997). Cet indice est archivé à un intervalle de temps mensuel, de 1821 à février 2018 et est mis à jour presque à temps réel via l'adresse : http://www.cru.uea.ac.uk/~timo/datapages/naoi.htm du CRU. Pour des raisons liées à la présente analyse, une série temporelle de cet indice moyennée sur la saison JAS a été construite (Fig. 2.2.3b).

2.2.2.3. Indice du PDO

Cet indice permet de quantifier l'oscillation décennale du Pacifique (PDO). Cette oscillation est la deuxième existante dans le Pacifique après le phénomène ENSO (Mantua and Hare, 2002). Le PDO est une variation des anomalies des SSTs en direction de 20°N dans le bassin du Pacifique. Bien qu'ayant une structure spatiale proche de celle de l'ENSO, le PDO diffère de ce dernier par son échelle temporelle. En effet, le PDO est un phénomène décennal

alors que l'ENSO est interannuel. Les données de l'indice PDO [PDOI] sont disponibles à l'adresse : https://www.esrl.noaa.gov/ psd/gcos_wgsp/Timeseries/ PDO/. Archivées à l'échelle mensuelle, elles sont ajournées périodiquement et vont de 1900 à juin 2018. Dans ce travail, l'indice du PDO est basé sur la moyenne saisonnière de JAS (Fig. 2.2.4a).

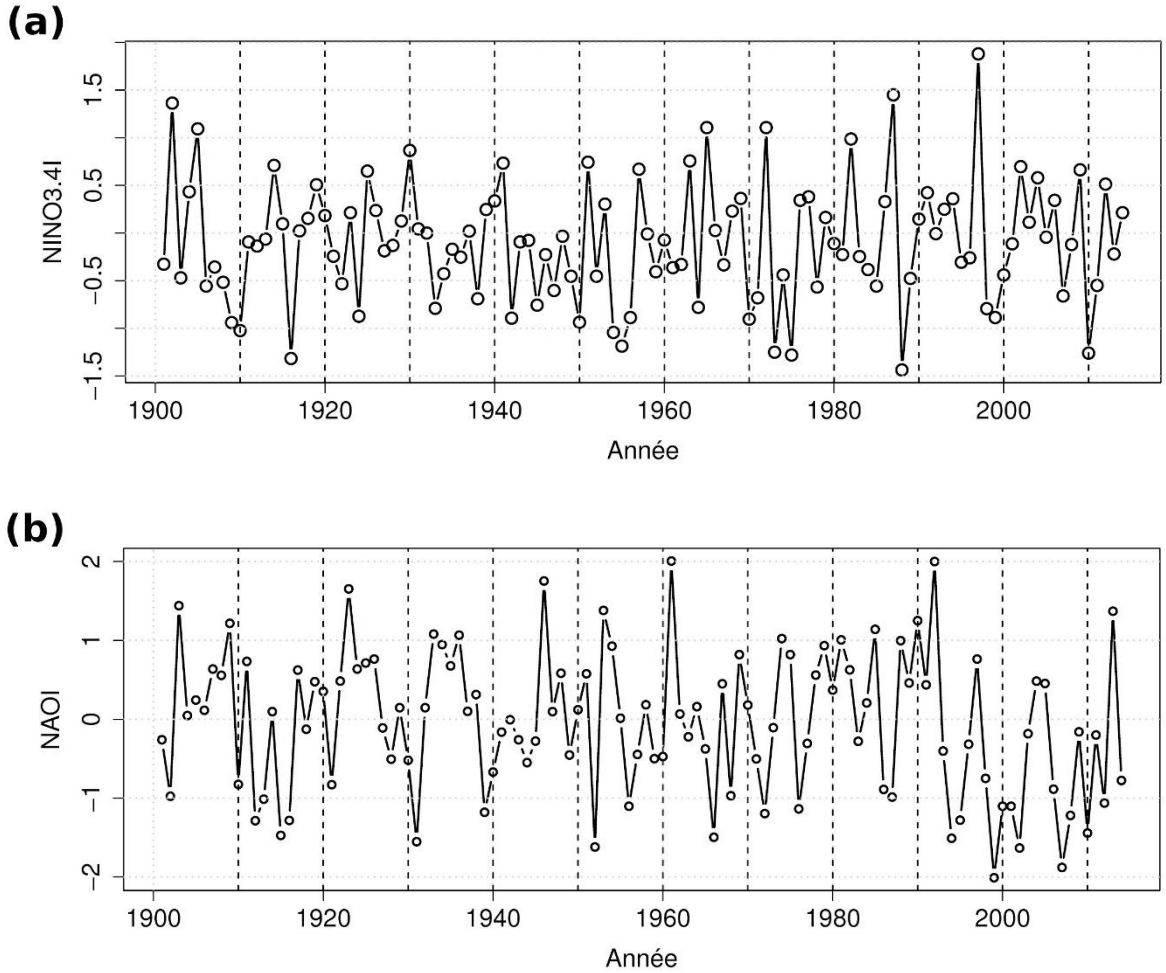

Figure 2.2.3 Les séries chronologiques des indices **(a)** de l'El Niño-oscillation (NINO3.4) et **(b)** de l'oscillation nord-atlantique (*North Atlantic Oscillation* ou NAO), moyennés sur la saison JAS.

2.2.2.4. Indice de l'AMO

Connu comme étant le moyen le plus simple et concis pour décrire la variabilité climatique multidécennale dans l'Atlantique Nord, l'indice SST de l'AMO est basé sur les moyennes des anomalies SST dans le bassin Nord-Atlantique, situées généralement entre les latitudes 0 et 80°N (Enfield *et al.*, 2001). L'AMO est défini comme la variation cyclique à grande échelle temporelle dans les SSTs de l'Océan Atlantique Nord. La série temporelle de JAS de cet indice a été générée en calculant la moyenne des anomalies mensuelles des trois

mois qui constituent la saison JAS (Fig. 2.2.4b). Les données mensuelles de l'indice de l'AMO [AMOI] peuvent être téléchargées à l'adresse : https://www.esrl.noaa.gov/psd/gcos_wgsp/Timeseries/AMO/.

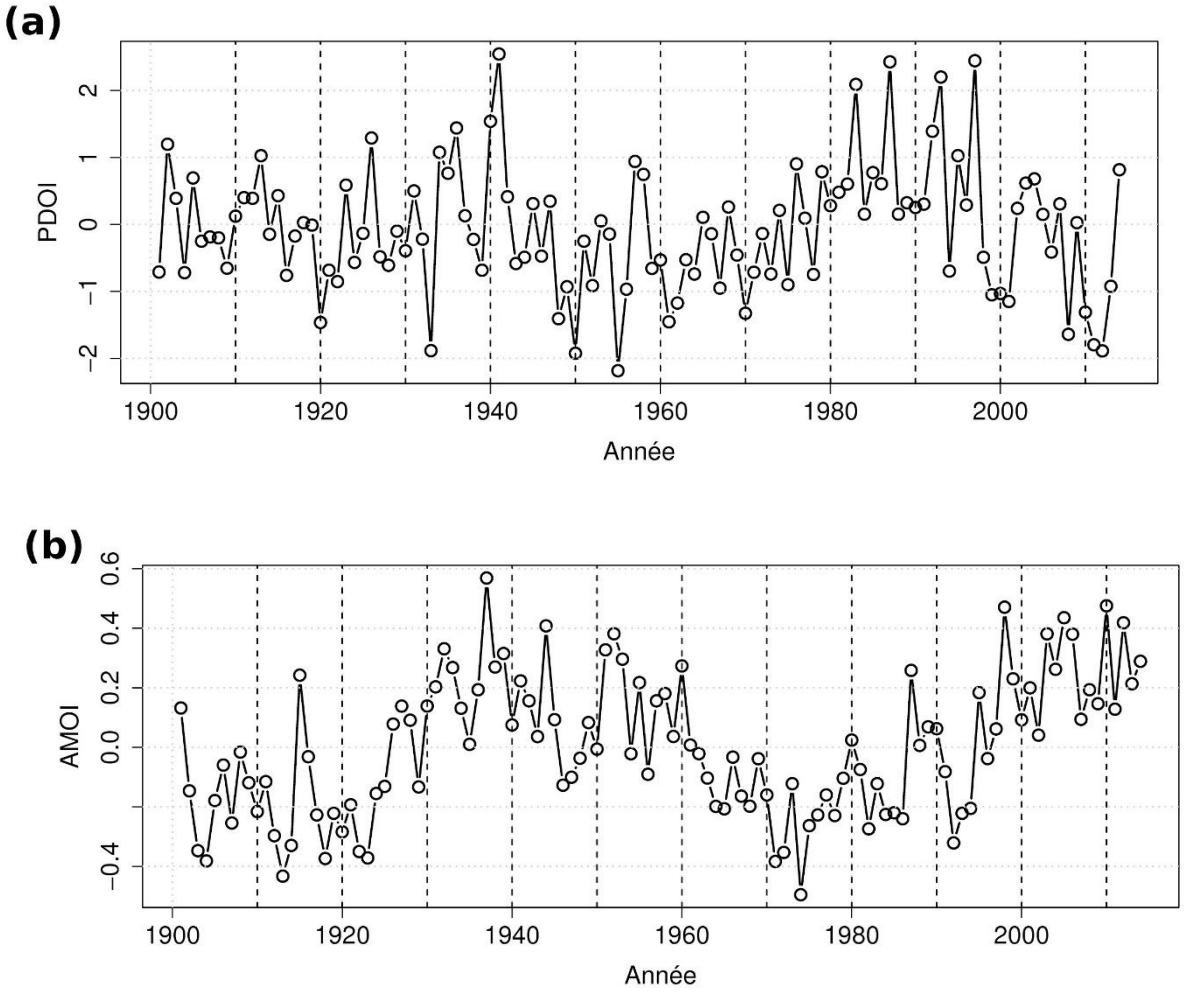

Figure 2.2.4 Comme à la Fig. 2.2.3, mais pour **(a)** l'oscillation décennale du Pacifique (*Pacific Decadal Oscillation* ou PDO), et **(b)** l'oscillation atlantique multidécennale (*Atlantic Multi-decadal Oscillation* ou AMO).

2.3. Méthodologie

2.3.1 Partitionnement du domaine de l'Afrique au nord de l'Equateur

L'Afrique au Nord de l'Équateur est un vaste domaine où différents systèmes météorologiques agissent (mousson africaine, circulation océanique,...), combinés aux facteurs locaux tels que le relief, la vegétation, l'hydrographie. De telles caractéristiques contribuent à la forte variabilité spatio-temporelle des précipitations (Ward, 1998; Nicholson, 2013). Particulièrement, à la non-homogénéité de leurs répartitions dans la région (Giorgi, 2002). De ce fait, notre étude sera menée en considérant quatre domaines géographiques : (i) l'Afrique au

Nord de l'Équateur dans son entièreté où, l'occurrence des précipitations extrêmes sera étudiée en considérant les quatre zones climatiques préalablement identifiées par Djomou *et al.*(2015); (ii) l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur, compris entre les latitudes 0 et 20°N, sélectionné ainsi en raison de la faiblesse du nombre de points d'observations et de l'irrégularité spatiale du réseau de stations météorologiques de la partie de l'Afrique Nord de l'Équateur au-dessus de 20°N (New *et al.*, 1999; Nicholson *et al.*, 2018a); (iii) le Sahel africain s'étendant sur toute la largeur de l'Afrique et situé entre les latitudes 8 et 20°N, qui a également été subdivisé suivant la latitude en sous-zones climatiques majeures car le régime des précipitations au Sahel se caractérise par des bandes latitudinales de précipitations décroissantes (Adeyewa et Nakamura, 2003); (iv) le SOA s'étendant jusqu'à 15°E et délimité par les latitudes 10 et 20°N, en raison de la disparité longitudinale en terme de précipitations et de topographie qui existe entre les parties Ouest — moins sèche (relativement humide) — et Est — plus sèche avec une topographie complexe — du Sahel (Nicholson, 2005; Lebel and Ali, 2009). Il convient de noter que cette variabilité spatiale pourrait donc impacter les caractéristiques des événements extrêmes d'une zone à l'autre (Onyutha, 2018).

2.3.2. Fraction d'aire d'un événement de précipitation ou de sécheresse extrême

En dehors des cumuls des précipitations de JAS tels que définis dans la Sect. 2.2.1, qui sont une forme de quantification des précipitations saisonnières, la fraction d'aire ou encore de surface pour laquelle une quantité de précipitations de JAS dépasse (respectivement tombe en-dessous) d'un seuil q_p peut également être utilisée comme outil de mesure quantitative des précipitations, q_p étant une fonction quantile d'ordre p $(0 < p < 1)$. Aussi bien à l'échelle journalière qu'à l'échelle des saisons, voire annuelle, les fractions d'aires renseignent sur l'étendu spatiale d'un événement de précipitations extrêmes (Braud *et al.*, 1993) — événement de précipitations $P > q_p$ — et celui d'un événement de sécheresse extrême (Greene *et al.*, 2009) — événement de précipitations $P < q_p$, notamment leurs impacts. Le calcul de ce paramètre sera fait sur la base de la distribution spatiale des données décrites ci-dessus.

Soit l'événement de précipitations de JAS noté P_{JAS}. Plaçons-nous dans le cas d'une analyse des précipitations extrêmes de JAS au-dessus du seuil $q_p(P_{JAS})$. Pour chaque année k, le nombre de points de grille $N(P_{JAS})/_{P_{JAS}>q_p}$ de précipitations de la saison JAS au-dessus

du seuil $q_p(P_{JAS})$ distribuées de manière régulière sur un quadrillage à une résolution de 0.5×0.5[30], est donné par :

$$\left(N(P_{JAS})/\ _{P_{JAS}>q_p}\right)_k = \sum_{i=1}^{j_k}\left(P_{JAS} > q_p(P_{JAS})\right)_i \quad (1)$$

j_k est fortement tributaire de l'année k car la distribution spatiale du cumul saisonnier des précipitations de JAS n'est pas uniforme pour une année donnée. Si on suppose que le nombre total de points de grille est $N(P_{JAS})$, valeur non conditionnée comparée $N(P_{JAS})/\ _{P_{JAS}>q_p}$, alors la fraction de surface pour l'année k est donnée par :

$$f_k(P_{JAS} > q_p) = \sum_{i=1}^{j_k}\left(P_{JAS} > q_p(P_{JAS})\right)_i / N(P_{JAS}) \quad (2)$$

Pour le cas des sécheresses extrêmes, il suffit de substituer $P_{JAS} > q_p$ par $P_{JAS} < q_p$. Dans le cadre de cette thèse nous utiliserons le 95^{ème}percentile ($q_{0.95}$) comme seuil pour investiguer sur les précipitations extrêmes dans le Sahel (Karl *et al.*, 1995) et le 20^{ème}percentile ($q_{0.20}$) pour étudier les sécheresses extrêmes dans le SOA (Greene *et al*., 2009).

2.3.3. Approche des dépassements d'un seuil

L'approche des dépassements d'un seuil ou POT est une alternative à la méthode des maxima par blocs ou BM, qui bien qu'étant la première approche de l'EVT ne rend pas entièrement compte des extrêmes car son application entraîne très souvent la perte des données qui peuvent être utiles pour la compréhension d'un événement extrême (Katz, 2010). Contrairement à cette dernière, l'approche POT est plus efficace dans l'utilisation des données, notamment sa densification (Davison et Smith, 1990). Elle considère toutes les données au-dessus d'un seuil u pour former une série de valeurs extrêmes dite série de POT ou encore excès au seuil (Fig. 2.3.1). Elle analyse par la suite le comportement stochastique[31] des données de ladite série en l'ajustant à une distribution de GP distribution (Li *et al*., 2005; Born *et al*., 2008; Gobin *et al*., 2016). La sélection du seuil critique u au-dessus duquel les données sont qualifiées de valeurs extrêmes est très souvent le résultat d'un compromis entre biais[32] et variance[33]

[30] Cette résolution est celle à laquelle est archivée spatialement les données mensuelles du CRU employées dans le présent travail.
[31] Qui se produit par l'effet du hasard ou encore aléatoirement
[32] Terme qui renvoie à la différence entre la quantité réelle et les estimations de cette quantité, basé sur des données provenant d'études répétées avec des échantillons de données statistiquement équivalents.
[33] Terme qui désigne la variabilité d'une estimation d'une quantité basée sur un échantillon de données autour de l'estimation moyenne de cette quantité, qui serait calculée sur la base de données provenant d'études répétées avec des échantillons de données statistiquement équivalents.

(Coles, 2001) en raison de la dépendance de taille de la série POT audit seuil. Les techniques spécifiques du choix dudit seuil seront exposées à la Sect. 2.3.3.2. Dans la présente étude, ce concept est utilisé pour modéliser les séries de valeurs extrêmes des cumuls de précipitations de JAS, non seulement pour investiguer sur l'occurrence des précipitations extrêmes — valeurs plus élevées des cumuls de précipitations de JAS — , mais aussi pour analyser les sécheresses extrêmes — valeurs plus basses des cumuls de précipitations de JAS — en Afrique au Nord de l'Équateur car il utilise plus d'informations sur les valeurs extrêmes.

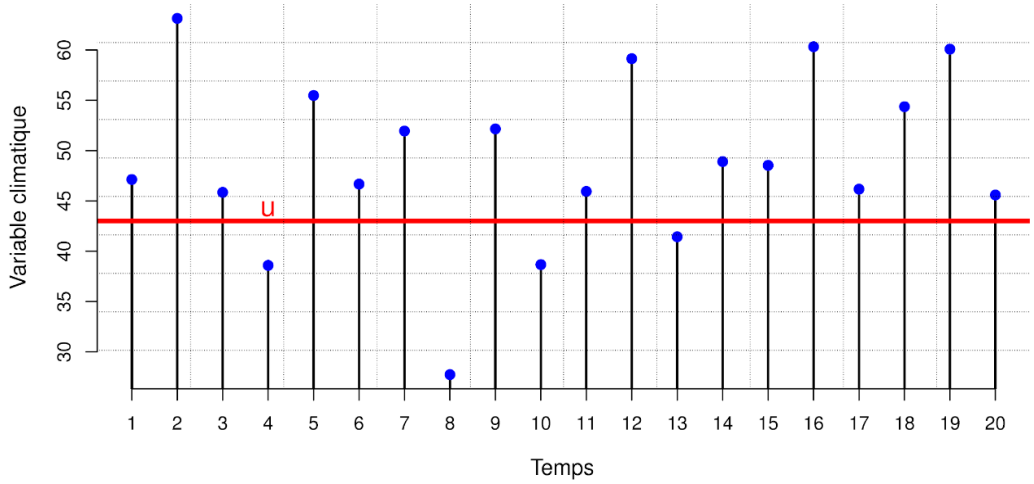

Figure 2.3.1 : Schéma illustratif de l'approche par des dépassements d'un seuil (*peaks-over-threshold* ou POT). Les cercles pleins de couleur bleue représentent les excès au seuil, supposés suivre l'une des lois de la famille de la distribution de Pareto généralisée (*generalized Pareto* ou GP).

2.3.3.1. Distribution de GP

Considérons une suite de variables stochastiques $Y_1, \ldots, Y_n$, indépendantes et identiquement distribuées (i.i.d), ayant comme fonction de distribution F, nous nous intéressons à la probabilité conditionnelle $F_u(x) = P(Y \leq u + x / \ Y > u)$, qui est :

$$F_u(x) = \frac{F(u+x) - F(u)}{1 - F(u)} \tag{3}$$

Si la distribution F était connue, la distribution des excès x de l'Eq. 3 serait également connue. Comme ce n'est pas le cas dans les applications pratiques, des approximations largement applicables pour les valeurs élevées du seuil sont recherchées. D'après Coles (2001) et Pickands (1975), pour un grand nombre n d'excès ou série POT au-dessus d'un seuil suffisamment élevé u , c'est-à-dire lorsque $u \to \infty$, la fonction de distribution des excès $E_u(y - u)$ suit une famille de distribution pouvant être écrite en termes d'une variable générique y comme :

$$H(y) = 1 - \left[1 + \frac{\xi}{\sigma}(y - u)\right]^{-\frac{1}{\xi}} \quad (4)$$

Cette distribution est conditionnelle à $Y > u$ et $\xi \neq 0$, avec $\sigma + \xi(y - u) \geq 0$, H est une famille de distribution à deux paramètres : un paramètre d'échelle $(\sigma > 0)$ et un paramètre de forme (ξ); et est appelée distribution de GP dont la fonction de densité de probabilité est donnée par :

$$h(y) = \frac{1}{\sigma}(1 + \xi\frac{y-u}{\sigma})^{-\frac{1}{\xi}-1}, \ \xi \neq 0 \quad (5)$$

Si l'on assimile la variable d'intérêt y aux cumuls saisonniers de précipitations de JAS, le paramètre d'échelle σ dans ce cas de figure informera sur la variabilité interannuelle des excès des précipitations de JAS au-dessus du seuil, alors que le paramètre de forme ξ renseignera sur les propriétés extrémales de la queue de la distribution GP de ces excès. Une valeur élevée (respectivement petite) de σ est synonyme de forte (respectivement faible) variabilité des excès. En considérant la cas $\xi = 0$, les Eqs. 4 et 5 deviennent respectivement :

$$H(y) = exp\left[-\frac{(y-u)}{\sigma}\right] \quad (6)$$

et

$$h(y) = -\frac{1}{\sigma}\ exp\left[-\frac{(y-u)}{\sigma}\right] \quad (7)$$

Suivant la valeur de ξ, on distingue trois types de lois qui se distinguent par la forme de leurs queues de distribution :

(i) $\xi > 0$ correspond à une loi non bornée à queue lourde (ou distribution de Pareto) (Fig. 2.3.2);

(ii) $\xi = 0$ correspond à une loi à queue légère également non bornée (ou distribution exponentielle (Fig. 2.3.2);

(iii) $\xi < 0$ correspond à une loi bornée (distribution bêta) par $-\frac{\sigma}{\xi}$ (Fig. 2.3.2).

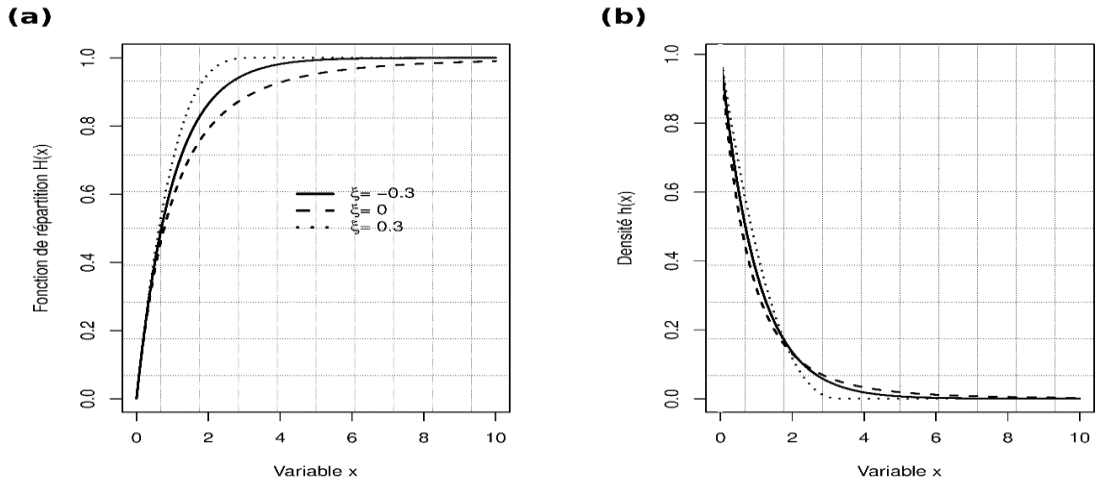

Figure 2.3.2 Allures des fonctions **(a)** de répartitions et **(b)** de densités de probabilité des trois types de distributions de GP — Bêta ($\xi < 0$), exponentielle ($\xi = 0$) et Pareto ($\xi > 0$). Ces distributions ont été tracées pour différentes valeurs de ξ, les paramètres u et σ ayant été maintenus constants, c'est-à-dire : $u = 0$ et $\sigma = 1$.

En termes de probabilité, l'Eq. 4 peut être réécrite de la manière suivante :

$$Pr\{Y > y / \ Y > u\} = \left[1 + \frac{\xi}{\sigma}(y - u)\right]^{-\frac{1}{\xi}} \tag{8}$$

$$\frac{Pr\{Y>y\}}{Pr\{Y>u\}} = \left[1 + \frac{\xi}{\sigma}(y - u)\right]^{-\frac{1}{\xi}} \tag{9}$$

$$Pr\{Y > y\} = \varsigma_u \left[1 + \frac{\xi}{\sigma}(y - u)\right]^{-\frac{1}{\xi}} \tag{10}$$

où $\varsigma_u = Pr\{Y > u\}$ est la probabilité d'occurrence d'un dépassement ou excès au-dessus d'un seuil u élevé[34]. L'approche POT est appropriée pour l'analyse de la distribution des précipitations car la distribution GP est une distribution à queue lourde, reconnue comme étant adéquate pour modéliser les précipitations (Coles, 2001; Born *et al.*, 2008; Li e*t al.*, 2005; Gobin *et al.*, 2016; Santos *et al.*, 2016).

2.3.3.2. Sélection du seuil pour la distribution GP

Le choix du seuil est un exercice délicat pour l'analyse de la distribution GP. Ce choix est un compromis entre biais et variance : le seuil doit être défini à la fois suffisamment haut pour que les dépassements se rapprochent d'un processus de Poisson et suffisamment bas pour minimiser la variance d'estimation lors de l'ajustement de la distribution GP aux données observées (Palutikof *et al.*, 2003). En outre, ce seuil devrait être choisi de manière à laisser suffisamment de points de données pour permettre une détermination satisfaisante des paramètres de la

[34] C'est la probabilité qu'une quantité (par exemple, la température ou les précipitations) dépasse un seuil spécifié.

distribution GP car ces derniers sont fortement tributaires de la taille des excès (Coles, 2001). En conséquence, un certain nombre de procédures aussi bien numériques que graphiques a été mis sur pied pour aider à choisir un seuil approprié pour le modèle POT. On peut citer entre autres le Hill plot, le Jack-Knife error, le sample mean excess function, le mean residual life (MRL) plot et le model-based check (MBC) ou stability of parameters (Li *et al*., 2014). Cependant, à notre connaissance, la question sur les méthodes les plus efficaces reste ouverte. Dans le présent travail, nous utilisons deux de ces méthodes : le MRL plot et le MBC.

2.3.3.2.a. MRL plot

Il s'agit d'un graphique qui représente la moyenne des dépassements de seuil en fonction du seuil u (Davison, 1984; Coles, 2001). Supposons que la distribution de GP soit un modèle adapté aux dépassements au-dessus d'un seuil u_0 générés par une série $Y_1, \ldots, Y_n$, dont un terme arbitraire est noté Y. La moyenne de ces dépassements a pour forme :

$$E(Y - u_0 \ / Y > u_0) = \frac{\sigma_{u_0}}{1-\xi}, \tag{11}$$

avec $\xi < 1$, où σ_{u_0} désigne par convention le paramètre d'échelle correspondant aux excès au-dessus du seuil u_0. Mais si la distribution GP est valide pour les excès au-dessus du seuil u_0, il doit l'être également pour tout seuil $u > u_0$ avec le même paramètre ξ car $\sigma_u = \sigma_{u_0} + \xi u$ pour $\mu = 0$ (Coles, 2001). En considérant ce cas la moyenne des excès de l'Eq. 11 peut être réécrite de la manière suivante :

$$E(Y - u \mid Y > u) = \frac{\sigma_u}{1-\xi} = \frac{\sigma_{u_0} + \xi u}{1-\xi} \tag{12}$$

Pour $u > u_0$, $E(Y - u \mid Y > u)$ est une fonction linéaire de u. En outre, $E(Y - \mathrm{u} \mid Y > u)$ est simplement la moyenne de l'échantillon des excès au-dessus du seuil u, pour lequel la moyenne de l'échantillon des excès de u fournit une estimation empirique. D'après l'Eq. 12, ces estimations devraient être des fonctions linéaires de u, à des niveaux de u pour lesquelles la distribution GP est appropriée. Pour construire le graphique du MRL, il suffit de représenter les points définis par :

$$\left(u, \frac{1}{n_u}\left(\sum_{i=1}^{n_u}\left(y_{(i)} - u\right)\right)\right), u < y_{max} \tag{13}$$

Où $y_{(l)}, \ldots, y_{(n_u)}$ représentent les observations au-dessus du seuil u, $n_u$leur nombre et y_{max} le maximum des observations de l'ensemble des données. Le seuil sélectionné correspondra à la valeur au-dessus de laquelle le graphique sera approximativement linéaire en u.

2.3.3.2.b. MBC plot

Cette méthode est complémentaire au MRL et est basée sur deux graphiques. Il s'agit des graphiques de la variation des paramètres d'échelle σ modifié et de forme ξ en fonction du seuil. Cette méthode s'appuie sur le fait que si la distribution GP s'ajuste bien aux données au-dessus d'un seuil u_0, alors il le fait également pour tout seuil u tel que $u > u_0$. Le paramètre ξ est le même pour les seuils u_0 et u , et les paramètres d'échelle correspondant à u_0 et u sont liés par la relation $\sigma_u = \sigma_{u_0} + \xi(u - u_0)$. Ainsi, le nouveau paramètre $\sigma^* = \sigma_u - \xi.u$ est constant par rapport à u. Par conséquent, les estimations de σ^*et ξ devraient être constants au-dessus de u_0 quand il s'agit d'un seuil valide. Cet argument conduit à tracer $\widehat{\sigma^*}$ et $\hat{\xi}$ fonction de u, avec des intervalles de confiance (IC) qui leurs sont associés et en sélectionnant u_0 comme valeur la plus basse de u pour laquelle les estimations restent quasi constantes. En somme, pour une distribution de GP, les estimations du paramètre de forme doivent être approximativement constantes, tandis que les estimations du paramètre d'échelle doivent être linéaires, et la valeur de seuil appropriée peut être choisie en sélectionnant la valeur la plus basse pour laquelle le graphique forme une ligne droite (Coles, 2001).

En ce qui concerne les analyses spatiales telles que celles qui seront abordées dans les sous-Sects. 3.3 et 3.4, nous allons considérer le seuil empirique du 95ème percentile en nous référant aux travaux de Karl *et al.* (1995). Mais contrairement à ces derniers — ils ont calculé un seuil fixe pour toutes les stations, quantifié par la variation de la moyenne du 95eme percentile desdites stations — nous calculerons le seuil du 95ème percentile en chaque point de grille en raison de la forte variabilité spatiale de l'intensité des précipitations de JAS à travers l'Afrique tropicale au Nord de l'Équateur (Rowell *et al.*, 1995; Ward, 1998).

2.3.3.3. Estimation des paramètres de la distribution GP

Après avoir effectué le choix du seuil u les paramètres de la distribution GP peuvent être estimés. A cet effet, Il existe différentes méthodes, notamment : la méthode d'estimation des moments (*Method of Moments Estimation* ou MME), la méthode de probabilité des moments pondérés (*Probability Weighted Moments* ou PWM) ou équivalents L-Moments (LM), la méthode d'estimation du maximum de vraisemblance (*Maximum Likelihood Estimation* ou MLE) et les méthodes bayésiennes. Parmi ces méthodes, celle du MLE est la plus appropriée car elle caractérise mieux les échantillons de grande taille tels que ceux de la météorologie et du climat (Smith, 1985). Cette méthode peut non seulement donner une mesure de l'incertitude à son estimation, mais aussi permet d'incorporer facilement les informations des covariables

dans des estimations de paramètres. Cependant pour les échantillons de petite taille ($n < 50$), la méthode du MLE est instable et peut donner des estimations irréalistes pour le paramètre de forme ξ. Pour combler cette insuffisance, on recourt au LM car elle est plus adaptée pour les échantillons de petite taille.

Pour étudier l'occurrence des précipitations de JAS, nous disposons d'un échantillon de taille $n = 114$, jugé acceptable pour l'utilisation du de la méthode du MLE. Désignons par $(z_i)_{1 \leq i \leq k}$, l'échantillon de k dépassements indépendants au-dessus du seuil u — excès de précipitations de JAS — , telle que $z_i = y_i - u$. La fonction de l'estimation de MLE est donnée par :

$$L(z_i; \sigma, \xi) \ = \prod_{i=1}^{k} h(z_i;\ \sigma, \xi) \tag{14}$$

Où L est la fonction de vraisemblance (likelihood function en Anglais) et h est la fonction de densité de probabilité de la distribution GP de l'Eq. 5. Pour plus de commodité, on considère le logarithme de l'Eq. 14 pour $\xi \neq 0$ et obtient la fonction $l(\sigma, \xi)$ du log-vraisemblance (log-likelihood en Anglais), c'est-à-dire :

$$l(z_i; \sigma, \xi) \ = log\ L(\sigma, \xi) \tag{15}$$

$$= \sum_{i=1}^{k} log\ h(z_i;\ \sigma, \xi) \tag{16}$$

En remplaçant $h(z_i;\ \sigma, \xi)$ par son expression de l'Eq. 16, nous obtenons une fonction assez pertinente du log-vraisemblance,

$$l(z_i; \sigma, \xi) = \ -k\ log\ \sigma\ - (\frac{1}{\xi} + 1) \sum_{i=1}^{k} log\ (1 + \frac{\xi}{\sigma} z_i) \tag{17}$$

Où $z_i \in [0, \infty)$, $\xi > 0$ ou $z_i \in [0, -\sigma/\xi)$, $\xi < 0$ pour $i = 1, \ldots, k$; autrement $l(z_i; \sigma, \xi) = -\infty$. Dans le cas où $\xi = 0$, le log-vraisemblance est obtenu de l'Eq. 7 :

$$l(z_i; \sigma) = \ -k\ log\ \sigma\ - \frac{1}{\sigma} \sum_{i=1}^{k} z_i \tag{18}$$

La maximisation analytique du log-vraisemblance n'est pas possible, mais peut être calculée numériquement (Coles, 2001).

2.3.3.4. Estimation des périodes de retour et des niveaux de retour

Les termes période de retour (PR) et niveau de retour (NR) sont utilisés pour décrire la probabilité d'occurrence des événements extrêmes et sont déduites du type de modèle d'ajustement aux données empiriques (Cooley, 2013). La PR peut être définie comme la fréquence d'occurrence d'un événement d'une certaine intensité, tandis que le NR est l'intensité

ou le quantile d'un événement — généralement le NR est associé à une probabilité d'occurrence PR (Gilleland et Katz, 2006). Dans un context de climat stationnaire, une PR et un NR peuvent être interprétés respectivement comme le temps moyen entre les événements et la valeur qui devrait être dépassée en moyenne une fois par PR, avec une probabilité de 1/PR pour une année donnée (Klein Tank *et al*., 2009; Stott *et al*., 2015). Il est important de préciser qu'une PR ne devrait pas être interprétée comme le temps qui s'écoulera avant qu'un événement ne se reproduise (Stott *et al*., 2015).

Dans cadre de ce travail, les NR et PR des précipitations et des sécheresses extrêmes de la saison de JAS sont estimés à l'aide de la meilleure distribution théorique de la famille de la distribution de GP (cf. Sect. 2.3.3.1), ajustée aux dépassements au-dessus du seuil sélection à l'aide des techniques décrites ci-dessus. Le NR de $m-$ années noté y_m susceptible d'être dépassé en moyenne un fois tous les $m-$ années (PR) est solution de l'équation :

$$\varsigma_u \cdot \left[1 + \xi\left(\frac{y_m - u}{\sigma}\right)\right]^{-\frac{1}{\xi}} = \frac{1}{m.n_y} \tag{19}$$

Cette dernière est déduite de l'Eq. 10. Le paramètre n_y de l'Eq. 19 est le nombre d'observations de précipitations de JAS de chaque année. Il est important de rappeler ici que nous avons considéré le cumul saisonnier de JAS, ce qui conduit à un n_y égale à 1 annuellement. En réarrangeant l'Eq. 19, on obtient :

$$y_m = u + \frac{\sigma}{\xi}\left[\left(m.n_y.\varsigma_u\right)^{\xi} - 1\right] \tag{20}$$

Cette équation suggère que pour la détermination du NR y_m l'estimation des trois paramètres σ, ξ et ς_u est un préalable. Pour le cas $\xi = 0$, l'Eq. 20 devient :

$$y_m = u + \sigma.ln\left(m.n_y.\varsigma_u\right) \tag{21}$$

Cependant, les événements extrêmes par nature sont rares, et dont sont caractérisés par une faible probabilité d'apparition ς_u, alors les dépassements ou excès (n_u) au-dessus du seuil sélectionné — seuil assez élevé — devraient suivre une distribution de Poisson de paramètre λ (Abild *et al*., 1992). λ étant le nombre moyen d'excès au-dessus du seuil par unité de temps (n_u/M), M étant ici la taille de l'échantillon de départ. Une telle conjecture s'écarte légèrement de celle de Coles (2001), qui suggère plutôt que les excès peuvent être modélisés par une distribution binomiale. En admettant que le processus suivi par les excès est celui de Poisson

et en se référant aux travaux de Palutikof *et al.* (1999), on peut estimer $\varsigma_u \approx \lambda/n_y$. Alors en reformulant les Eqs. 20 et 21 en termes de λ on obtient :

$$y_m = u + \frac{\sigma}{\xi}\left[1 - (\lambda.m)^{-\xi}\right] \quad \text{pour } \xi \neq 0 \tag{22}$$

et,

$$y_m = u + \sigma.ln\,(\lambda.m) \qquad \text{pour } \xi = 0 \tag{23}$$

Ainsi la fonction du log-vraisemblance qui permet d'estimer λ, σ et ξ dans ce dernier cas de figure est donnée par :

$$l(\lambda,\sigma,\xi) = -log\,(\frac{e^{-\lambda\eta}\lambda\eta^{\eta}}{\eta!}) + klog\,\sigma + \left(1 - \frac{1}{\xi}\right)\sum_{i=1}^{k} log\left(1 - \xi\left(\frac{y_i - u}{\sigma}\right)\right) \tag{24}$$

Où η est le nombre de saison de JAS au cours de la période d'étude, qui logiquement correspond au nombre d'années d'investigations. En pratique, la solution du premier terme de cette équation est résolue en utilisant une version tronquée de la distribution de Poisson (Ahrens et Dieter, 1982). Ces dernières formules [Eqs. 22–24] seront utilisées dans le présent travail pour le calcul des NR des précipitations et des sécheresses extrêmes de JAS à travers l'Afrique au Nord de l'Équateur.

2.3.3.5. Calcul de l'intervalle de confiance associé à un NR pour une PR donnée

L'intervalle de confiance (IC) associé au NR y_m peut être calculé à partir d'une approximation normale de l'estimateur de la distribution GP, c'est-à-dire de $\hat{\sigma}$, $\hat{\xi}$ et $\hat{\lambda}$. Plus précisément en utilisant la variance $Var(\,\hat{y}_m)$ du NR y_m, définis par l'équation :

$$\hat{y}_m \pm 1.96\,Var(\,\hat{y}_m) \tag{25}$$

et,

$$Var(y_m) \approx \nabla y_m^T V \nabla y_m \tag{26}$$

V ici est la matrice de variance-covariance et ∇y_m à pour expression :

$$\nabla y_m = \left[\frac{\partial y_m}{\partial \lambda}, \frac{\partial y_m}{\partial \sigma}, \frac{\partial y_m}{\partial \xi}\right] \tag{27}$$

pour $\xi \neq 0$, on obtient :

$$\nabla y_m = \left[\sigma m^{-\xi}\lambda^{-\xi-1}, 1 - (\lambda.m)^{-\xi}, -\left(\sigma.\xi^{-2}\left[1 - (\lambda.m)^{-\xi}\right] + \sigma\xi^{-1}(\lambda m)^{-\xi} ln(\lambda m)\right)\right] \tag{28}$$

et pour $\xi = 0$, l'Eq. 28 devient :

$$\nabla y_m = \left[\frac{\partial y_m}{\partial \lambda}, \frac{\partial y_m}{\partial \sigma}\right], \tag{29}$$

soit,

$$\nabla y_m = [\lambda^{-1}, ln(\lambda.m)] \tag{30}$$

L'équation 25 étant basée sur la normalité asymptotique, elle donnera des IC symétriques autour de la moyenne. Cette méthode s'appelle méthode Delta (Casella and Berger, 2001). Cependant, l'interprétation de cet IC doit être faite avec prudence, en particulier pour les NR correspondant à de longues PR car l'approximation normale peut être moins efficace, c'est-à-dire pourrait conduire à de biais importants. De ce fait, restreindrait la fiabilité et la certitude liées à l'estimation des NR dans le temps — plus la PR est élevée, plus l'incertitude liée à l'estimation de son NR est grande. Cela peut être corrigé en prenant en considérant le profil du log-vraisemblance des NR (Coles, 2001; Gillelande and Katz, 2006). Les auteurs tels que Gillelande et Katz (2006) ont montré, en utilisant les données de températures, que le profil du log-vraisemblance donnait de meilleurs résultats car il prend en compte l'asymétrie des données (les NR et le paramètre de forme ξ). Dans la même veine, comparée à la méthode de calcul d'incertitude de Delta, le profil du log-vraisemblance présente l'avantage d'utiliser davantage d'informations provenant de l'échantillon, en particulier celles fournies par les événements les plus extrêmes dont la PR se situe dans un futur lointain — les PR de 100 ans à titre illustratif. En utilisant cette méthode, il est également possible d'obtenir des estimations d'incertitudes asymétriques, qui sont plus précises et devraient être utilisées dans les situations où il est nécessaire d'obtenir des IC précis (Ceppi *et al.*, 2008).

2.3.3.6. Tests d'ajustement de la distribution GP aux excès

Pour évaluer la qualité d'ajustement entre la distribution GP aux excès de précipitations de JAS au-dessus du seuil u sélectionné, les méthodes graphiques et quantitative seront utilisées. Pour les méthodes graphiques il s'agit des diagnostiques d'ajustement, composés des graphiques de probabilité-probabilité (*probability-probability plot* ou P-P plot), du quantile-quantile (*quantile-quantile plot* ou Q-Q plot) et la fonction de densité de probabilité superposée à l'histogramme des données empirique d'excès au-dessus du seuil (*Density plot* en Anglais) (Gilleland et Katz, 2005); et pour l'analyse quantitative, il s'agit du test de Kolmogorov-Smirnov (K-S) (Chakravarti *et al.*, 1967).

2.3.3.6.1. Tests d'ajustement graphique

2.3.3.6.1. a. P-P plot

Un P-P plot est un graphique de comparaison entre une fonction empirique et la fonction de distribution ajustée de l'Eqs 4 ou 5. La fonction de distribution empirique évaluée dans le $i^{\text{ème}}$ dépassement ordonné au-dessus d'un seuil u, $z_{(1)}, \ldots, z_{(k)}$, est :

$$\underline{H}(z_{(i)}) = i/(m+1) \tag{31}$$

Et la fonction de distribution ajustée au même point est :

$$\widehat{H}(z_{(i)}) = 1 - \left[1 + \frac{\hat{\xi}}{\hat{\sigma}} z_{(i)}\right]^{-\frac{1}{\hat{\xi}}} \tag{32}$$

Pour avoir un bon modèle, il faut que $\underline{H}(z_{(i)}) = \widehat{H}(z_{(i)})$. En pratique, la représentation graphique des points $(\underline{H}(z_{(i)}), \widehat{H}(z_{(i)}))$, $i = 1, \ldots, k$ devrait être proche de la première diagonale. Mais comme les deux fonctions sont liées à l'approche de 1 lorsque les valeurs de z augmentent, le graphique est le moins informatif dans cette région. Le graphique de la section qui suit comblerait cette carence.

2.3.3.6.1.b. Q-Q plot

Il s'agit également d'une comparaison d'une forme empirique pour l'estimation du dépassement et l'inverse de l'Eq. 4 ou 5. Le Q-Q plot est une représentation des points :

$$\left(\widehat{H}^{-1}(i/(k+1)), z_{(i)}\right),\ i = 1, \ldots, k \tag{33}$$

Où

$$\widehat{H}^{-1}(i/(k+1)) = \widehat{H}^{-1}(p) = \frac{\sigma}{\xi}\left[(1-p)^{-\xi} - 1\right] \text{ pour } \xi \neq 0 \tag{34}$$

et,

$$\widehat{H}^{-1}(p) = -\hat{\sigma} ln(1-p) \text{ pour } \xi = 0 \tag{35}$$

Tout écart par rapport à la linéarité indique que la distribution GP a mal ajusté les données empiriques.

2.3.3.6.1.c. Density plot

Ce graphique compare la fonction de densité de probabilité de la distribution ajustée avec l'histogramme des données empiriques (Wilk, 2011). Le modèle est adapté lorsque le tracé de la fonction de densité de probabilité épouse les contours de l'histogramme. Ceci est un

diagnostic qui parfois peut être moins informatif pour le modèle car un histogramme varie considérablement avec le choix des intervalles de regroupement, ce qui rendrait son utilisation difficile et subjective.

Les tests d'ajustement graphique bien que renseignant sur la qualité d'ajustement de la distribution d'intérêt aux données empiriques, ils ont le désavantage d'être subjectifs car ils dépendent d'une interprétation visuelle, par conséquent sont sujets d'erreurs. Pour cette raison, nous avons associé à ces derniers le test non-paramétrique de K-S, qui contrairement aux techniques virtuelles précédentes est une évaluation quantitative et donc, objective.

2.3.3.6.2. Tests d'ajustement quantitatif : le test de K-S

Le test de K-S est un test d'hypothèse utilisé pour déterminer si un échantillon de données d'excès $Z_{1,}\ldots,Z_k$, classé par ordre croissant, est issue d'une fonction de répartition théorique connue. Désignons par $\varphi(z)$ cette fonction connue, qui dans le cadre de la présente investigation correspond à la fonction $H(y)$ de l'Eq. 4 dont les paramètres sont estimés à partir de l'échantillon des excès. Dans ce test on cherche à tester l'hypothèse nulle selon laquelle l'échantillon Z relève de $\varphi(z)$. Soit h_0 : $\varphi(z) = \zeta(z)$ l'hypothèse nulle, et h_1: $\varphi(z) \neq \zeta(z)$ l'hypothèse alternative, où $\zeta(z)$ la fonction de répartition empirique. Le principe du test d'ajustement de K-S consiste simplement à trouver la différence entre les distributions de répartition empirique $\zeta(z)$ et théorique $\varphi(z)$:

$$D_n = sup_z|\varphi(z) - \zeta_n(z)| \tag{36}$$

Où la fonction de répartition empirique $\zeta(z)$ est définie comme $\zeta(z_j) = j/(n+1)$, n la taille des observations au-dessus du seuil u, et D_n la statistique de K-S (cf. tableau de l'Annexe E), correspondant à sa distribution d'échantillonnage (Wilks, 2011). On rejette h_0 au niveau $\alpha \times 100\ \%$ lorsque $D_n > D_\alpha$, D_α étant associé à une valeur de risque α. Cela revient à considérer que la probabilité exacte du test est inférieure au niveau de signification. Par conséquent, le test de K-S a été appliqué pour comparer la qualité de l'ajustement de la distribution GP, avec un niveau de signification de 5 %, soit une p-value de 0.05.

2.3.3.7. Test d'indépendance

La principale hypothèse du modèle POT est que les données de précipitations de JAS au-dessus du seuil soient i.i.d. Ce qui n'est pas très souvent le cas pour les données hydroclimatiques telles les nôtres car elles ont tendance à s'auto-corréler ou à apparaître en groupes, de façon à constituer une suite d'événements consécutifs. Ainsi, il est important de

vérifier l'indépendance mutuelle entre ces données avant de procéder à l'ajustement de la distribution GP aux excès issus de ces données. Tout ajustement qui ne prend pas en compte ce critère conduirait à de biais important aussi bien dans l'estimation des paramètres du modèle candidat que dans le calcul des NR et PR.

Pour tester l'hypothèse de l'indépendance des données des séries temporelles des précipitations de JAS, on utilisera le test non paramétrique des séquences d'adhérence à la distribution normale, appelé runs-tests (Bradley, 1968), qui vérifie si les éléments de la série sont indépendants les uns des autres. Un "run" ou cycle est défini comme une série de données croissantes ou une série de données décroissantes. Le nombre de valeurs croissantes ou décroissantes est la longueur du cycle. Dans un ensemble de données aléatoires ou indépendantes, la probabilité que la $(i+1)^{ème}$valeur soit supérieure ou inférieure à la $i^{ème}$ valeur, suit une distribution binomiale, qui constitue la base du runs-test. Ce test repose sur la statistique z ou z-score qui est une grandeur algébrique définie par :

$$z_i = \frac{y_i - \bar{y}}{s} \tag{37}$$

où y_i est la donnée i, $\bar{y}$ la moyenne arithmétique de la série temporelle $(y_i)_{1 \leq i \leq n}$et s l'écart-type. Dans la présente analyse, le niveau de signification de $\alpha = 5\ \%$ sera adopté pour évaluer la pertinence du test, ce qui correspond à une valeur critique de z égale à $z_\alpha = 1.96$ (valeur critique) à comparer à sa valeur absolue $|z|$ obtenue à l'issue du test. Pour faciliter l'analyse nous nous intéresserons à la valeur *p* ou *p*-value[35] en Anglais. Sur la base de la p-value calculée et de α critique, les hypothèses du runs-test sont construites de la manière suivante :

- H_0, l'ordre des données est aléatoire ou indépendant (hypothèse nulle);
- H_1, hypothèse alternative, c'est-à-dire le rejet de H_0.

On rejette H_0 lorsque p-value $\leq \alpha$ ou encore $|z| \geq z_\alpha$ et on conclut que l'ordre des données n'est pas aléatoire ou indépendant. D'après Sharma *et al*. (1999), la mise en œuvre de cette hypothèse assure la réalisation d'inférences statistiques satisfaisantes à partir de modèles probabilistes des valeurs extrêmes. Le runs test a été utilisé avec succès par Santos *et al*. (2016) à travers l'Amazonie Brésilien, notamment pour évaluer l'indépendance des données régionales du maximum annuel de précipitations journalières et celles des précipitations journalières au-dessus du 99.7 % percentile. Il est important de mentionner que pour les séries temporelles dont

[35] C'est la probabilité pour un modèle statistique donné sous l'hypothèse nulle d'obtenir la même valeur ou une valeur encore plus extrême que celle observée.

les données ont été détectées comme dépendantes à l'issue du test, ces auteurs ont procédé à leur replacement ou redistribution de manière désordonnée ou aléatoire de telle sorte que les maximums journaliers ou annuels ne se produisent pas consécutivement sur un intervalle de temps.

2.3.3.8. Méthode d'analyse des sécheresses extrêmes à partir de l'approche POT

L'un des objectifs de cette thèse est d'analyser l'occurrence des sécheresses extrêmes dans le SOA, c'est-à-dire les extrêmes secs qui correspondent à de faibles valeurs de précipitations de JAS et aux valeurs élevées des fractions d'aires associées. Compte tenu des exigences du modèle POT — ne considère que les données au-dessus d'un seuil — , avant de passer au choix du seuil pour la constitution des séries temporelles POT, la variable correspondante aux données de JAS sera redimensionnée par un facteur de -1 — transformée en valeur négative en multipliant chaque valeur de précipitations de JAS par -1 (Fig. 2.3.3) — , de sorte que les valeurs élevées correspondent à des précipitations extrêmement faibles, c'est-à-dire aux épisodes de sécheresse extrême (Coles, 2001). Ensuite, la sélection du seuil u pour les extrêmes secs sera effectuée et la distribution GP sera ajustée à ces valeurs extrêmement basses dépassant le seuil prédéfini.

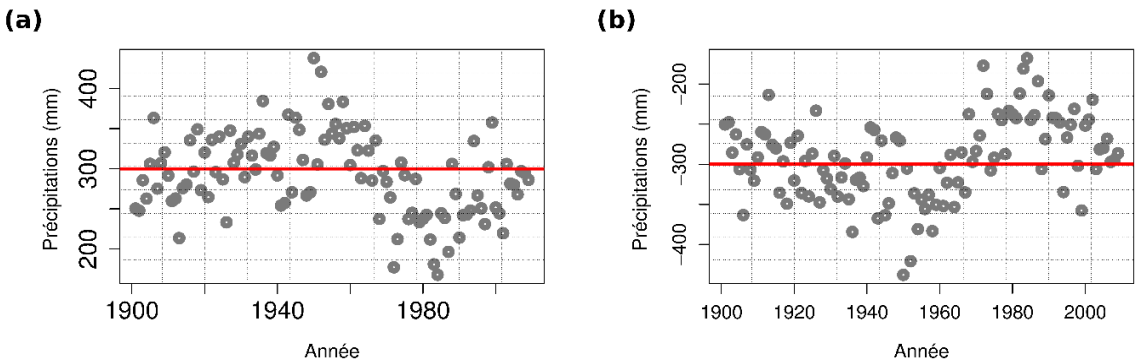

Figure 2.3.3 Illustration de la transformation des données empiriques pour l'application du modèle POT à l'analyse des sécheresses extrêmes. Les données ici sont celles des précipitations de JAS issues du CRU, moyennées sur le Sahel Ouest africain (SOA) (Chamani *et al.*, 2019). **(a)** distribution des données brutes au cours de période 1901–2009, et **(b)** celles des valeurs transformées, obtenues en multipliant les données brutes par -1. Le trait horizontal de couleur rouge représente le seuil — à titre illustratif — pour l'ajustement de la distribution GP.

2.3.4. Méthode d'évaluation de l'influence des MVCGE sur les précipitations extrêmes de JAS

En raison du caractère non-stationnaire des MVCGE (Georgi, 2002; Zhang *et al.*, 2010; Gao *et al.*, 2016; Rodríguez-Fonseca *et al.*, 2016; Brown *et al.*, 2018; Su et Chen, 2019) (Figs. 2.2.3 et 2.2.4), pour étudier leur influence sur les précipitations extrêmes, plus précisément sur

les maximums annuels des précipitations (MAP) de la saison de JAS en Afrique au Nord de l'Équateur, l'application des tests de stationnarité et de tendance est un préalable à la sélection des séries temporelle des MAP adéquates pour l'analyse. Seules les séries temporelles des MAP détectées comme non-stationnaires et ne présentant aucune tendance significative seront sélectionnées pour l'analyse. Par la suite, ceux d'entre eux présentant une corrélation significative avec les indices de la circulation atmosphérique à grande échelle seront utilisés pour la modélisation des extrêmes de précipitations de JAS en Afrique au Nord de l'Équateur (cf. par exemple Gao *et al*., 2016; Su et Chen, 2019). Les NR et les PR des évènements de précipitations extrêmes de JAS sous l'effet de ces modes de variabilité climatique seront estimés à partir de l'ajustement du meilleur modèle non-stationnaire de la distribution GEV, avec ces indices comme covariables à ses paramètres.

2.3.4.1. Tests de stationnarité et de tendance

2.3.4.1.1. Test de stationnarité : le test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

Dans cette étude, le test de stationnarité appliqué est celui de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (Kwiatkowski *et al.*, 1992). La spécificité du test de KPSS est qu'il permet de vérifier directement l'hypothèse nulle (H_0) de la stationnarité d'une série temporelle donnée X_t $(t = 1, \ldots, T)$, contre l'hypothèse alternative (H_1) de non stationnarité de ladite série. D'après Kwiatkowski *et al.* (1992), La série temporelle X_t peut-être décomposée en considérant le modèle de régression suivant :

$$X_t = \beta t + r_t + \varepsilon_t \tag{38}$$

où βt est une tendance déterministe, r_t est une marche aléatoire et ε_t est l'erreur à t stationnaire. Ici, la marche aléatoire r_t est définie par :

$$r_t = r_{t-1} + u_t \tag{39}$$

Où u_t est i.i.d suivant une loi normale de moyenne 0 et de variance σ_u^2 définie analytiquement par :

$$N(0, \sigma_u^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2\sigma_u^2}} \tag{40}$$

avec σ_u^2 ayant comme expression :

$$\sigma_u^2 = \frac{\sum_{i=1}^{i=T} (u - \underline{u})^2}{T-1} \tag{41}$$

Le KPSS test est construit sur deux cas de figures :

- Premier cas de figure : si X_t est stationnaire autour d'une tendance déterministe, l'hypothèse nulle H_0 est $\sigma_u^2 = 0$ alors que l'hypothèse alternative H_1 est $\sigma_u^2 > 0$.
- Deuxième cas de figure : si X_t est stationnaire autour d'un niveau donné, l'hypothèse nulle H_0 est $\beta t = 0$ alors que l'hypothèse alternative H_1 est $\beta t \neq 0$.

L'Hypothèse nulle (H_0) ne sera acceptée que si la valeur-p > 0.05; 0.05 étant ici le niveau critique du test. Dans le présent travail, le test de stationnarité de KPSS sera appliqué suivant le deuxième cas de figure, et sera implémenté en utilisant le package « tseries » (Trapletti and Hornik, 2018) de l'environnement R (R Core Team, 2017).

2.3.4.1.2. Test de tendance : le test de Mann-Kendall

Le test de Mann-Kendall (MK) (Shadmani *et al.*, 2012) est utilisé pour détecter les tendances monotones dans les séries temporelles des MAP. Contrairement au test paramétrique tel que celui du coefficient corrélation de Pearson (Kendall, 1938; Mann, 1945), le test de MK est non-paramétrique et moins sensible aux valeurs aberrantes. Dans le test de MK on suppose qu'une série temporelle x_i obéit au modèle :

$$x_i = f(t_i) + \varepsilon_i \tag{42}$$

Où $f(t_i)$ est une fonction monotone croissante ou décroissante continue du temps et les résidus ε_i peuvent être supposés provenir de la même distribution avec une moyenne nulle. Par conséquent, la variance de la distribution est supposée constante dans le temps. Alors, il s'agira de tester l'hypothèse nulle (H_0) qui indique que les données x_i suivraient un processus aléatoire, c'est-à-dire qu'il n'y a pas de tendance dans la série temporelle, contre l'hypothèse alternative (H_1), synonyme de la présence de tendances dans la série temporelle — monotonie de type croissante ou décroissante.

La statistique du test de MK est calculée par la formule :

$$S = \sum_{k=1}^{N-1} \sum_{j=k+1}^{N} signe(x_j - x_k) \tag{43}$$

où la fonction $signe\ (.)$ est définie par :

$$signe(x_j - x_k) = \begin{cases} 1 & si\ x_j - x_k > 0 \\ 0 & si\ x_j - x_k = 0 \\ -1 & si\ x_j - x_k < 0 \end{cases} \tag{44}$$

En pratique on utilise généralement la statistique normalisée :

$$S_{norm} = \begin{cases} (S-1)/\sigma_s & si\ S > 0 \\ 0 & si\ S = 0 \\ (S+1)/\sigma_s & si\ S < 0 \end{cases} \quad (45)$$

$$\sigma_s = \sqrt{\frac{N(N-1)(2N+5)}{18}} \quad (46)$$

Si S>0 (respectivement S<0) la série temporelle x_i a tendance à croître (respectivement décroître) au cours du temps. Pour des données de grande taille, S_{norm} est approximativement distribuée suivant une loi normale $N(0,1)$[36] de sorte que l'on rejette H_1 si :

$$|S_{norm}| > z_{1-\alpha/2}, \quad (47)$$

où $z_{1-\alpha/2}$ est le quantile d'ordre $1-\alpha/2$ d'une loi $N(0,1)$. L'implémentation du test de MK dans la présente analyse se fera via la boîte à outil « Kendall » (McLeod, 2011) de l'environnement R.

2.3.4.2. Analyse des corrélations

2.3.4.2.1. Calcul de l'indice des MAP de JAS

Dans le but d'homogénéiser les données de JAS des MAP (mm.mois^{-1}) à celles des indices des MVCGE (sans dimension), l'indice des MAP a été calculé pour une série temporelle donnée en se référant aux travaux de Lamb (1982), et suivant la l'expression :

$$I_{MAP_i} = \frac{MAP_i - \overline{MAP}}{\sigma_{MAP}},\ i \in \{1, \ldots, n\} \quad (48)$$

et,

$$\sigma_{MAP} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(MAP_i - \overline{MAP})^2}{n-1}} \quad (49)$$

où $\overline{MAP}$ est la moyenne des MAP sur la période d'étude et σ_{MAP} l'écart-type. Cette procédure est un préalable à la comparaison de deux variables dont les dimensions diffèrent aussi bien qualitativement que quantitativement.

[36] Soit Y une variable aléatoire continue et définie sur $]-\infty, +\infty[$. On dit d'elle qu'elle suit une loi normale centrée et réduite ou encore dite loi normale standard notée $N(0,1)$, lorsque sa fonction de densité de probabilité a pour forme : $f(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}}$, avec une moyenne nulle et une écart-type égale à l'unité.

2.3.4.2.2. Test de corrélation de Spearman

La dépendance statistique entre les séries temporelles des MAP — indice normalisé des MAP, cf. Sect. 2.3.3.2.1 — et les indices des MVCGE (NINO3.4I, NAOI, PDOI et AMOI) est évaluée en utilisant la méthode du rang de corrélation de Spearman. Connu comme étant l'équivalent non-paramétrique de la corrélation de Pearson, la méthode du rang de corrélation de Spearman est une technique statistique simple, utilisée pour tester l'existence d'une tendance non-linéaire entre deux variables (Yue *et al.*, 2002).

Soit deux séries temporelles de X_t et Y_t de taille n, x_i et y_i étant les rangs correspondants. La différence entre les rangs est calculée comme :

$$d_i = x_i - y_i \tag{51}$$

Alors, le rang du coefficient de corrélation ρ ou encore le test statistique ρ de Spearman est calculé à partir de la formule :

$$\rho = 1 - \frac{6\sum_{i=1}^{n} d_i^2}{n(n^2-1)} \tag{52}$$

Une valeur positive de ρ correspond à une tendance monotone croissante entre les variable X et Y, tandis qu'une valeur négative ρ négative correspond à une tendance monotone décroissante. L'absence de dépendance entre ces variables est admise pour $\rho = 0$. Ainsi le test d'hypothèse de Spearman est construit de la manière suivante :

H_0 : $\rho = 0$, les deux variables X et Y indépendantes et identiquement distribuées;

H_1 : $\rho \neq 0$, les deux variables X et Y sont liées : $\rho \neq 0$.

Le test statistique standardisé Z à pour expression :

$$Z_{n-2} = \rho\sqrt{\frac{n-2}{1-\rho^2}} \tag{53}$$

Lorsque $Z > t_{(n-2,1-\alpha/2)}$, l'hypothèse nulle est rejetée et une tendance significative existe entre les deux séries temporelles. $Z > t_{(n-2,1-\alpha/2)}$ est la valeur critique de t de la table du t-Student, pour un niveau significatif de 5 %. Dans cette étude, le test de corrélation de Spearman sera calculé en utilisant paquet "stats" (R Core Team, 2017) dans l'environnement R.

2.3.4.3. Modèle non-stationnaire de la méthode BM : utilisation des indices des MVCG comme covariables variants dans le temps dans la distribution GEV

2.3.4.3.1. Introduction à la méthode BM

La méthode BM est la première procédure d'échantillonnage des valeurs extrêmes de l'EVT (Coles, 2001; Naveau *et al.*, 2005; Santos *et al.*, 2016; Lazoglou, 2018). Dans cette étude, la méthode BM sera appliquée aux extrêmes saisonniers issus des séries temporelles des moyennes mensuelles de précipitations. Pour un échantillon de précipitations mensuelles de taille m dont les données $\{X_i\}_{1\leq i\leq m}$ sont supposées i.i.d ou encore faiblement dépendantes, le BM consiste à définir des intervalles de temps réguliers ou blocs (exemple : la saison, l'année, etc.), de taille n $(n < m)$, constitués de données $\{X_j\}_{1\leq j\leq n}$. On désigne alors par M_k, le maximum de chaque bloc k défini par :

$$M_k = max\left[\left(\{X_j\}_{1\leq j\leq n}^{k}\right)_{1\leq k\leq (m/n)}\right], \tag{54}$$

Où k , n et m/n sont des entiers naturels, m/n faisant référence ici au nombre de blocs. Comme les données $\{X_i\}_{1\leq i\leq m}$ sont supposées i.i.d alors les maximums par bloc $\{M_k\}_{1\leq k\leq (n/m)}$ forment un échantillon de maxima i.i.d. La Fig. 2.3.4 illustre la modèle BM. Il est clair que le passage $\{X_i\}_{1\leq i\leq m}$ à $\{M_k\}_{1\leq k\leq (m/n)}$ diminue considérablement la taille de l'échantillon de départ, ce qui rend critique le choix de la taille des blocs de temps.

Comme il a été mentionné plus-haut, $\{X_i\}_{1\leq i\leq m}$ représente la série temporelle des précipitations mensuelles. On choisira $\{M_k\}_{1\leq k\leq (n/m)}$ comme les MAP de la JAS. Désignons par F la fonction de distribution commune aux variables aléatoires $\{X_i\}_{1\leq i\leq m}$. Pour décrire le comportement asymptotique M_k, Fisher et Tippett (1928) ont montré qu'il existe une famille de lois possibles permettant de décrire le comportement de $\{M_k\}_{1\leq k\leq (n/m)}$.

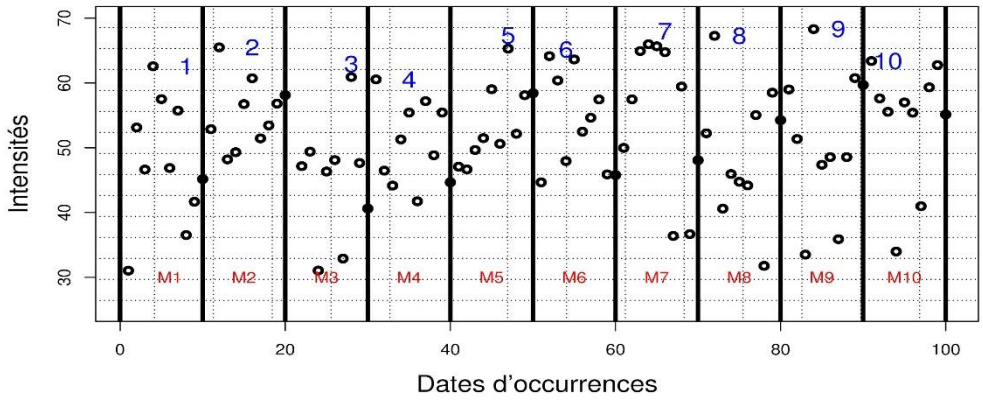

Figure 2.3.4 Approche des maxima par blocs (*block maxima* ou BM). Les cercles creux indiquent les valeurs empiriques de l'échantillon de taille m . Les traits verticaux et gras, de couleur noire représentent l'intervalle entre les blocs, désignés ici par $M_k(1 \leq k \leq 10)$. Les chiffres de couleur bleue associés à certaines valeurs empiriques de l'échantillon désignent les maximums de chaque bloc de temps (M_k) décrit dans la Sect. 2.3.3.4.1.

En posant $M_n = max\{X_i\}_{1 \leq i \leq n}$comme étant le maximum de n observations i.i.d ayant comme fonction de distribution commune F. La fonction de distribution de M_n vérifie :

$$Pr(M_n \leq z) = Pr(X_1 \leq z, \ldots, X_n \leq z)$$

$$= \prod_{i=1}^{n} Pr(X_i \leq z)$$

$$= (F(z))^n \tag{55}$$

Pour déduire sur la convergence asymptotique de $F(z)$ lorsque n est grand, nous allons énoncer le théorème de Fisher-Tippett (Fisher and Tippett, 1928). Ce théorème stipule que s'il existe une suite de constantes $\{a_n > 0\}$ et $\{b_n\}$ permettant de normaliser à nouveau M_n, c'est-à-dire :

$$M_n^* = \frac{M_n - b_n}{a_n}, \tag{56}$$

et G une fonction non dégénérée définie par:

$$\lim_{n \to \infty} Pr(M_n^* \leq z) = \lim_{n \to \infty} \{F(a_n \times z + b_n)\}^n \to G(z) \tag{57}$$

D'après l'EVT, G appartient à l'une des trois familles de lois extrêmes (cf. Annexe A) regroupées en une seule loi paramétrique (Coles, 2001). Il s'agit de la distribution de GEV, et sa fonction répartition est :

$$G(z; \mu, \sigma, \xi) = exp\left\{-\left[1 + \xi\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)\right]^{-\frac{1}{\xi}}\right\} \tag{58}$$

avec $\xi \neq 0$ et $1 + \xi\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)$>0. Les paramètres μ, σet ξ sont respectivement les paramètres de position, d'échelle et de forme. Si $\xi = 0$ alors l'Eq. 58 devient :

$$G(z;\mu,\sigma) = exp\left\{-exp\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)\right\} \quad (59)$$

En général, le paramètre de position μ détermine où la distribution se concentre et le paramètre d'échelle σ informe sur la variabilité et la largeur — étendue et rétrécie autour de la moyenne — de la distribution. Le paramètre de forme ξ de part son signe, renseigne sur le type de distribution de la famille GEV. Ainsi, $\xi < 0$, $\xi = 0$, et $\xi > 0$ correspondent respectivement à une distribution de Weibull, Gumbel et Fréchet (cf. Annexe A). Au niveau de leur queue, chacune de ces distributions a des formes distinctes (Fig. 2.3.5). Il est important de rappeler que la forme de la queue d'une distribution de probabilité informe sur la vitesse avec laquelle la probabilité des valeurs élevées décroit. La distribution de Weibull est à queue bornée — définie sur $]-\infty, \mu - \frac{\sigma}{\xi}]$ — , ce qui signifie qu'il existe une valeur finie que le maximum ne peut pas dépasser. La distribution de Gumbel (Eq. 59), dite à queue légère qui n'est pas bornée — définie sur $]-\infty, +\infty[$. Une telle queue de distribution indique que, bien que le maximum puisse prendre des valeurs infiniment élevées, la probabilité d'obtenir de tels niveaux devient petite de manière exponentielle. La distribution de Fréchet est une distribution à queue lourde — définie sur $]\mu - \frac{\sigma}{\xi}, +\infty[$ — , qui diminue de manière polynomiale de sorte que des valeurs plus élevées du maximum sont obtenues avec une probabilité plus grande que celles que l'on obtiendrait avec une queue plus légère (Fig. 2.3.5). Comme dans le cas de la distribution de GP et pour des raisons évoquées dans la Sect. 2.3.3.4, l'estimation des paramètres de la distribution GEV non-stationnaire a également été faite en utilisant la méthode du MLE (Smith, 1985). Une description assez succincte de ladite méthode est présentée à l'Annexe B du présent document.

L'un des principaux défauts du BM est la possibilité d'une perte d'informations liée à la prise en compte d'une seule valeur par bloc ou encore par saison ou année (maximums saisonniers/annuels). Ce qui en fait pourrait masquer les informations sur d'autres événements extrêmes survenus dans le même intervalle de temps, et de ce fait amoindrirait l'analyse. De même, le choix de blocs de temps de grande taille pourrait conduire non seulement à une mauvaise analyse du phénomène, mais aussi à une forte variance dans l'estimation des paramètres du modèle. Et donc, à un grand biais dans l'estimation des PR et des NR. Il est à noter qu'à l'opposé du choix des blocs de grande taille, ceux de petite taille conduiraient à un biais lors de l'ajustement de la distribution de GEV aux données (Coles, 2001).

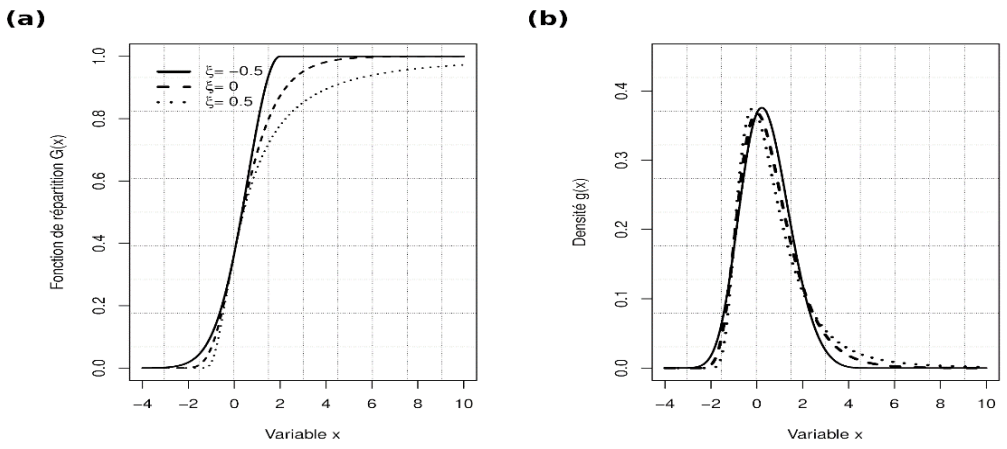

Figure 2.3.5 Allures des fonctions **(a)** de répartitions et **(b)** de densités de probabilité des trois types de distributions des valeurs extrêmes généralisées (*generalized extreme value* ou GEV) — Weibull ($\xi < 0$), Gumbel ($\xi = 0$) et Fréchet ($\xi > 0$). Ces distributions ont été tracées pour des valeurs de μ et σ fixes, c'est-à-dire 0 et 1, respectivement.

2.3.4.3.2. Modèle non-stationnaire des BM

Les paramètres de la distribution de GEV introduits ci-dessus sont constants au cours du temps ce qui correspond à un modèle stationnaire du BM, tandis que les paramètres variants dans le temps de ladite distribution correspondent au modèle non-stationnaire du BM (Coles, 2001, Katz *et al.*, 2002, Raggad, 2018). Dans le présent travail, la non-stationnarité est introduite en exprimant un ou plusieurs paramètres de la distribution GEV en fonction de quatre indices des MVCGE (cf. Sect. 2.2.2). Seules les séries temporelles des MAP non-stationnaires avec des tendances non significatives et significativement corrélées avec les indices MVCGE seront utilisées pour modéliser l'influence desdits modes sur l'occurrence des précipitations extrêmes de JAS en Afrique au Nord de l'Équateur. En d'autres termes, le modèle non-stationnaire de GEV avec les indices des MVCGE comme covariables variants dans le temps sera ajusté aux séries temporelles des MAP. En se référant aux travaux de Gao et Zheng (2018) et ceux de Su et Chen (2019), la fonction de répartition de la distribution non-stationnaire GEV notée ici GEV_{ns} a presque la même forme que celle stationnaire (Eq. 58) et a pour formule :

$$GEV_{ns}(y) = exp\left\{-\left[1 + \xi_z\left(\frac{y-\mu_z}{\sigma_z}\right)\right]^{-\frac{1}{\xi_z}}\right\} \quad (60)$$

Où μ_z, σ_z et $\xi_z$ont pour expression :

$$\mu_z = \mu_0 + \sum_{i=1}^{n} \mu_i z_i \,, \quad (61)$$

$$\sigma_z = exp(\sigma_0 + \sum_{i=1}^{n} \sigma_i z_i) \quad (62)$$

$$\xi_z = \xi_0 + \sum_{i=1}^{n} \xi_i z_i \,, \tag{63}$$

où z_i est le i^{ème} indice de l'un des MVCGE et n le nombre d'indice des MVCGE. μ_i, σ_i et ξ_i sont les coefficients du modèle linéaire qui devront être estimés. Bien que l'équation ci-dessus a été développée sur la base de celle proposée par Gao and Zheng (2018), elle diffère de cette dernière par son paramètre de forme ($\xi = \xi_z$). En effet, dans le présent travail, en plus de faire dépendre les paramètres de position (μ_z) et d'échelle (σ_z) des indices des MVCGE, nous avons également exprimé $\xi_z$comme fonction des indices des MVCGE. Le présent modèle est adapté pour notre étude en ce sens qu'il sera appliqué aux données de grande taille (Chen *et al*., 2014). En hydrologie comme dans les études sur climat, les auteurs tels que Begueria *et al*. (2011) et Mendez *et al.* (2006) ont appliqué avec succès ce type de modèle, respectivement au nord-est de l'Espagne et à San Francisco en Amérique du nord. Comme dans le modèle stationnaire, les paramètres μ_z, σ_z et $\xi_z$du modèle non-stationnaire seront estimés en utilisant la méthode du MLE (Katz *et al*., 2002). La raison de ce choix parmi d'autres méthodes telle que celle du L-Moments (Hosking, 1990) réside sur son applicabilité universelle, c'est-à-dire même lorsqu'il y a présence de covariables dans les données non-stationnaires.

2.3.4.3.3. Méthode du maximum de vraisemblance pour un processus de GEV non-stationnaire

Considérons m observations $\{M_j\}_{1 \le j \le m}$ de maximums annuels et θ le modèle des paramètres, c'est-à-dire le vecteur complet des k paramètres régressés. La fonction de vraisemblance L des paramètres μ_z, σ_z et $\xi_z$est donnée par :

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^{m} f(M_j;\theta) \tag{64}$$

Où $f(M_j;\theta)$ est la fonction de densité de probabilité de la distribution GEV$_{ns}$, qui est obtenue en différenciant l'Eq. 60 par rapport à y, soit :

$$f(M_j;\theta) = f(M_j;\ \mu_z, \sigma_z, \xi_z)$$

$$= \left(\frac{dGEV_{ns}(y)}{dy}\right)_{y=M}$$

$$= \left\{\frac{1}{\sigma_z}\left[1+\xi_z\left(\frac{y-\mu_z}{\sigma_z}\right)\right]^{-\left(1+\frac{1}{\xi_z}\right)} exp\left\{-\left[1+\xi_z\left(\frac{y-\mu_z}{\sigma_z}\right)\right]^{\frac{-1}{\xi_z}}\right\}\right\}_{y=M} \tag{65}$$

Par commodité, nous adoptons généralement la forme logarithmique de l'Eq. 64 encore appelée log de vraisemblance :

$$l(\theta) = log\ L(\theta)$$

$$= \sum_{j=1}^{m} log\ f(M_j;\theta)$$

$$= \sum_{j=1}^{m} log\frac{1}{\sigma_z} - \left(1+\frac{1}{\xi_z}\right)\sum_{j=1}^{m} log\left(1+\xi_z(\frac{M_j-\mu_z}{\sigma_z})\right) - \sum_{j=1}^{m}\left[1+\xi_z\left(\frac{M_j-\mu_z}{\sigma_z}\right)\right]^{\frac{-1}{\xi_z}}$$

Soit,

$$l(\theta) = -\sum_{j=1}^{m}\left\{log\sigma_z + \left(1+\frac{1}{\xi_z}\right)log\left(1+\xi_z(\frac{M_j-\mu_z}{\sigma_z})\right) + \left[1+\xi_z\left(\frac{M_j-\mu_z}{\sigma_z}\right)\right]^{\frac{-1}{\xi_z}}\right\} \quad (66)$$

Où $\sigma_z > 0$ et $\xi_z.(M_j - \mu_z)/\sigma_z > 0$ pour $i = 1,\ldots,m$, $\xi_z \neq 0$

Pour toute valeur de ξ_z égale à zéro, il est nécessaire d'utiliser la forme limite appropriée, en remplaçant la distribution de GEV_{ns} par Gumbel [Eq. 60 pour ξ_z = 0]. Alors, la fonction log-vraisemblance de l'Eq. 65, devient :

$$l(\theta) = -\sum_{j=1}^{m}\left\{log\sigma_z + \frac{M_j-\mu_z}{\sigma_z} + exp\left[-\left(\frac{M_j-\mu_z}{\sigma_z}\right)\right]\right\} \quad (67)$$

L'estimation des paramètres par cette méthode implique la maximisation de l'Eq. 66 et/ou l'Eq. 67 par rapport aux paramètres θ du modèle GEV_{ns}. La maximisation dans cette étude a été réalisée en utilisant l'algorithme itératif de Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno (BFGS) implémenté dans la fonction d'option "optim" dans R. L'erreur standard associée à l'estimation de chacun de ces paramètres est faite en utilisant la méthode Delta (Casella and Berger, 2002).

2.3.4.3.4. Sélection du meilleur modèle non-stationnaire : la déviance statistique

Dans la littérature il existe une variété d'approches pour identifier le meilleur modèle parmi un ensemble de modèles candidats. Il y a celles construites sur les critères d'information et celle basée sur un test statistique. Pour les premières approches, on peut citer le Bayesian Information Criterion (BIC; Katz *et al.*, 2005), l'Alkaika Information Criterion (AIC; Burnham and Anderson, 2002) et l'Hannan-Quinn Information Criterion (HIC; Grasa, 1998). Elles sont basées sur le MLE associé à chaque modèle candidat, mais est fonction de l'accent mis sur le nombre de paramètres à estimer et de la taille de l'échantillon. La seconde approche est la déviance statistique notée D, basée sur le test de rapport de vraisemblance (*likelihood-ratio test* ou LRT) (Wald, 1943). A l'opposé des approches basées sur les critères d'information, on peut associer un niveau de significativité au résultat issu de l'application du test statistique à D.

Dans cette étude nous utiliserons D car elle est appropriée pour comparer les modèles imbriqués ajustés aux données empiriques par le MLE. Il est important de noter que nous utilisons D pour déterminer si le meilleur modèle pour décrire les données sous-jacentes est le modèle stationnaire (M_0) ou non stationnaire (M_1). Le LRT sur lequel s'appuie D permet de comparer la qualité d'ajustement des deux modèles M_0 et M_1 issus de la même distribution de probabilité — la distribution GEV — , mais différents par l'expression de leurs paramètres, de telle sorte que le modèle M_0 est un sous ensemble du modèle M_1 plus complexe du point de vue de son formalisme mathématique ($M_0 \subset M_1$). Le modèle M_0 (respectivement le modèle M_1) est construit avec le temps ou encore d'autres facteurs climatiques ou environnementaux comme covariables. Le LRT peut permettre de d'identifier l'ensemble des modèles paramétriques qui conduiraient à une meilleure performance des distributions GEV et GP.

Supposons $M_0(\theta_0)$ un modèle de base imbriqué dans un $M_1(\theta_1)$, et L_0 (respectivement L_1) la valeur négative du log-vraisemblance (negative log-likelihood value) pour M_0 (respectivement M_1) — on considérera que $M_0(\theta_0)$ est le modèle stationnaire de GEV de paramètres et $M_1(\theta_1)$ est son modèle non-stationnaire de paramètre tel que $M_0(\theta_0) \subset M_1(\theta_1)$ — , la déviance statistique D est donnée par :

$$D = 2\{L_1(M_1) - L_0(M_0)\} \tag{68}$$

Une valeur élevée de D indique que le modèle M_1 est plus approprié pour représenter les données empiriques que le modèle M_0. Pour un échantillon de taille suffisamment grand, D suit approximativement une distribution de χ^2_ν à υ degré de liberté, où υ est un nombre entier défini par :

$$\nu = nom(\theta_1) - nom(\theta_0) \tag{69}$$

Où $mon(\theta_i)$ désigne le nombre de composantes du vecteur paramètre $\theta_i(\mu(z),\ \sigma(z), \xi(z))$ $\theta_i(\mu(z), \sigma(z), \xi(z))$ ou encore le nombre de degré de liberté du modèle M_i. Le LRT est construit sur D, notamment sur D_α ($\alpha = 0{,}05$) qui est le $1 - \alpha$ quantile de la distribution du χ^2_ν au niveau de significativité α. En générale ce test d'hypothèse considère $M_0(\theta_0)$ comme l'hypothèse nulle (H_0) et $M_1(\theta_1)$ comme hypothèse alternative (H_1). On rejette H_0 si $D > D_\alpha$. Comme autre forme de prise de décision pour le présent test d'hypothèse, p est la valeur de la probabilité (valeur-p), qui s'exprime comme :

$$p = 1 - Pr(\chi^2_\nu \leq D) \tag{70}$$

H_0 est acceptée lorsque la valeur-*p* est supérieure à l'IC, ce qui correspond au rejet de H_1. Pour inférer sur les paramètres des distributions GEV et GP, et l'évaluation du niveau de significativité des relations entre les paramètres et les covariables (indices des MVCGE) nous avons utilisé les fonctions du paquet ¨extRemes¨ (Gilleland and Katz, 2016) de l'environnement R.

2.3.4.3.5. Diagnostique d'ajustement du modèle non-stationnaire sélectionné aux MAP

Pour vérifier si la distribution GEV (stationnaire ou non-stationnaire) est capable de représenter les données de précipitations extrêmes de la saison de JAS en Afrique au Nord de l'Équateur, deux tests d'ajustement seront mis à contribution. L'un est qualitatif ou graphique (le P-P plot, cf. Annexe C) et l'autre est quantitatif — le test de K-S (cf. Sect. 2.3.3.6.2). Dans un premier temps, les deux approches seront appliquées en considérant le modèle GEV stationnaire, ceci dans le but de questionner l'adéquation de ce modèle aux MAP de JAS dans la région étudiée. En d'autres termes, il sera question de vérifier si la distribution de GEV offre un ajustement raisonnable aux MAP observés, même lorsque les covariables ne sont pas prises en compte. Dans un deuxième temps, ils seront appliqués en considérant l'effet des covariables — indices des MVCGE.

Dans le cas du modèle stationnaire, les procédures et la formulation analytique de ces approches sont celles présentées dans la Sect. 2.3.3.6 car elle exige que les données soient i.i.d. Cependant, lorsque les données ne respectent plus cette condition, il est nécessaire de normaliser les données en fonction des valeurs des paramètres ajustés (Coles, 2001). En considérant que :

$$Y_z \sim GEV[\hat{\mu}_z, \hat{\sigma}_z, \hat{\xi}_z], \tag{71}$$

On peut définir les variables normalisées $\underline{Y_z}$ comme :

$$\underline{Y_z} = \frac{1}{\hat{\xi}_z} log\left[1 + \hat{\xi}_z\left(\frac{Y_z - \hat{\mu}_z}{\hat{\sigma}_z}\right)\right] \tag{72}$$

Où $\hat{\mu}_z$, $\hat{\sigma}_z$ et $\hat{\xi}_z$ sont les estimations par la méthode du MLE des paramètres μ_z, σ_z et $\xi_z$de la distribution de GEV correspondante à la covariable de valeur z. Conditionnellement à ces estimations, $\underline{Y_z}$ suit la distribution standard de Gumbel dont la fonction de répartition est donnée par :

$$Pr\{\underline{Y_z} \leq y\} = exp\{-exp(-y)\} \tag{73}$$

Les valeurs calculées des variables $\underline{Y_z}$ à partir de l'Eq. 72 seront utilisées pour l'application du test de K-S et la production du P-P plot. En ce qui concerne le P-P plot, si $y_{(1)}, \dots, y_{(m)}$ sont les échantillons correspondants des statistiques d'ordre, les tracés de points (par exemple, empirique en fonction du modèle) pour le graphe du P-P plot sont donnés par :

$$\left\{\frac{i}{(m+1)}, exp[-exp(-\underline{y}_{(i)})]\right\} \tag{74}$$

Si le modèle estimé est adéquat, les deux tracés de probabilité doivent être constitués de points près de la diagonale unité ou encore la première bissectrice.

2.3.4.3.6. Périodes de retour et niveaux de retour non-stationnaire — sous l'effet des MVCGE

Une fois le meilleur modèle M_i identifié après l'application du LRT et sa qualité d'ajustement évaluer en utilisant à la fois le P-P plot et le test K-S, pour chaque série temporelle des MAP de JAS sélectionnée à l'issue des tests de KPSS, de MK et de corrélation de Spearman, il est facile de déduire le NR_τ associé à une PR τ donnée — NR_τ est le niveau de précipitations susceptible d'être dépassé en moyenne une fois tous les τ années (Coles, 2001). Il suffit de substituer dans l'Eq. 60 les paramètres μ_z, σ_z et ξ_z par leurs estimations $\hat{\mu}_z$, $\hat{\sigma}_z$ et $\hat{\xi}_z$ de la méthode du MLE. Ensuite, poser :

$$1 - \frac{1}{\tau} = GEV_{ns}(y_\tau(z)), \tag{75}$$

C'est-à-dire :

$$1 - \frac{1}{\tau} = exp\left\{-\left[1 + \xi_z\left(\frac{y_\tau - \mu_z}{\sigma_z}\right)\right]^{-\frac{1}{\xi_z}}\right\}, \tag{76}$$

En exprimant $y_\tau(z)$ en fonction de τ, on à la relation équation :

$$y_\tau(z) = \hat{\mu}_z + \frac{\hat{\sigma}_z}{\hat{\xi}_z}\left\{1 - \left[-log\left(1 - \frac{1}{\tau}\right)\right]^{-\hat{\xi}_z}\right\}, \tag{77}$$

Où $y_\tau$est le NR qui correspond à une PR de τ année. De cette équation seront également déduites les PR des extrêmes les plus sévères de la période 1901–2014. L'IC associé à une estimation de $y_\tau(z)$ est calculé à partir de la méthode Delta suivant l'équation :

$$\hat{y}_\tau(z) \pm 1.96\sqrt{var(\hat{y}_\tau(z))}, \tag{78}$$

où

$$var(\hat{y}_\tau(z) \approx \nabla {y_\tau}^T V \nabla y_\tau \tag{79}$$

et V la matrice de variance covariable de $(\hat{\mu}_z, \hat{\sigma}_z, \hat{\xi}_z)^{\mathrm{T}}$. Cette équation est d'une normalité asymptotique et donc, conduira à des ICs symétriques autour de la moyenne.

Dans le présent travail nous calculerons les NR associés aux PR de 5, 10, 25, 50 et 100 ans sous l'effet des indices des MVCGE significativement corrélés aux MAP. Pour évaluer l'influence de ces indices sur NR, nous allons calculer la différence entre les NR de 50 ans estimés à partir du ou des modèle(s) non-stationnaire(s) de GEV avec les indices des MVCGE comme covariables et ceux estimés en considérant le modèle stationnaire de GEV. Les NR non-stationnaires ont cette particularité d'être dépendant de chaque observation pour une PR donnée. C'est ainsi que pour un échantillon de taille n, une PR de m-années en context d'un processus non-stationnaire donnera n valeur de NR, ceci contrairement au processus stationnaire, qui lui conduirait à une seule valeur de NR pour les m-années de PR. Alors la différence mentionnée plus-haut sera faite en considérant les années ayant été détectées comme les plus sévères de la période 1901–2014.

Chapitre 3
Résultats et discussions

Compte tenu du partitionnement de notre domaine d'étude exposé à la Sect. 2.3.1 et des deux derniers objectifs de la présente thèse, ce chapitre sera subdivisé en cinq sections :

- l'étude de l'occurrence des précipitations extrêmes de la saison JAS dans les principales zones climatiques en Afrique au Nord de l'Équateur;
- l'évaluation de l'effet des différents MVCGE sur l'occurrence des extrêmes de précipitations de JAS en Afrique au Nord de l'Équateur, notamment leurs impacts sur les NR;
- l'estimation des PR et des NR des précipitations extrêmes de JAS dans les principales zones climatiques du Sahel;
- la détermination et la spatialisation des NR des précipitations extrêmes de JAS en Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur;
- l'analyse des PR et des NR des sécheresses extrêmes de la saison de JAS dans le SOA.

3.1. Etude de l'occurrence des précipitations extrêmes dans les principales zones climatiques en Afrique au Nord de l'Équateur

Dans cette section, il sera question de la modélisation des précipitations extrêmes de JAS dans les principales zones climatiques en Afrique au Nord de l'Équateur, notamment l'estimation de leurs NR et PR en contexte de climat inchangé — utilisation d'un modèle POT stationnaire. Les zones climatiques utilisées dans le présent travail sont celles déterminées par Djomou *et al.* (2015). Dans le but de rechercher une cohérence spatiale dans la répartition des précipitations en Afrique au Nord de l'Équateur, ces auteurs ont appliqué la technique de la classification hiérarchique ascendante (cf. Annexe F), suivant le critère de Wards aux anomalies de précipitations de JAS sur la période 1961–2000. Ils ont identifié quatre zones climatiques : aride (Z1), semi-aride (Z2), tropicale humide ou côtière dite guinéenne (Z3) et équatoriale humide (Z4) au-dessus de l'Équateur géographique (Fig. 3.1.1). Les NR et les PR seront déduits de l'ajustement de la distribution GP de l'EVT aux excès au-dessus d'un seuil sélectionné de l'échantillon du cumul de précipitations de JAS, obtenue en moyennant spatialement les

précipitations dans chaque zone. En plus de l'objectif évoqué ci-dessus, il sera question d'examiner l'évolution par zone des NR des extrêmes de précipitations de JAS pour des PR données compte tenu du fort signal climatique dont a été l'objet cette partie du monde autour des années 1970 (Chamani *et al.*, 2019). Dans cette section, nous caractériserons tout d'abord de manière statistique la distribution des précipitations de la saison de JAS à travers chaque zone, ensuite nous passerons aux tests d'indépendance des données régionaux — séries synthétisées par zone climatique — et à la sélection des seuils individuels, suivie des tests d'ajustement de la meilleure distribution GP aux excès au-dessus desdits seuils. La suite de l'analyse portera sur l'estimation des NR et des PR des précipitations dans chaque zone climatique, ainsi que leur évolution au cours de la période 1901–2014. Nous terminerons par un résumé bref à l'issu duquel sera associé une conclusion.

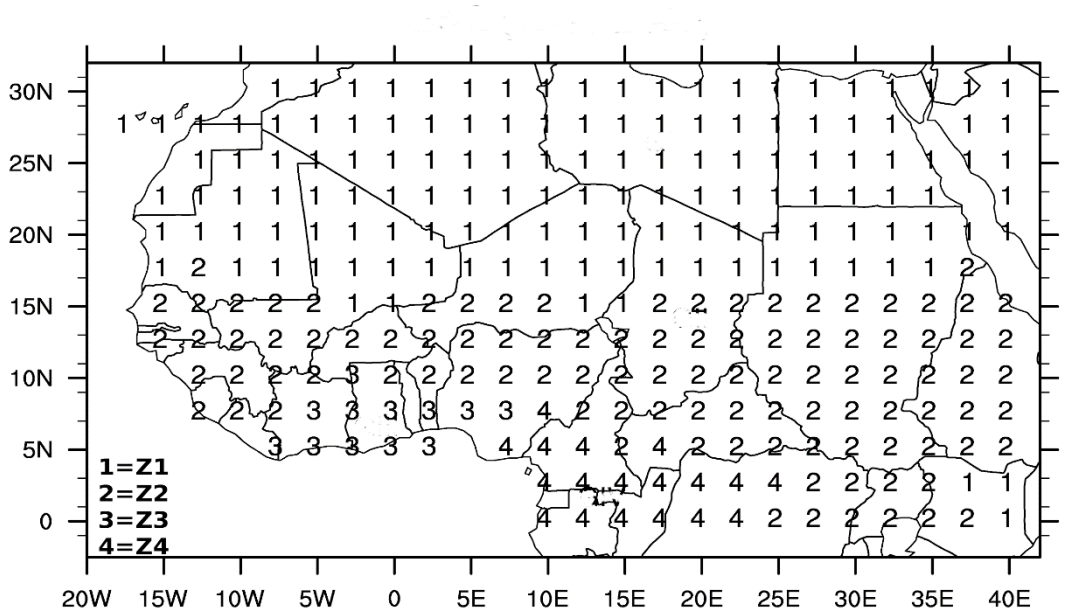

Figure 3.1.1 Carte de l'Afrique au Nord de l'Équateur montrant les quatre zones climatiques : la zone aride ou dite du désert du Sahara (Z1); la zone semi-aride ou encore sahélienne (Z2); la zone tropicale humide (Z3); la zone équatoriale (Z4). Source : Adaptée de Djomou *et al.* (2015).

3.1.1. Quelques caractéristiques statistiques de la distribution des précipitations de JAS dans les zones climatiques en Afrique au Nord de l'Équateur sur la période 1901–2014

Le tableau 3.1.1 présente des informations statistiques de base sur les zones. La série temporelle synthétique du cumul de précipitations de JAS dans chaque zone est obtenue en moyennant l'ensemble des précipitations de JAS distribuées sur les points de grille qui constituent une zone donnée. Comme l'indique le Tab. 3.1.1, l'altitude moyenne varie de 308.70 m à 534.49 m et est maximale en zone équatoriale (Z4). La répartition de la moyenne

des précipitations de JAS de la zone aride (Z1) à la zone équatoriale humide (Z4) est inégale et à peu près cohérente avec celle de l'altitude moyenne, notamment sur le continent où cette dernière diminue lorsque l'on se déplace de la zone aride (Z1) à la zone tropicale humide (Z4). Cette moyenne des précipitations de JAS est plus importante en zone côtière ou dite côte de Guinée (Z3), à laquelle correspond l'altitude moyenne la plus faible des quatre zones. Les distributions du maximum et du minimum sont cohérentes avec celle de la moyenne. La configuration du coefficient de variation ou CV (Rapport de l'écart-type à la moyenne) quant à lui n'est pas cohérent avec celle de la moyenne, et décroît de la zone Z1 à la zone Z4, avec un maximum en zone aride (Z1) et un minimum en zone équatoriale (Z4).

Les observations ci-dessus montrent que contrairement à la zone tropicale humide (Z3) sur la côte de Guinée, les précipitations de JAS dans les zones continentales — les zones Z1, Z2 et Z4 — sont influencées par la topographie. Le facteur à l'origine des valeurs élevées de la moyenne, du maximum et du minimum de précipitations dans la zone Z3, caractérisée par une altitude moyenne faible serait sa proximité à l'océan Atlantique tropical. De même, dans la zone Z4, les valeurs relativement élevées des précipitations de JAS seraient liées à l'intense convection dont elle est l'objet quel que soit la saison (Jackson *et al*., 2009). L'extrême faiblesse de l'intensité des précipitations dans la zone Z1 découlerait de sa nature hydroclimatique. En effet, cette zone est subtropicale et est caractérisée par un climat désertique chaud dont la particularité est la rareté des précipitations (Capot-Rey, 1946). Le caractère disparate du CV signifie qu'à travers l'Afrique au Nord de l'Équateur, la variabilité interannuelle des précipitations de JAS n'est pas homogène. Cette hétérogénéité s'expliquerait par le fait que l'Afrique au Nord de l'Équateurest caractérisée par une forte variabilité spatio-temporelle, qui n'est que le reflet de la grande diversité climatique de la région (Djomou *et al.*, 2015; Nicholson, 2018a). Dans sa partie subtropical (zone Z1), cette variabilité serait liée à la NAO (Ward *et al.*, 1999), alors dans sa partie tropicale (zones Z2, Z3 et Z4) elle serait déterminée par les changements globaux des SSTs, les rétroactions de surface et les variations atmosphériques internes (Rowell, 1995). Les auteurs tels que Giorgi *et al.*, 2002 ont montré que l'ENSO affecte significativement les structures de la variabilité de l'anomalie de précipitations en Afrique tropicale. Plus spécifiquement, Djomou *et al*. (2014) ont trouvé qu'il existe une corrélation significative entre l'ENSO et les anomalies de précipitations des zones semi-aride, équatoriale humide et celle de la côte de Guinée. La forte variabilité interannuelle des précipitations de JAS dans la zone Z1 serait en partie le résultat du faible nombre de stations météorologiques dans les premières décennies du 20ème siècle (New *et al*., 2000; cf. Fig. 2.2.1) et de ce fait, cette

variabilité interannuelle pourrait être qualifiée d'artificielle. L'extrême faiblesse de sa variabilité interannuelle dans la zone Z4 est liée aux forçages et aux processus physiques locaux tels que l'évapotranspiration (Giorgi, 2002; Pokam *et al*., 2012), qui à son tour serait alimenté à la fois par la forêt dense équatoriale et le réseau hydrographique de l'Afrique Centrale.

Tableau 3.1.1 Informations de base sur les quatre zones climatiques de l'Afrique au Nord de l'Équateur et leurs statistiques sur les cumuls de précipitations de Juillet –Septembre (JAS) par zone. L'altitude moyenne par zone a été calculée à l'aide de données topographiques de 30-min du modèle numérique d'altitude (*Digital Elevation Model* ou DEM) de l'US Geological Survey. La moyenne, le maximum, le minimum et le coefficient de variation (CV) du cumul de précipitations de JAS ont été calculés sur la période 1901–2014.

Zones	Altitude moyenne (m)	Moyenne des précipitations de JAS (mm)	Maximum des précipitations de JAS (mm)	Minimum des précipitations de JAS (mm)	CV des précipitations de JAS (mm)
Z1	451.87	25.32	47.15696	13.13917	0.22
Z2	453.70	388.29	533.052	230.8568	0.14
Z3	308.70	709.10	861.4063	538.465	0.10
Z4	534.49	588.36	711.34	458.96	0.09

3.1.2. Vérification de l'indépendance des données de la série régionale de chaque zone climatique

De l'application du runs-test, nous avons obtenu 0.06, 0.02, 0.00 et 0.35 comme *p*-values respectivement pour les zones Z1, Z2, Z3 et Z4. Seules les séries temporelles régionales des précipitations de JAS des zones Z1 et Z4 ont une *p*-value supérieure à 0.05. Par conséquent, les données qui constituent ces séries peuvent être qualifiées d'indépendantes — acceptation de l'hypothèse nulle H_0 du runs-test — et donc sont appropriées pour les modèle POT. Les deux autres séries temporelles étant caractérisées par des *p*-values inférieures à 0.05, à priori ne sont pas éligibles pour la suite de l'analyse. Pour corriger ce défaut, nous les avons redistribuées de manière à les rendre aléatoire — replacement désordonné des données initiales ou brutes de façon à modifier sa distribution sérielle d'origine à l'effet de les rendre aléatoires (Ripley, 1987). A nouveau, le runs-test a été appliqué aux séries temporelles de JAS assorties de cette reconversion. Les nouvelles valeurs de la *p*-value obtenues sont largement supérieures à 0.05 — 0.71 pour la zone Z2 et 0.13 pour la zone Z3 — et par conséquent, rendent recommandable lesdites séries pour la suite de l'analyse.

3.1.3. Sélection de seuils et estimation des paramètres de la distribution GP

Afin de sélectionner le seuil *u* approprié dans chaque zone, les graphiques du MRL et du MBC ont été produits. Les Figs. 3.1.2 à 3.1.5 montrent le tracé du MRL (premiers graphiques de chaque figure) où les lignes pointillées indiquent l'IC à 95 % et ceux du MBC (les deux derniers graphiques de chaque figure) pour les séries de données des précipitations de JAS pour chaque zone climatique de l'Afrique au Nord de l'Équateur. Le tracé du MRL doit être approximativement linéaire pour les valeurs valides du seuil *u*. Dans la technique MBC, la distribution GP est ajustée sur une plage de seuils différents *u*, puis la stabilité des paramètres d'échelle et de forme modifiés par rapport à *u* est évaluée.

Le graphique du MRL de la Fig. 3.1.2 montre clairement une forme linéaire pour les seuils inférieurs à 25 mm. De même, en analysant les graphiques du MBC correspondant, sur la plage de 24 à 26 mm, on observe une faible perturbation des paramètres d'échelle et de forme autour de 25 mm, notamment, une quasi-constance des deux paramètres. Alors, la valeur de 25 mm a été choisie comme seuil pour les excès pour la zone aride (Z1). En procédant de la même manière, les seuils des autres zones ont été sélectionnés et consignés dans le Tab. 3.1.2. Sur les graphiques du MRL des Figs. 3.1.2–3.1.5, le changement d'inclinaison indique différents paramètres pour la distribution GP et le comportement irrégulier du côté droit de chaque graphique MRL est le produit du petit nombre de dépassements au-dessus des seuils élevés.

La Figure 3.1.6 présente quelques aspects généraux du cumul de précipitations de JAS au-dessus des seuils sélectionnés, notamment le premier quartile, la médiane et le troisième quartile des précipitations au-dessus du seuil sélectionné dans chaque zone pour l'ajustement de la distribution GP. Les moustaches s'étendent de la base ou du sommet de la boîte aux valeurs minimales ou maximales. Les moustaches ne s'étendent qu'aux valeurs qui ne sont pas des valeurs aberrantes. Les cercles individuels auxquels nous avons fait correspondre les années représentent les valeurs aberrantes. Les valeurs les plus élevées des dépassements et la présence de plusieurs valeurs aberrantes repérées sur le graphique par les années telles que 1950 pour les zones Z1, Z2 et Z4 et 1952 pour la zone Z1 indiquent que les dépassements au-dessus du seuil choisi dans chaque zone tendent à décrire une distribution à queue longue, suggérant ainsi que la distribution normale n'ajusterait pas bien les excès de précipitations de JAS — les excès ne sont pas distribués selon la loi normale — et de ce fait n'est pas adaptée pour la modélisation des extrêmes. Par conséquent, les excès de précipitations de JAS ne peuvent être modélisés que par l'un des modèles statistiques issue de la EVT (les distributions de GEV et de GP) — à l'opposé de celui découlant du théorème de la limite centrale (*Central Limit Theorem* ou CLT).

Plus spécifiquement, ces excès convergeraient asymptotiquement vers une distribution de GP car leur échantillon a été constituée suivant le modèle POT.

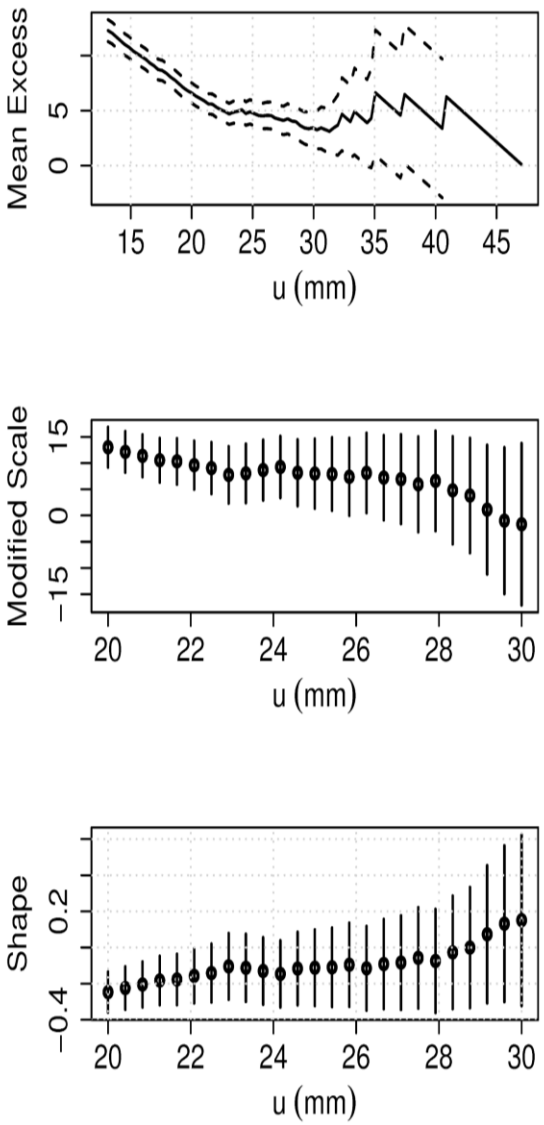

Figure 3.1.2 Graphe de fonction moyenne des excès (*le premier graphe*) — *mean residual life (MRL) plot* en Anglais — avec les intervalles de confiance (IC) à 95 % et les graphiques de l'estimation des paramètres contre le seuil (*les deux derniers graphes*) — model based check (MBC) en Anglais pour le cumul de précipitations de JAS dans la zone Z1.

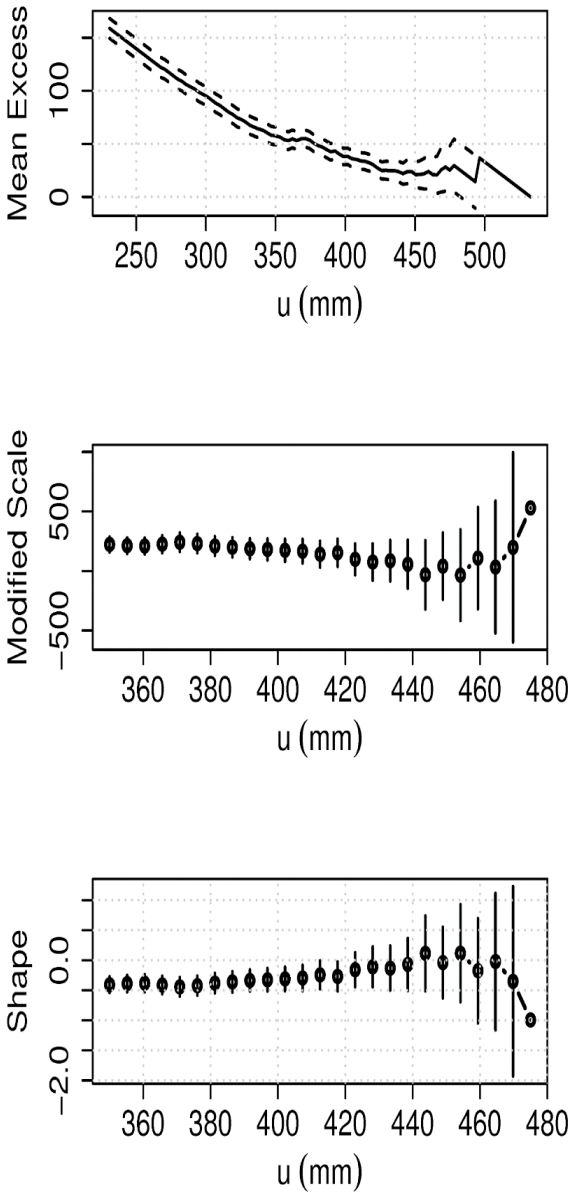

Figure 3.1.3 Comme dans la Fig. 3.1.2, mais pour la zone Z2.

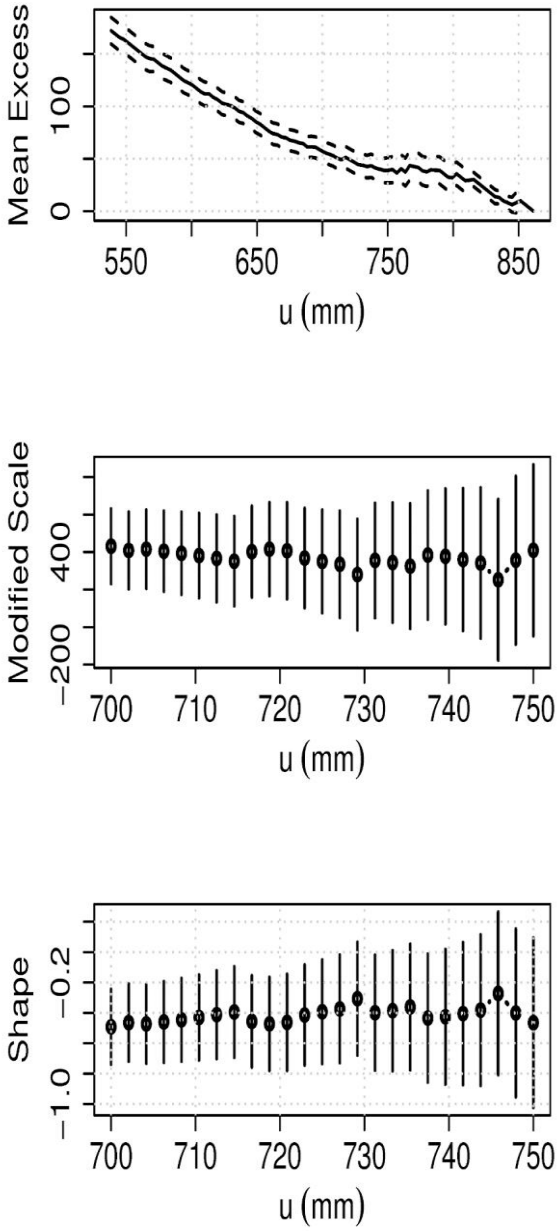

Figure 3.1.4 Comme dans la Fig. 3.1.2, mais pour la zone Z3.

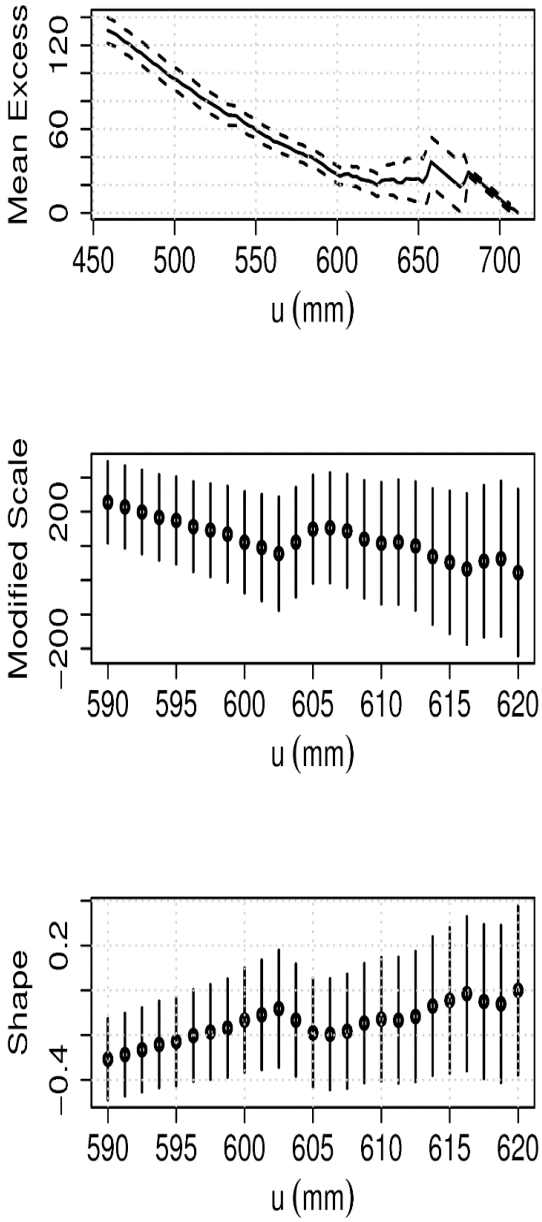

Figure 3.1.5 Comme dans la Fig. 3.1.2, mais pour la zone Z4.

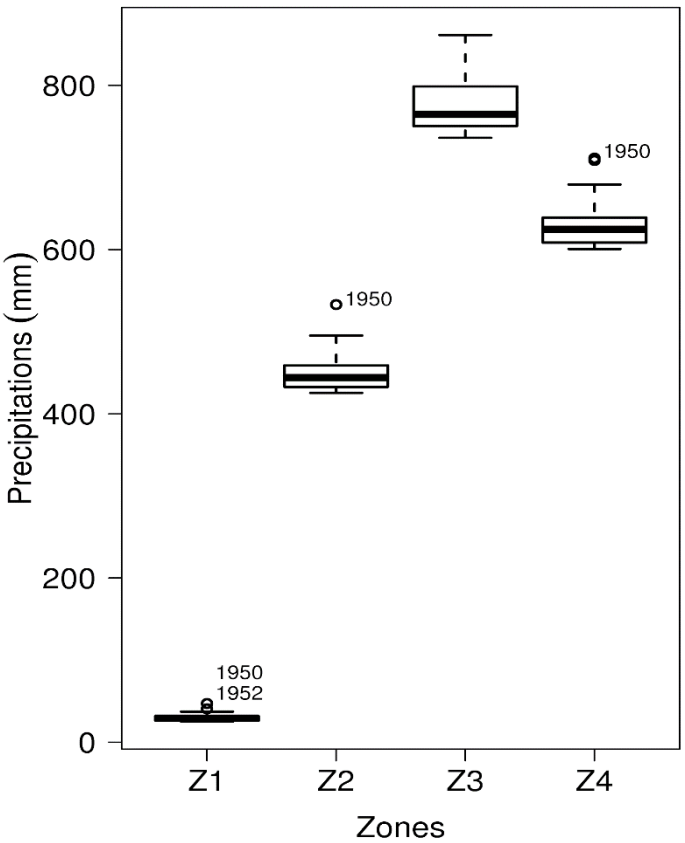

Figure 3.1.6 Boîte à moustache des excès de précipitations de JAS au-dessus des seuils pour les quatre zones climatiques. Le sommet et la base de la boîte représentent respectivement le 25ème et le 75ème percentile. La ligne horizontale noire de chaque boîte représente la médiane. Les limites des moustaches quant à elles correspondent aux valeurs minimales et maximales. Les cercles creux indiquent les valeurs aberrantes.

Après avoir vérifié l'hypothèse de l'indépendance des observations de JAS moyennées dans chaque zone, montré l'inadéquation des excès dans chaque zone à la distribution normale et par la suite effectué la sélection des seuils essentiels pour la suite de l'analyse, les paramètres de la distribution GP ont été estimés (Tab. 3.1.2). A ces estimations de paramètres, ont été associés leurs IC à 95 %, le nombre d'excès n_u(taille des données au-dessus des seuils choisis) et la probabilité de dépassement ς_u. Pour la zone Z1, au seuil de $u = 25\ mm$, correspond un nombre d'excès n_u = 54 pour une probabilité de dépassement ς_u = 0.47, les paramètres d'échelle et forme étant estimés respectivement à 5.20 (0.90) mm et -0.11 (0.11). La valeur entre parenthèses qui est associée à l'estimation d'un paramètre est l'erreur standard qui est déduite de la matrice de variance-covariance V. En restant dans le cas de la zone Z1, V est donnée par :

$$V = \begin{pmatrix} 0.81 & -0.07 \\ -0.07 & 0.01 \end{pmatrix}$$

Les éléments de la diagonale de V sont les variances individuelles de $\hat{\sigma}$ et $\hat{\xi}$. Les racines carrées de ces variances correspondent aux erreurs standards évoquées précédemment. L'importance de l'erreur standard est qu'elle permet de construire l'IC à 95 % de l'estimation de $\hat{\sigma}$ et $\hat{\xi}$, plus spécifiquement celle de $\hat{\xi}$ en ce sens qu'elle renseigne sur le caractère absolu ou non de la forme de la queue de distribution GP adaptée pour l'ajustement des excès. Dans cette section nous ne nous attarderons pas sur la méthode de calcul de l'IC à 95 % car elle ne fait pas partie des objectifs du présent travail. Comme l'indique le Tab. 3.1.2, $\hat{\xi} < 0$ pour toutes les zones, suggérant ainsi que la meilleure distribution GP pour la modélisation des précipitations extrêmes de JAS est une loi de probabilité à queue bornée ou distribution bêta. La borne supérieure $-\sigma/\xi$ de ladite distribution donc les excès de variable $y - u$ est également consignée dans le Tab. 3.1.2. Elle renseigne sur la valeur maximale de l'écart $NR - u$ pour des PR élevées — l'écart $NR - u$ fait référence à la différence entre le NR et le seuil u dans une zone donnée. Par ailleurs, on peut également observer que les valeurs de ξ sont éloignées de zéro, ce qui traduit le rejet de la distribution de type exponentielle ($\xi = 0$).

Tableau 3.1.2 Caractéristique de la distribution de Pareto généralisée (*generalized Pareto distribution* ou GP) ajusté à la série temporelle (synthétique) des excès de précipitations de JAS dans chaque zone.

Zone	$u(mm)$	n_u	ς_u	$\sigma(mm)$	ξ	$-\sigma/\xi\ (mm)$
Z1	25	54	0.47	5.20 (0.90)	−0.11 (0.11)	47.27
Z2	420	34	0.34	36.92 (7.81)	−0.23 (0.13)	160.52
Z3	735	43	0.38	60.03 (15.14)	−0.37 (0.21)	162.24
Z4	600	59	0.52	31.05 (5.43)	−0.13 (0.12)	238.85

Le tableau 3.1.2 présente également la probabilité d'un dépassement ς_u du seuil u, naturellement tributaire de n_u. Cette probabilité est plus élevée dans les zones Z1 et Z4 que dans les autres zones. Cela signifie que pendant la période 1901-2014, les précipitations extrêmes étaient plus fréquentes dans les zones Z1 et Z4 que dans les zones Z3 et Z3. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que dans la zone Z1, les régimes des précipitations de JAS sont caractérisés par une forte variabilité interannuelle (cf. Sect. 3.1.1, plus spécifiquement le Tab. 3.1.1). Dans la zone Z4, cette fréquence relativement élevée trouverait son origine dans l'effet combiné de l'océan Atlantique tropical et la forêt dense équatoriale et humide, à laquelle on

associera son réseau hydrographique — le bassin du Congo. En effet, ces facteurs favorisent d'intenses convections, qui sont très souvent à l'origine de la récurrence des précipitations et donc à l'augmentation de la fréquence de leur composante extrême. Cependant, il est important de souligner que cette fréquence est fortement tributaire du seuil choisi. Un seuil bas (respectivement élevé) conduit à un grand nombre (un petit nombre) n_u d'excès. Alors, un seuil mal choisi fausserait non seulement l'information sur la fréquence d'occurrence des extrêmes, mais conduirait à de biais importants sur l'estimation des paramètres de la distribution GP et donc des PR et NR. Néanmoins pour des raisons liées au comportement asymptotique de la queue de distribution, le nombre n_u d'excès doit être suffisamment grand pour rendre plus précises les estimations et amoindrir la variance.

Une telle constatation [fréquence d'occurrence des événements extrêmes] soulève inévitablement une question sur les principaux facteurs susceptibles d'accroître la fréquence des précipitations extrêmes en Afrique au Nord de l'Équateur. En effet, leur récurrence est probablement due à une plus grande quantité de vapeur d'eau atmosphérique provenant de la mer. Cette quantité importante de vapeur d'eau atmosphérique serait causée par le réchauffement planétaire ou forçage anthropique, probablement lié à une augmentation du dioxyde de carbone (CO_2) (Kunkel, 2003; Pall *et al*., 2011). Dans le même ordre d'idées, Min *et al*. (2011) ont identifié une contribution humaine à l'augmentation de l'intensité des précipitations extrêmes sur l'hémisphère Nord. Une façon de répondre à cette interrogation serait de dire qu'elles sont simplement le résultat de la variabilité naturelle du climat[37] ou de la combinaison de cette variabilité — le déplacement latitudinal de la ZCIT et la circulation atmosphérique régionale — avec l'augmentation des gaz à effet de serre.

3.1.4. Qualité d'ajustement de la distribution GP aux excès

La figure 3.1.7 présente les graphiques de l'évaluation de la qualité d'ajustement de la distribution GP au excès $y - u$. Il s'agit de la superposition de la courbe de la densité de probabilité de la distribution GP à l'histogramme des observations au-dessus du seuil sélectionné (dépassements). Comme on peut le constater, l'ajustement est bon dans l'ensemble et les valeurs les plus grandes sont capturées par la densité estimée (trait continu), indiquant ainsi que les précipitations extrêmes de JAS dans chaque zone peuvent être bien ajustées par la

[37] La variabilité du climat induite par l'intérieur (par exemple, l'El Niño-Southern Oscillation) et de l'extérieur (par exemple, les éruptions volcaniques ou les changements de la luminosité solaire) se produisant sans forçage anthropique.

distribution de GP. Pour supporter ce résultat quantitativement, nous avons également appliquée le test de K-S (Tab. 3.1.3).

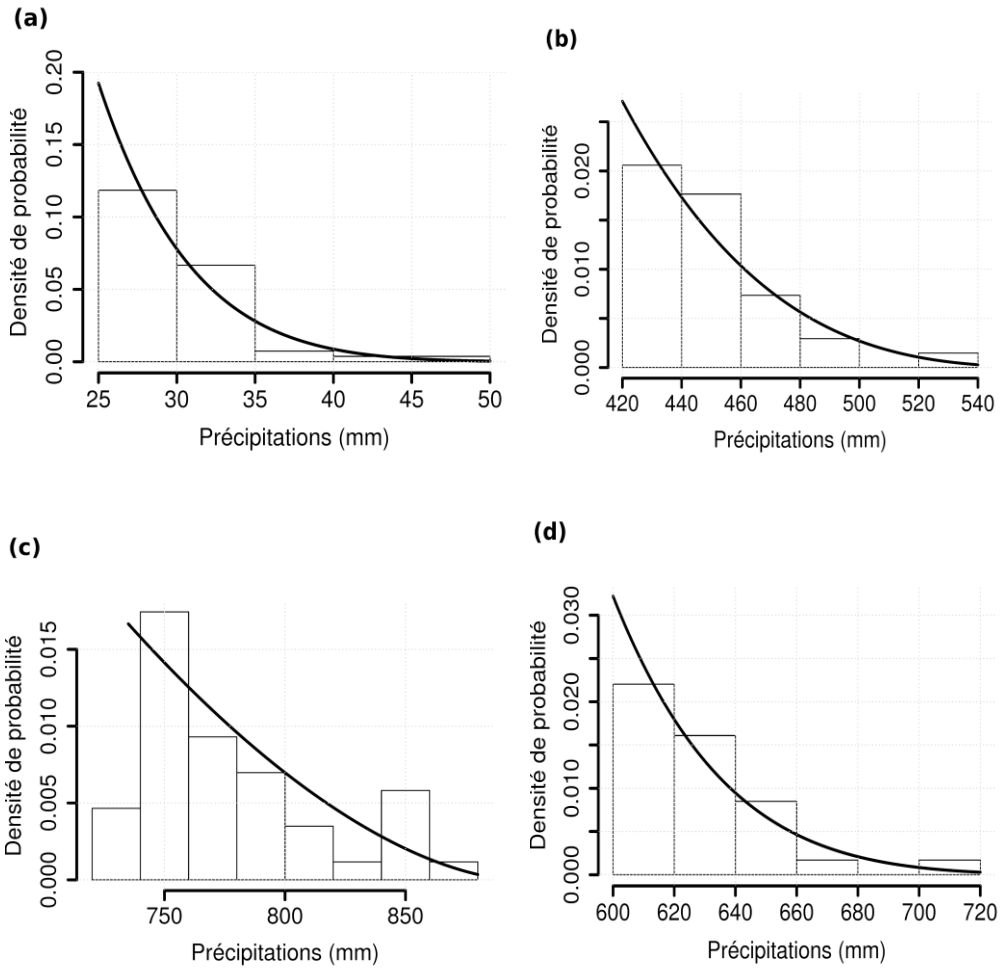

Figure 3.1.7 Histogrammes du cumul de précipitations de JAS au-dessus des seuils sélectionnés à la Sect. 3.1.2, avec la fonction de densité de probabilité de la distribution GP — density plot — ajustée (courbe noire). **(a)** la zone aride ou dite du désert du Sahara Z1; **(b)** la zone semi-aride ou encore sahélienne; **(c)** la zone tropicale humide; **(d)** la zone équatoriale.

D'après le Tab.3.1.2, n_u est supérieur à 35 pour les zones Z1, Z3 et Z4 et égale 34 pour la zone Z2, ce qui correspond à des valeurs critiques de D_α égales à $1.36/\sqrt{54} \sim 0.19$, $1.36/\sqrt{43} \sim 0.21$ et $1.36/\sqrt{59} \sim 0.18$ respectivement pour les Z1, Z3 et Z4, et 0.24 pour la zone Z2 au niveau de signification de $\alpha = 0.05$ (cf. Annexe E). Les valeurs de D_n et leurs *p*-value obtenues à l'issue de l'application du test de K-S sont présentées dans le Tab. 3.1.3. Clairement, ces valeurs D_n sont inférieures à celles de D_α énumérées ci-dessus, avec des *p*-value toutes supérieures 0.05, synonymes de l'acceptation de l'hypothèse nulle H_0 selon laquelle les excès au-dessus du seuil sélectionné dans chaque zone suivent une distribution GP, en occurrence, celle de bêta.

Tableau 3.1.3 Résultats de l'application du test de Kolmogorov-Smirnov (K-S) pour la vérification de la qualité d'ajustement de la distribution de GP aux extrêmes (excès) de précipitations de JAS dans chaque zone climatique. Le niveau de significativité est fixé ici à $\alpha = 0.05$. Les valeurs de D_α [à comparer à ceux de D_n] correspondant à la taille de l'échantillon des excès dans chaque zone sont indiquées dans le tableau de l'Annexe E.

Zones	D_n	*p*-value
Z1	0.09	0.79
Z2	0.14	0.47
Z3	0.13	0.38
Z4	0.08	0.78

3.1.5. PR et NR des extrêmes de précipitations de JAS dans chaque zone climatique

La modélisation des précipitations extrêmes en Afrique au Nord de l'Équateur peut aider à répondre aux questions relatives à la rareté des précipitations extrêmes qui peuvent causer de graves inondations, qui à leurs tours peuvent être à l'origine des glissements de terrain (Ávila *et al.*, 2016). En particulier, à propos de combien de fois des précipitations supérieures à certaines valeurs ont-elles eu lieu dans l'histoire et peuvent se produire à l'avenir. Ainsi, dans la présente section, différents NR associés aux PR ont été calculés en ajustant la meilleure distribution de GP — distribution bêta — aux excès de précipitations de JAS dans chaque zone climatique. De ces estimations, les courbes des NR ont été produites et à partir de là, les PR des événements les plus sévères ont été déduites.

3.1.5.1. Courbe de NR

Les figures 3.1.8a–c montrent les tracés des NR auxquels sont associés les IC à 95 % des extrêmes de précipitations dans chaque zone climatique à travers l'Afrique au Nord de l'Équateur. Sur ces figures, les valeurs empiriques des NR, celles théoriques et leurs ICs à 95 % estimés par la méthode Delta sont représentés respectivement par les cercles creux, les traits pleins et les lignes interrompues. L'IC à 95 % indique qu'il existe une probabilité de 95 % que le NR se situe entre la borne inférieure et supérieure dudite IC. Une inspection minutieuse des graphiques sur les Figs. 3.1.8a–c nous permet de constater que la plupart des NR des valeurs empiriques se situe dans les limites de l'IC à 95 %, notamment ceux auxquels sont associés les

PR comprises entre 5 ans et 50 ans. Cette forte concentration des NR empiriques entre cet intervalle de temps signifie que des précipitations extrêmes avec de faibles probabilités (PR élevées, comprises entre 50 et 100 ans) ont rarement été mesurées dans ces zones. L'importance des IC pour des NR supérieurs à 100 ans indique qu'il n'y a pas assez d'informations pour faire des prévisions avec un degré de certitude pour des événements ayant de telles probabilités (Coles 2001). Cette dernière observation est comparable à celle faite par Ndjendole et Pérard (2003) lorsqu'ils ont étudié les fortes pluies journalières en Centrafrique. Bien que ces derniers n'aient pas utilisé un modèle statistique similaire au nôtre, ils ont conclu que les estimations des NR étaient meilleures pour de faibles valeurs de PR, c'est-à-dire celles inférieures à 10 ans contrairement à celles qui ont été obtenues pour des PR élevées, c'est-à-dire supérieures à 50 ans.

En plus des observations faites ci-dessus, Il est également évident de remarquer que sur les Figs. 3.1.8a–c certaines valeurs empiriques des NR tendent à se confondre à l'une des bornes de l'IC et aussi, à apparaître hors de ces dernières. Un tel comportement est lié à la méthode Delta, utilisée dans ce manuscrit pour calculer les IC. En effet, cette méthode suppose que les NR sont normalement distribués. Cependant, cette hypothèse n'est valable que pour les courtes PR (exemple 10 ans); mais pour des PR plus longues, les distributions sont généralement assez asymétriques conduisant généralement à des IC trop larges. Une alternative à la méthode Delta est le profil du log-vraisemblance (Profile log-likelihoods en Anglais) (Gilleland et Katz, 2006).

Les figures 3.1.9a–c représentent les profils de log-vraisemblance des quatre zones climatiques pour la PR de 50 ans. Sur ces figures, l'IC à 95 % est marqué par des lignes pointillées verticales de couleur bleue. La ligne horizontale supérieure de couleur grise indique le maximum du profil du log-vraisemblance, tandis que celle inférieure intersecte les valeurs du profil du log-vraisemblance et l'IC de 95 %. L'abscisse du maximum du profil correspond au NR de 50 ans. Comme on peut le remarquer, la courbe du profil pour le PR de 50 ans est similaire pour les quatre zones, mais diffère entre lesdites zones par leurs valeurs de NR. Cette similarité est tout simplement due au fait que les précipitations extrêmes dans les quatre zones se modélisent suivant une même loi de famille de la distribution de GP — loi bêta (cf. Sect. 3.1.3). De même, on note également que la distribution des valeurs des NR des deux côtés du point central n'est pas la même, ce qui rend asymétrique l'IC, et donc plus appropriée l'utilisation du profil du log-vraisemblance pour l'estimation de l'IC associé à un NR pour une PR donnée.

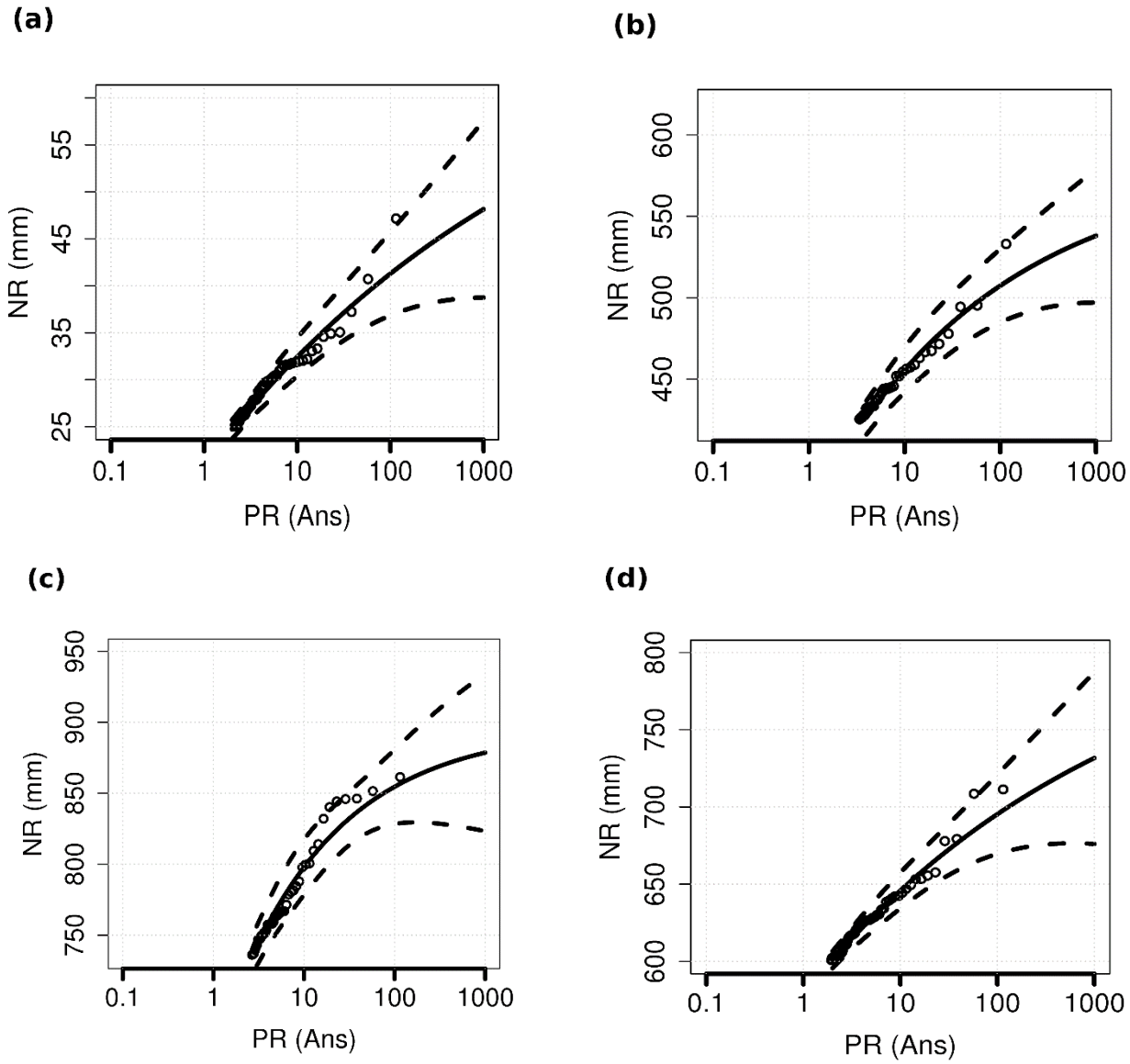

Figure 3.1.8 Courbes des niveaux de retour (NR) en fonction des périodes de retour (PR) ou graphe *NR=f(PR)* des extrêmes de précipitations pour les quatre zones climatiques à travers l'Afrique au Nord de l'Équateur. **(a)** la zone aride ou dite du désert du Sahara ; **(b)** la zone semi-aride ou encore sahélienne; **(c)** la zone tropicale humide; **(d)** la zone équatoriale. Les lignes interrompues représentent les IC à 95 % et la ligne centrale noire est l'estimation de la distribution GP. Les cercles creux sont les valeurs empiriques ou observées — cumuls de précipitations de JAS au-dessus des seuils sélectionnés.

3.1.5.2. Estimation des NR pour des PR données

Le tableau 3.1.4 présente les NR des extrêmes du cumul de précipitations de JAS pour des PR de 5, 10, 25, 50 et 100 ans auxquels sont associés les IC à 95 %. Ces NR sont obtenus dans chaque zone en ajustant la distribution GP aux excès de précipitations au-dessus du seuil comme le montre la Fig. 3.1.8. En générale on note que la distribution des NR quel que soit la PR, est cohérente avec la distribution de moyenne et de la médiane présentée respectivement

dans le Tab. 3.1.1 et sur la Fig. 3.1.6. Particulièrement, les NR les plus élevés sont attendus dans la zone côtière Z3 dite guinéenne et ceux relativement élevés, dans la zone équatoriale humide Z4. La zone aride Z1 est celle qui a les NR les plus faibles des quatre zones, la zone semi-aride (Z2) bien qu'ayant des NR inférieurs à ceux des zone Z3 et Z4, a des NR qui équivalent à plus de 13 fois à ceux de la zone Z1. En considérant par exemple les NR de 10 ans, ces résultats suggèrent qu'en moyenne, au moins une fois tous les 10 ans, un total de précipitations de JAS égal ou supérieur à 32.42, 455.73, 797.89 et 645.84 mm est attendu respectivement dans les zones Z1, Z2, Z3 et Z4. De même, il est intéressant de noter que, les NR de 100 ans ne sont pas très éloignés des maxima qui existaient déjà dans chaque zone, bien que ces dernièrs soient inférieurs auxdits maximums — l'observation a été faite en comparant le maximum de précipitations de chaque zone du Tab 3.1.1 aux valeurs des NR de 100 ans du Tab.3.1.4 — , ce qui signifie que des événements rares se sont produits au cours de la période 1901–2014 dans chaque zone.

Les faibles valeurs des NR de la zone Z1 comparées aux valeurs des autres zones, plus spécifiquement les zones Z2 et Z3, auraient pour cause les vents d'Est de l'harmattan qui se déplacent depuis l'extrême nord du Sahara au-dessus de la latitude de 20°N et contribueraient à l'aridification de la zone en étant à l'origine de la rareté des précipitations (Capot-Rey, 1946; Nicholson, 2013). Dans la zone sahélienne Z2, les précipitations extrêmes trouveraient leur origine dans les MCS. Ces systèmes contribuent à hauteur de 90 % au processus de formation des précipitations dans le Sahel (Mathon *et al*., 2002; Vischel *et al*., 2019). Les valeurs élevées des NR dans la zone côtière Z3 serait la conséquence de sa proximité à la mer, plus spécifiquement au golfe de Guinée. En effet, le golfe de Guinée est une source importante en vapeur d'eau qui alimente la majeure partie des précipitations de la zone Z3 (Wauthy, 1983). Dans la zone équatoriale humide Z4 de l'Afrique Centrale, l'intensité relativement élevée des précipitations de JAS peut être associée à l'augmentation de la convergence d'humidité, intensifiée par la présence de la forêt dense et pluviale du bassin du Congo (Dyer *et al*., 2017). Le bassin du Congo joue un rôle majeur dans l'avènement des précipitations extrêmes en ce sens qu'il approvisionne ou charge l'atmosphère locale en vapeur d'eau. Plus une atmosphère contient de la vapeur d'eau, plus la probabilité d'occurrence des précipitations extrêmes est forte. En plus de ces facteurs dans la zone Z4, nous avons également la topographie car les reliefs hauts — le mont Cameroun — sont des lieux où il y a généralement une massification de nuages et donc, sujets à de fortes convections. Bien que les processus physiques qui contribuent à l'avènement des précipitations exceptionnelles semblent diverger d'une zone à

une autre, il est important de noter que l'évolution des précipitations dans les Z2, Z3 et Z4 peut être associée de façon générale à la circulation de la MOA (Nicholson, 2000; Vischel *et al*., 2019).

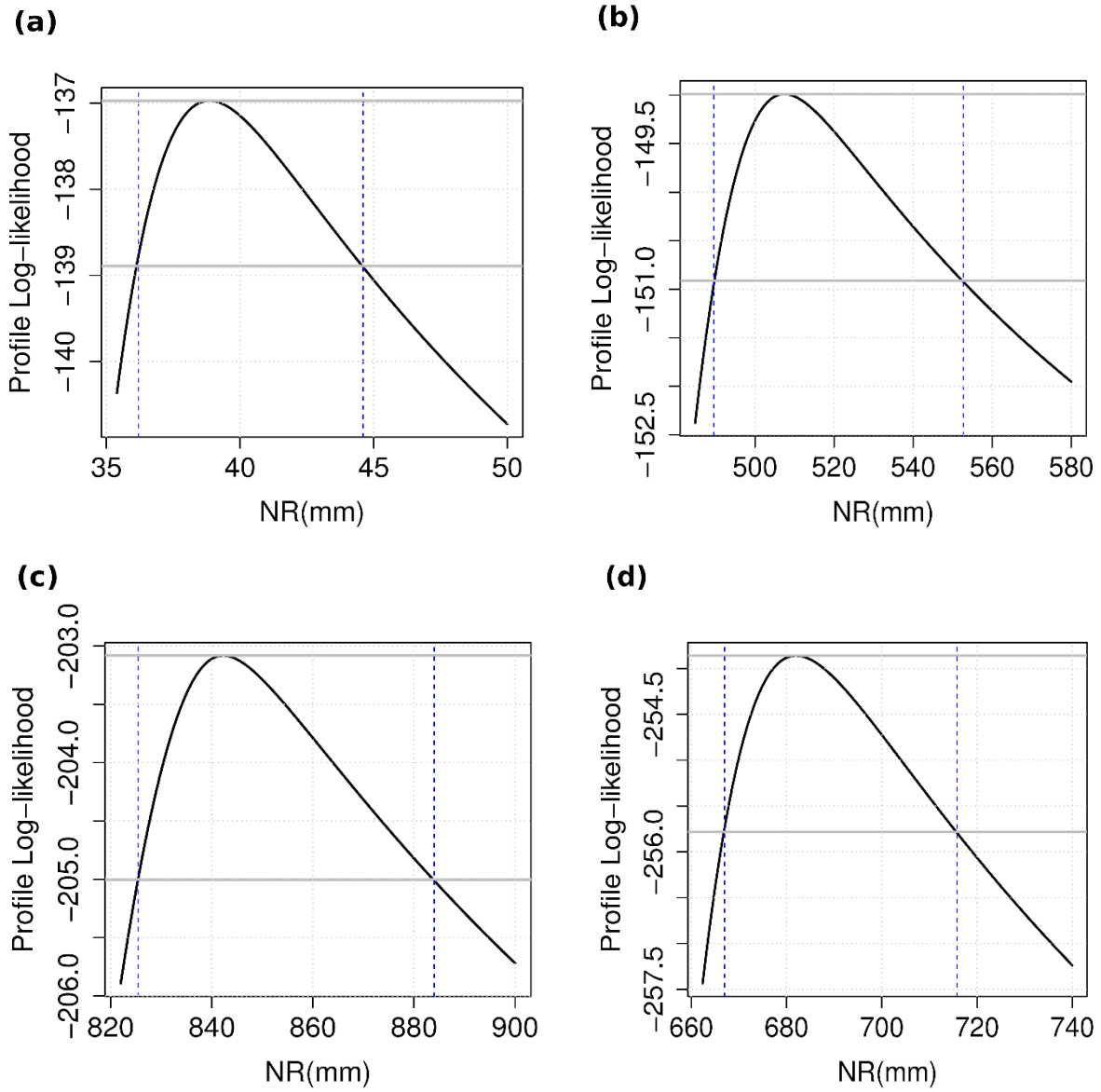

Figure 3.1.9 Le profil du log-vraisemblance (*Profile log-likelihoods* en Anglais) de la distribution GP ajusté aux excès de précipitations de JAS au-dessus du seuil choisi dans chaque zone pour la PR de 50 ans. **(a)** la zone aride ou dite du désert du Sahara Z1; **(b)** la zone semi-aride ou encore sahélienne; **(c)** la zone tropicale humide; **(d)** la zone équatoriale.

D'un autre côté, nous avons comparé les NR du Tab. 3.1.4 aux valeurs empiriques des précipitations de JAS dans chaque zone climatique, particulièrement ceux associés aux PR de 5, 10, 25, 50 et 100 ans (Figs. 3.1.10a–d). De manière générale, il ressort de ces figures que, quel que soit la zone, la fréquence des événements extrêmes diminue avec l'augmentation des

PR. Seule la zone Z4 a enregistré plus d'un événement de précipitations extrême dont l'intensité excéderait les NR de 100 ans, avec une probabilité d'apparition de 0.03; les autres zones n'ayant qu'un seul évènement au-dessus du NR de 100 avec des probabilités d'apparition respectives de 0.02, 0.03 et 0.02 correspondant aux zones Z1, Z2 et Z3. Les probabilités d'apparition ici nous renseignent sur la chance qu'à un événement tiré de l'échantillon des excès dépasse un NR associé à une PR donnée. Cette probabilité n'est autre que le rapport n_e/n_u où n_e est le nombre d'événement au-dessus d'un NR donné. Les Figs. 3.1.10a–d nous permettent également d'identifier l'intervalle des NR où les événements extrêmes sont plus fréquents. Il s'agit des événements dont les intensités sont comprises entre les NR de 5 et 10 ans. Dans cette fourchette, le nombre d'événements est beaucoup plus important dans la zone du Sahara (Z1) et l'est moins sur la côte de Guinée (Z3), ceux des zones sahélienne (Z2) et équatoriale humide (Z4) étant comparables. Cela signifie qu'au cours de la période 1901–2014, l'Afrique au Nord de l'Équateur dans son ensemble a été dominée par des extrêmes de précipitations de JAS dont les intensités étaient comprises entre les NR de 5 et 10 ans, et l'était encore plus dans sa partie aride.

En résumé, pour une PR donnée, les NR diffèrent considérablement d'une zone à l'autre, soulignant ainsi l'importance d'une analyse des précipitations extrêmes en Afrique au Nord de l'Équateur sur la base des zones climatiques. Cette forte variabilité spatiale est typique aux régions comme l'Afrique au Nord de l'Équateur, caractérisées principalement par des précipitations convectives (Nicholson, 2000). Un autre facteur responsable de cette hétérogénéité pourrait être le système de la mousson africaine, plus spécifiquement celle de l'Afrique de l'Ouest. En effet, c'est l'un des principaux facteurs qui déterminent l'état du climat en Afrique au Nord de l'Équateur (Sultan et Janicot 2003; Mounier *et al.* 2008). Evidemment, nous ne négligeons pas l'influence que pourrait avoir les SSTs sur l'amplification de ces événements, aussi bien sur le littoral que sur les surfaces continentales (Rowell *et al.*, 1995; Ward *et al.*, 1999).

Tableau 3.1.4 Niveaux de retour (NR) en mm des précipitations extrêmes pour les quatre zones climatiques à travers l'Afrique au Nord de l'Équateur, pour différentes périodes de retour (PR) en années, obtenus de l'ajustement de la distribution de GP aux excès. Les valeurs entre les parenthèses représentent l'intervalle de confiance (IC) à 95 % associé au NR.

PR (en ans)	Z1	Z2	Z3	Z4
5	29.27 (27.76, 30.78)	434.10 (441.77, 469.69)	768.93 (760.40, 817.38)	627.73 (618.83, 636.62)
10	32.42 (30.39, 34.46)	455.73 (462.41, 496.72)	797.89 (789.78, 844.89)	645.84 (634.28, 657.40)
25	36.23 (33.48, 38.97)	479.57 (475.17, 513.99)	826.33 (821.98, 862.51)	667.35 (652.08, 682.62)
50	38.86 (36.20, 44.60)	494.58 (489.60, 55 2.70)	842.25 (825.00, 884.00)	681.96 (667.00, 715.8)
100	41.29 (36.85, 45.74)	507.41 (495.98, 654.93)	854.54 (826.73, 920.01)	695.29 (669.63, 720.94)

3.1.5.3. Détection des années les plus sévères de la période 1901–2014 et estimation des PR

Les trois années les plus sévère de la période 1901–2014 ont été détectées dans chaque zone (Tab. 3.1.5 et Fig. 3.1.2). On note que 83 % de ces événements sont survenus avant 1970 avec une domination assez nette de l'année 1950. Cette année apparaît comme la plus sévère dans les zones Z1 et Z2, et est secondée par l'année 1906 dans la zone Z4. Sur la période post-1970, seules apparaissent les années 2008 et 2010, correspondant respectivement aux zones Z1 et Z3 où les plus extrêmes appartiennent à la période pré-1970. Cette forte concentration des événements les plus sévères pendant la période pré-1970 s'expliquerait par la tendance à la baisse des précipitations identifiée par New *et al.* (2001) au Nord de l'Afrique tropicale au cours du 20ème siècle. Dans la zone Z2, cette baisse serait liée à la persistance des sécheresses post-1965, qui a été associée par certains auteurs aux tendances des SSTs des océans Atlantique et Indien (Barder et Latif, 2003; Giannini *et al.*, 2003) et pour d'autres au changement d'état des surfaces continentales, notamment la déforestation et utilisation des sols (Taylor *et al.*, 2002). Dans la zone équatoriale humide Z4 elle serait attribuable à la sécheresse à long terme qui a débuté depuis les années 1990 et qui résulterait des variations des SSTs Indo-Pacifique des régions tropicales associées à la circulation de Walker tropicale renforcée et étendue vers l'Ouest (Hua *et al.*, 2018).

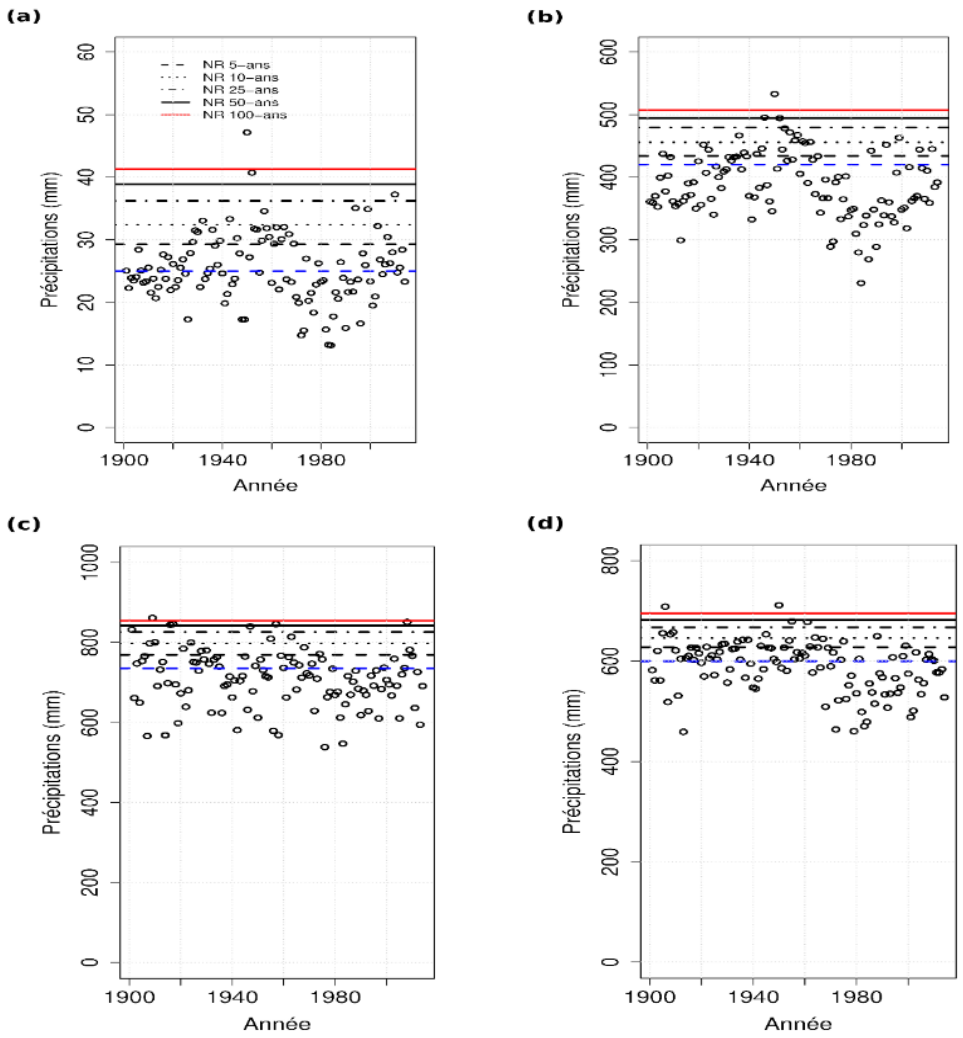

Figure 3.1.10 Représentations des NR de 5, 10, 25, 50 et 100 ans des précipitations extrêmes de JAS dans chaque zone climatique sur la période 1901–2014 : **(a)** la zone Z1; **(b)** la zone Z2; **(c)** la zone Z3; **(d)** la zone Z4. Les cercles creux sont les valeurs empiriques du cumul de précipitations de JAS et les traits horizontaux interrompus de couleur bleue sur chaque graphique indiquent le seuil choisi dans chaque zone.

Les années détectées ci-dessus ont également été analysées en fonction du type de phase de l'événement ENSO en se référant aux indices Niño océanique (*Oceanic Niño Index* ou ONI) de Null (2018) moyennées sur la saison JAS. Il ressort qu'en majorité ces événement ne correspondent ni à la manifestation de la phase de La Niña, ni à celle de l'El Niño, mais beaucoup plus à la phase dite neutre — autrement dit la valeur absolue de l'ONI est inférieure à 0.5 (Huang *et al.*, 2017) — ou n'est tout simplement pas identifiable du fait de l'absence d'information sur la période où l'événement s'est produit. Cependant les précipitations de 2010 de la zone aride Z1 et celles de 1955 de la zone Z4 correspondent à la manifestation de La Niña modérée — $-1.5 \leq ONI \leq -0.1$ — , quand le sud de l'océan Atlantique tropical est anormalement chaud. La phase La Niña est généralement caractérisée par une intensification

de la circulation de Walker[38] qui s'accompagne d'une convection accrue sur l'ouest du Pacifique et des alizés[39] plus forts. Le fait que les autres années extrêmes ne correspondent pas à l'événement ENSO voudrait tout simplement dire que leur avènement serait lié à d'autres modes de variabilité climatique à grande échelle ou encore à d'autres facteurs pluviogènes — précipitations plus rares et plus localisées se produisant à la faveur d'orages locaux ou les lignes de grain. Dans la zone Z4, on peut citer les facteurs locaux comme la convection tropicale favorisée non seulement par la topographie, mais aussi par la forêt équatoriale dense couplée au réseau hydrographique propre à ce domaine. Sur la côte de Guinée (Z3) et la zone semi-aride (Z2), les précipitations de fortes intensités trouveraient leurs origines dans la MOA à travers le mouvement saisonnier de la ZCIT. Dans la zone du Sahara (Z1), les causes de leur occurrence seraient les ondes d'Est et les grappes de nuages (Nicholson, 2000).

Tableau 3.1.5 Les trois années les plus sévères de la période 1901–2014, les indices Niño océanique (*Oceanic Niño Index* ou ONI) moyennées sur JAS et le type de phase de l'El Niño–Southern Oscillation (ENSO) correspondant. Les ONI sont ceux de Null (2017). L'abreviation VI signifie valeur indisponible.

Zone	Années extrêmes	Indice de JAS de l'ONI	Phase ENSO associée
Z1	1950	-0.4	neutre
	1952	0.0	neutre
	2010	-1.4	la Niña modérée
Z2	1950	-0.4	neutre
	1946	$VI*$	VI
	1952	0.0	neutre
Z3	1909	$VI*$	VI
	2008	-0.3	neutre
	1917	$VI*$	VI
Z4	1906	$VI*$	VI
	1950	-0.4	neutre
	1955	-0.7	la Niña faible

[38]C'est un modèle conceptuel du flux d'air sous les tropiques dans la basse atmosphère dans lequel les colis d'air suivent une circulation fermée dans les directions zonale et verticale.
[39]Ce sont les vents réguliers qui soufflent, toute l'année, des deux côtés de l'équateur; ils viennent du Nord-Est dans l'hémisphère Nord et du Sud-Est dans l'hémisphère Sud.

En prenant la valeur médiane des quantités de précipitations associées aux trois années les plus sévères identifiées dans chaque zone [cf. Tab. 3.1.5], c'est-à-dire 495.34, 851.48 et 708.54 mm, correspondant respectivement aux zones Z1, Z2, Z3 et Z4, on trouve les PR de 40, 15, 40 et 111 ans.

3.1.6. Evolution des NR des précipitations extrêmes de JAS dans chaque zone climatique

3.1.6.1. Identification de point de rupture ou de changement

Pour examiner l'évolution des NR pour les PR données des précipitations extrêmes dans chaque zone, l'année marquant le point de changement ou de rupture a été identifiée pour chaque zone en appliquant le test non-paramétrique Mann-Whitney-Pettitt (Pettitt, 1979; cf. Annexe D). Bien sûr nous n'omettons pas l'existence d'études qui indiquent une baisse de précipitations pendant le 20ème siècle dans les zones comprises entre 0 et 30°N (Dore, 2005), notamment, celles de l'Afrique au Nord de l'Équateur, incluant l'Afrique de l'Ouest, qui a connu une baisse à partir de la fin des années 1960 (Dai, 2004). Cependant, l'importante variabilité spatio-temporelle des précipitations trouvée par Djomou *et al.* (2015) à travers l'Afrique au Nord de l'Équateur laisse penser que l'année du changement brusque des précipitations dans la moyenne pourrait différer d'une zone à une autre. Dans le présent travail, nous adoptons le test de Mann-Whitney-Pettitt non seulement parce qu'il identifie le point de rupture, mais aussi il donne sa probabilité de signification. Ce test a été utilisé par les auteurs tels que Kiely (1999) et Li *et al.* (2005) dans leur aire géographique respective. Le premier a utilisé cette méthode pour identifier l'année de rupture des précipitations en Irlande et le second, pour repérer l'année de changement des précipitations saisonnières dans le sud-ouest de l'Australie occidentale.

Les résultats issus de l'application de ce test révèlent que les années 1969, 1967, 1975 et 1971 sont les points de rupture et de changement dans l'évolution des cumuls précipitations de JAS au cours de la période 1901–2014 dans les zones Z1, Z2, Z3 et Z4 (Fig. 3.1.11). La baisse dans la moyenne des précipitations après ces années est également perceptible dans chaque zone (Figs. 3.1.11), et serait susceptibles d'entraîner une incidence accrue de la sécheresse. C'est le cas de l'Afrique de l'Ouest en générale et de la zone sahélienne (Z2) en particulier qui a connu le signal climatique le plus fort de la terre depuis le début des mesures météorologiques, c'est-à-dire une baisse relativement abrupte de la pluviométrie. Ce résultat est comparable à ceux obtenus par Nicholson *et al.* (2018b) à travers l'Afrique de l'Ouest. Ces auteurs ont

observé un brusque déclin des précipitations en 1968 et de ce fait, ont qualifié cette année comme celle du changement majeur dans le régime des précipitations en Afrique de l'Ouest. De même, en Afrique équatoriale (plus à l'ouest de la région équatoriale) incluant la zone Z4, au sud du Sahel et de la côte guinéenne, en se référant aux précipitations annuelles du Cameroun, ces auteurs observent que les tendances de ces dernières tendent à suivre celles du Sahel et de la côte guinéenne. Notamment, une réduction brusque des précipitations en 1968 et une continuation de la sécheresse jusqu'à présent, avec une petite reprise. En Afrique du Nord, incluant la zone Z1, le brusque changement de 1968 apparaît plutôt dans sa partie Ouest (Nicholson *et al*., 2018b). Dans le Bassin du Congo, incluant également la zone Z4, l'absence de données d'observation ne permet pas de dégager une tendance claire. Cependant, des études tendent à montrer que cette partie de l'Afrique au Nord de l'Équateur aurait été l'objet d'une sécheresse à long-terme (Hua *et al.*, 2016).

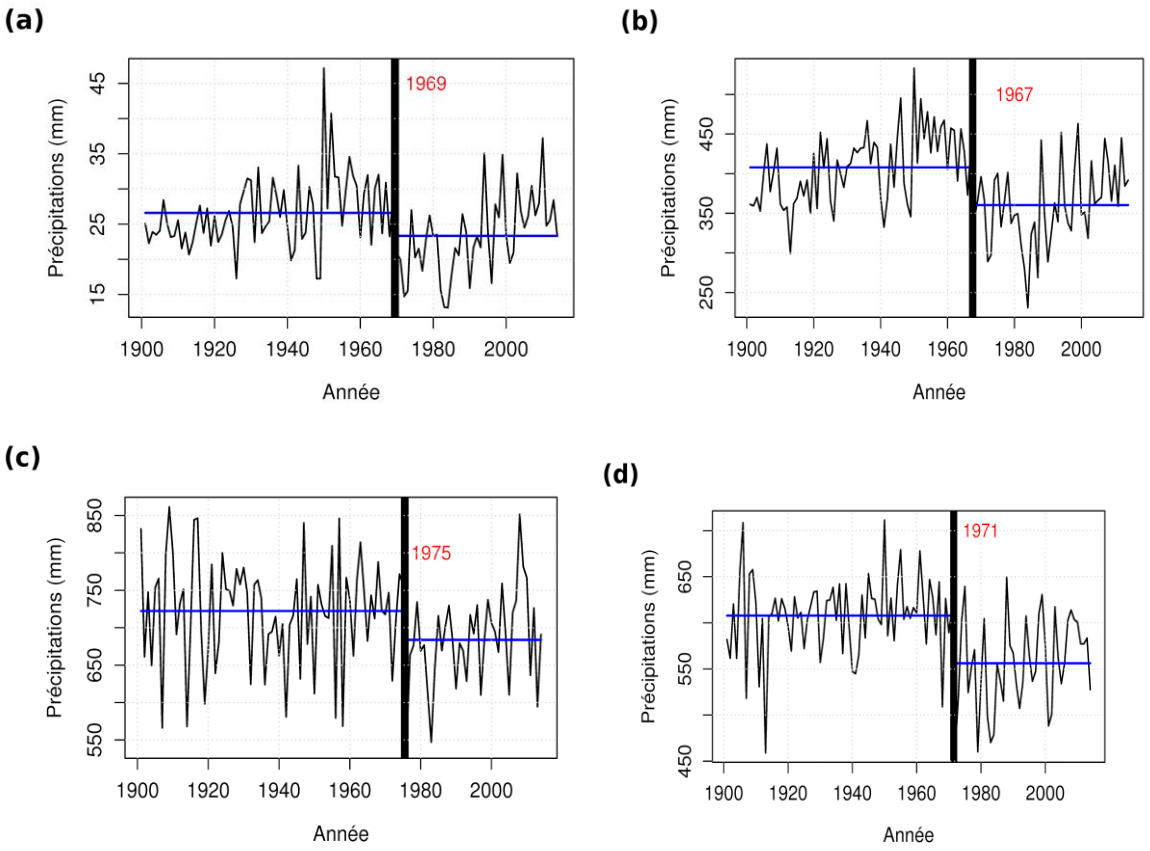

Figure 3.1.11 Détection du point de rupture ou de changement dans l'évolution du cumul de précipitations de JAS dans chaque zone climatique en Afrique au Nord de l'Équateur. **(a)** la zone Z1; **(b)** la zone Z2; **(c)** la zone Z3; **(d)** la zone Z4. Ces points de rupture ont été identifiés via la méthode de Mann-Whitney-Pettitt et se sont avérés significatifs à 95 %. La barre de couleur noir renforcée indique l'année de rupture et celles horizontales de couleur bleue de part et d'autre de la barre de détection verticale sont les moyennes des précipitations au cours desdites périodes.

En fin de compte, il ressort que la date de la baisse des précipitations dans la moyenne (rupture hydrologique) n'est pas identique à travers l'Afrique au Nord de l'Équateur bien que cette dernière [date] soit proche de 1970 quel que soit la zone climatique. Ainsi, pour examiner l'évolution des NR des précipitations extrêmes, nous allons considérer les dates ci-dessus. Plus précisément, les données de chaque zone seront subdivisées en deux sous-périodes sur lesquelles nous nous appuierons pour évaluer le changement des NR après l'année identifiée dans chaque zone.

3.1.6.2. Quantification du changement des NR dans chaque zone climatique

Une fois les points de rupture identifiés, l'étude du changement dans les NR est menée en recalculant les NR de 2, 5, 10 et 25 ans pour la sous-période d'avant rupture et les comparer à ceux d'après rupture. Le seuil au-dessus duquel est ajustée la distribution GP pour chaque sous-période a également été sélectionné en considérant les techniques utilisées précédemment. En considérant par exemple la zone Z1, son point de rupture correspond à l'année 1969, alors il s'agira de comparer les NR des précipitations extrêmes estimés à partir de la sous-période 1901–69 à ceux de 1970–2014 dont les seuils sont respectivement 21 mm et 25 mm. Cette méthode d'évaluation des changements dans les événements extrêmes est la première des deux approches proposées par Klein Tank *et al*. (2009), la deuxième étant basée sur la variation en fonction du temps des paramètres des modèles statisques utilisés pour décrire l'évolution des extrêmes.

Tableau 3.1.6 Variation ΔNR des NR de 2, 5, 10 et 25 ans entre les sous périodes correspondant respectivement à l'avant et l'après l'année de rupture. Dans les parenthèses qui suivent les points de rupture, sont indiqués les sous périodes utilisées pour évaluer le changement.

Zone	Z1	Z2	Z3	Z4
Point de rupture	1969 (1901– 69, 1970–2014)	1967 (1901– 67, 1968–2014)	1975 (1901– 75, 1976–2014)	1971 (1901– 71, 1972–2014)
$\Delta\mathrm{NR}_2\ (mm)$	-02.60	-49.28	-43.28	-36.08
$\Delta\mathrm{NR}_5\ (mm)$	-02.31	-39.36	-55.98	-57.88
$\Delta\mathrm{NR}_{10}\ (mm)$	-02.67	-39.95	-53.59	-62.74
$\Delta\mathrm{NR}_{25}\ (mm)$	-03.64	-45.65	-42.60	-63.61

Le tableau 3.1.6 montre la différence entre les NR de 2, 5, 10 et 25 ans des évènements de précipitations extrêmes de JAS du début du 20ème siècle et ceux du passé récent. Il ressort de manière générale que les NR ont diminué après l'année de rupture dans chaque zone climatique. On note également que l'ampleur de la diminution est plus importante dans les zones tropicale Z2–Z4 comparée à celui de la zone subtropicale Z1. Cette observation suggère que la quantité de précipitations de JAS pour plusieurs PR a diminué au cours des périodes récentes 1970–2014, 1968–2014, 1976–2014 et 1972–2014 correspondant respectivement aux zones Z1 et Z2, Z3 et Z4. Cela signifie également que pour une PR donnée, les NR des précipitations extrêmes de JAS des années 1950 ne sont pas dépassés par ceux du passé récent. Ainsi, les précipitations de JAS de ces dernières décennies deviennent moins extrêmes que celles des décennies d'avant 1970.

Cette diminution des NR après les années de rupture serait liée à la tendance sèche de l'après 1970. Les auteurs tels que Chamani *et al.* (2018) ont mis en évidence l'existance d'un lien entre la queue de distribution des extrêmes de précipitations et la moyenne des excès au-dessus d'un seuil. Plus spécifiquement, ils montrent que dans le Sahel, les changements dans les queues de distributions des précipitations de JAS ont contribué significativement à la tendance sèche dans la moyenne des précipitations. Ce qui implique qu'un déplacement de la moyenne des précipitations d'une période climatologiquement acceptable à une autre aurait une incidence sur les queues de distribution des précipitations, et dont sur les extrêmes (IPCC, 2001). Ce schéma expliquerait en partie la relation étroite entre l'évolution de la moyenne et celle des extrêmes. Dans la région sahélienne (Z2), les facteurs à l'origine de la tendance sèche et donc le déclin de l'ampleur des extrêmes de précipitations par rapport à l'avant-1967, seraient l'évolution des états océanique de surface — les tendances des SSTs des océans Atlantique et Indien (Bader et Latif, 2003; Gianni *et al.*, 2003; Mohino *et al.*, 2011). Dans la zone équatoriale humide Z4, ils seraient le produit des variations des SSTs Indo-Pacifique des régions tropicales associées à la circulation de Walker tropicale, renforcée et étendue vers l'Ouest (Hua *et al.*, 2018). Des études récentes tendent plutôt à associer les conditions plus sèches de l'après-1968 à un affaiblissement général de l'intensité de la MOA et à un léger déplacement du maximum de précipitations vers le sud (Nicholson *et al.*, 2018a). Cependant, à cette diminution des NR qui sous-entend moins de conditions extrêmes en termes de précipitations après les années identifiées plus haut, nous n'excluons pas la probabilité d'occurrence d'évènements hydroclimatiques extrêmes tels que les inondations (Samimi *et al.*, 2012, Panthou, 2018). En effet, la période en cours — de 1970 à nos jours — est aussi caractérisée par un déficit de

précipitations journalières avec une augmentation des extrêmes de précipitations, synonyme de l'intensification du cycle hydrologique (Giannini, 2013, Penthou, 2014). Cette tendance à l'augmentation des précipitations extrêmes s'expliquerait par la reprise partielle des précipitations observée dans la région ces dernières décennies (Sanogo *et al*., 2015; Nicholson *et al.,* 2018b), bien qu'elle reste inférieure au niveau d'avant 1970, particulièrement ceux des années 1950 et du début des années 1960.

L'intérêt d'une telle investigation réside sur le fait que l'information qui en sortira nous permettra de mieux nous préparer à un éventuel changement dans l'occurrence des précipitations extrêmes de la saison de JAS. Notamment, la compréhension de la probabilité d'occurrence d'une année réellement humide et extrême qui pourraient causer les pertes en vies humaines et les dommages sur la propriété et les matériels. Par ailleurs, bien qu'il soit établi que l'avènement des précipitations extrêmes dans cette partie de l'Afrique a des impacts négatifs sur l'activité socio-économiques (Tarhule, 2005; Yabi *et al*., 2012), dans les zones aride Z1 et semi-aride Z2, celles-ci pourraient recharger les eaux souterraines et être bénéfique pour la planification des cultures et la gestion de l'irrigation. Cependant, il est important de noter que les zones Z3 et Z4 bien que sujettes à une pluviométrie récurrente et importante comparativement aux zones Z1 et Z2, l'approvisionnement en eau courante à des fins domestiques reste un défi majeur en raison de leur niveau de développement.

3.1.7. Conclusion

Ce travail a consisté à étudier l'occurrence des précipitations extrêmes de JAS dans les principales zones climatiques en Afrique au Nord de l'Équateur, plus spécifiquement l'estimation de leurs PR et NR sur la base des cumuls de précipitations de JAS issues de l'historique des observations mensuelles CRU sur la période 1901−2014. Les PR et NR ont été estimés en ajustant la distribution GP du modèle POT aux excès au-dessus du seuil sélectionné dans chaque zone. Les méthodes graphiques du MRL et du MBC ont été utilisées pour le choix du seuil et le runs-test a été appliqué pour vérifier si les données au-dessus dudit seuil dans chaque zone sont i.i.d comme l'exige la distribution GP. Les paramètres de la distribution GP ont été calculés par la méthode des MLE. La qualité d'ajustement de la distribution GP aux excès a été évaluée à partir de la technique graphique de la superposition de la fonction densité de probabilité théorique de la distribution GP à l'histogramme des excès tirés des données empiriques, et de façon quantitative par l'application du test de K-S.

De l'application du runs-test, il ressort que seules les données des séries temporelles des zones Z1 et Z4 sont indépendants alors que celles des zones Z2 et Z3 ont été redistribuées de

façon désordonnée de manière à annuler la dépendance entre données. L'ajustement de la distribution GP aux excès dans chaque zone montre dans un premier temps que la distribution bêta est la plus appropriée pour la modélisation des extrêmes de précipitations de JAS à travers les quatre zones climatiques en Afrique au Nord de l'Équateur; et dans un second temps que les extrêmes étaient plus fréquents dans les zones Z1 et Z4 que dans les autres zones au cours de la période 1901–2014. Les tests d'ajustement graphique (diagramme de la superposition de la fonction de densité de probabilité de la distribution GP à l'histogramme des données au-dessus du seuil) et non-paramétrique (le test de K-S) ont montré une adéquation satisfaisante entre la distribution GP et les données au-dessus du seuil sélectionné.

Les résultats de l'estimation des NR pour des PR de 5, 10, 25, 50 et 100 ans indiquent que les valeurs les plus élevées des extrêmes de précipitations de JAS sont attendues dans la zone côtière (Z3) dite guinéenne et celles relativement élevées dans la zone équatoriale humide (Z4). Notamment, il est prévu des précipitations de JAS de 768.93 mm et 627.73 mm au moins une fois tous les 5 ans et de 797.89 et 645.84 mm au moins une fois tous les 10 ans, respectivement sur la côte de Guinée et la zone équatoriale humide. Les valeurs les plus basses sont attendues dans la zone aride (Z1). Dans cette zone, il est prévu qu'au moins une fois tous les 5 ans les précipitations de JAS dépassent 29.27 mm, et qu'au moins une fois tous les 10 ans la quantité de 32.42 mm sera dépassée. Il a également été observé que la plage de PR où les extrêmes de précipitations ont été plus fréquents pour l'ensemble des zones est celle de 5–10 ans.

Comme résultat secondaire, nous avons trouvé que 83 % des années détectées comme les plus sévères de la période 1901–2014 apparaissent avant les années 1970 et ne correspondent pas dans la plupart des cas à la manifestation du phénomène ENSO. Aux valeurs médianes de la quantité de précipitations associée aux trois années les plus extrêmes de la période 1901–2014 dans chaque zone, correspondent les PR de 40, 15, 40 et 111 ans, respectivement dans les zones Z1, Z2, Z3 et Z4. De l'investigation sur l'évolution des NR dans chaque zone climatique, il ressort que les années de déclin dans la moyenne des précipitations de JAS n'est pas identique à travers l'Afrique au Nord de l'Équateur. Néanmoins elles sont concentrées autour de l'année 1970. La prise en compte de ces années de rupture dans l'évaluation du changement dans les NR de 2, 5, 10 et 25 ans révèle que les NR ont diminué dans chaque zone, mais de manière beaucoup plus importante dans les zones tropicales Z2, Z3 et Z4 que dans la zone subtropicale Z1, suggérant ainsi que le niveau des précipitations extrêmes de JAS des années 1950 n'est pas dépassé jusqu'à présent par celui du passé récent.

A l'échelle régionale, les résultats du présent travail peuvent aider non seulement à la gestion stratégique, mais aussi à la limitation des risques environnementaux et économiques liés à l'apparition des précipitations extrêmes. Plus précisément, la minimisation des pertes dans les secteurs tels que l'agriculture et la production énergétique — l'hydro-électricité.

3.2. Effets des MVCGE sur l'occurrence des extrêmes de précipitations de la saison JAS en Afrique au Nord de l'Équateur : cas de l'ENSO, du NAO, du PDO et de l'AMO

Pour étudier l'effet des différents modes de la variabilité climatique à grande échelle (MVCGE) sur l'occurrence des précipitations extrêmes de la saison de JAS en Afrique au Nord de l'Équateur, nous avons considéré les quatre zones climatiques utilisées dans la Sect. 3.1, ceci du fait de la forte variabilité spatio-temporelle dont est l'objet les précipitations de cette région de l'Afrique (Djomou *et al*., 2015). Alors, la série temporelle régionale des précipitations mensuelles de la saison de JAS correspondant à chacune des zones a été obtenue en procédant à une moyenne spatiale des points de grilles appartenant à une même zone, soit donc des séries temporelles régionales de taille $3 \times 114 = 342$ mois. Où 3 représente les trois mois de la saison JAS et 114 la couverture temporelle des données d'origine en année (cf. Sect. 2.2.1). Partant de ces séries temporelles de 342 mois, des blocs de temps de trois mois correspondant à une saison JAS d'une année donnée ont été constitués conformément à la procédure de la formulation de l'approche des maxima par blocs (BM) détaillée dans la Sect. 2.3.3.3.1. Pour une zone climatique donnée, le maximum de chaque bloc de temps a été extrait pour constituer au cours du temps, des MAP de la saison JAS. On passe ainsi dans chaque zone à une série mensuelle régional de taille 342 à une série temporelle des MAP de taille 114. C'est cette dernière qui sera utilisée dans cette section pour la modélisation stationnaire et non-stationnaire des extrêmes de précipitations de JAS conditionnés par les indices de JAS des MVCGE en Afrique au Nord de l'Équateur.

3.2.1. Tests de stationnarité et de tendance : sélection des séries temporelles régionales et non-stationnaires

Le tableau 3.2.1 présente les résultats du test de stationnarité de KPSS appliqué aux quatre séries temporelles régionales des MAP de JAS en Afrique au Nord de l'Équateur (Sect. 3.1.1). Il ressort que, les séries temporelles régionales des MAP de JAS des zones Z1(aride au Sahara) et Z3 (humide située sur la côte guinéenne) sont stationnaires à un niveau de significativité de 0.05 (p-value ≥ 0.05). Pour ce qui est des zones Z2 (semi-aride ou sahélienne) et Z4 (forêt

équatorial humide), le test de KPSS rejette à un niveau de 0.05 l'hypothèse nulle de leur stationnarité (p-value ≤ 0.05).

L'hétérogénéité observée ci-dessus entre les zones — caractères stationnaire et non-stationnaire des séries temporelles des MAP de la saison de JAS — pourrait être due à la variation spatio-temporelle de la fréquence et de l'intensité des systèmes de précipitations, et à leur évolution respective en Afrique au Nord de l'Équateur (Nicholson, 2018a). La stationnarité de la série temporelle MAP de JAS de la zone aride (Z1) peut avoir pour explication la faible variation des précipitations qu'a connu cette zone au cours du 20ème siècle (Djomou *et al.*, 2015). Le caractère purement non-stationnaire de la série temporelle des MAP de JAS de la zone semi-aride Z2 résulte du fait qu'au cours du 20ème siècle cette zone a été l'objet de l'une des variabilité climatique la plus sévère au monde, incluant deux décennies de persistance de précipitations excessives ou humide des années 1950–1960, suivies de deux décennies déficitaires en précipitations ou sèches pendant les années 1970–1980, et la période la plus récente — des années 1990 à présent — , caractérisée par une reprise partielle et une variabilité interannuelle significative (Ali and Lebel, 2009; Nicholson, 2018b). Cette forte variabilité des précipitations est liée au changement global des SSTs autour de l'Afrique dont l'une des conséquences est la propagation des évènements hydroclimatiques extrêmes tels que les sécheresses (Giannini *et al.*, 2003; Chamani *et al.*, 2019). Ces sécheresses résultent tout simplement de l'affaiblissement des mouvements atmosphériques continentaux associés à la mousson, du fait de l'établissement d'une intense convection à travers l'océan favorisée par les SSTs. Il est tout de même important de noter qu'en Afrique au Nord de l'Équateur, les variations saisonnières des précipitations peuvent être associées à des modifications des caractéristiques de la circulation générale telle que la circulation de la mousson africaine ou à des modifications de la structure thermodynamique de l'atmosphère. Le système de mousson africaine est l'un des principaux facteurs qui déterminent les conditions météorologiques. Ainsi, la variabilité des précipitations en Afrique au Nord de l'Équateur, en particulier dans le Sahel africain (zone Z2) est soumise au mouvement de mousson africaine au cours de l'année (Sultan and Janicot, 2003; Mounier *et al.*, 2008). Quant à la zone Z3 — les côtes guinéennes — , la stationnarité de sa série temporelle régionale peut être liée aux effets combinés des changements globaux dans les SSTs, des rétroactions surface-terres et des variations atmosphériques internes (Rowell *et al.*, 1995). La non-stationnarité de la zone équatorial Z4 aurait pour cause les changements de la

SST de l'océan Indien associés à la circulation tropicale renforcée et étendue vers l'Ouest de la Circulation de Walker[40] (Hua *et al*., 2016).

Tableau 3.2.1 Résultats de l'application du test de stationnarité de kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin (KPSS) aux séries temporelles régionales du maximum annuel de précipitations (MAP) de JAS.

Zone	Stationnarité (Niveau de significativité de 0.05)	*p*-value
Z1	Acceptée	0.100
Z2	Rejetée	0.023
Z3	Acceptée	0.092
Z4	Rejetée	0.010

Les séries temporelles des MAP des zones Z1 et Z3 ayant été détectées comme stationnaires, elles ne subiront pas le test de tendance de MK. De plus, compte tenu des critères énoncés à la Sect. 2.3.3 — la non-stationnarité de la série temporelle candidate comme préalable à la présente investigation — , ces séries temporelles seront exclues de la suite de l'analyse. Un tel résultat a pour sens physique, l'indépendance de l'occurrence des MAP de JAS de ces zones à une téléconnexion atmosphérique ou influence à distance telle que la circulation atmosphérique à grande échelle. Le niveau de tendance dans les séries temporelles non-stationnaires des zones Z2 et Z4 a été évalué, ceci en appliquant le test de MK à un niveau de significativité de 0.05. Ce test indique une tendance à la diminution des MAP au cours de la période 1901–2014 pour ces deux zones. Notamment, cette tendance est significative dans la zone Z4 ($\boldsymbol{\tau}$= -0.22 et *p*-value = 0.000405) et non significative dans la zone Z2 ($\boldsymbol{\tau}$= - 0.0936 et *p*-value = 0.14042). Cette diminution des précipitations extrêmes dans la zone Z2 pourrait être le résultat des sécheresses post-1970 dans le Sahel (Chamani *et al.*, 2019). L'Afrique Centrale a également été l'objet de sécheresses prolongées ces deux décennies (Dyer *et al.*, 2017), cela expliquerait la diminution des MAP de JAS dans la zone équatoriale humide Z4.

Les MVCGE étant des phénomènes oscillatoires dont l'évolution au cours du temps est essentiellement non-stationnaire, une telle propriété physique implique l'absence d'une monotonie particulière au sein de la série temporelle d'un indice de la MVCGE et des périodes où le phénomène est maximal. Compte tenu de cela, seule la série temporelle régionale des

[40] Egalement connue sous le nom de cellule Walker, c'est un modèle conceptuel du flux d'air sous les tropiques dans la basse atmosphère. Selon ce modèle, les colis d'air suivent une circulation fermée dans les directions zonale et verticale.

MAP de la zone Z2 sera utilisée pour la suite de l'analyse car en plus d'être non-stationnaire, elle ne présente pas de tendances significatives. La présence d'une tendance significative au sein d'une série temporelle d'une variable météorologique comme les précipitations serait le fait par exemple de la variabilité naturelle du climat ou l'effet d'un facteur endogène ou proche de la variable précipitation et non le résultat d'un MVCGE. A titre illustratif, la variable température par le biais du réchauffement global induit une certaine tendance aux précipitations. Des études telles que celle de Lau *et al.* (2013) ont montré que la hausse des températures sous l'effet de l'augmentation du CO_2 à l'échelle du globe a un impact sur l'évolution des précipitations à divers endroits du globe terrestre. Ces derniers ont également montré que les tendances induites par cet impact sur les précipitations ne sont pas uniformes à travers le globe terrestre — diminution dans certaine partie et augmentation ailleurs incluant respectivement des risques d'inondations et de sécheresses.

3.2.2. Evaluation de la dépendance entre l'indice régional des MAP de la zone Z2 et ceux des MVCGE pendant la saison de JAS

Les résultats du test de corrélation de Spearman au niveau de significativité de 0.05 entre la série temporelle des indices régionaux des MAP de JAS de la zone Z2 et les quatre indices de la variabilité climatique à grande échelle (NINO3.4I, NAOI, PDOI et AMOI) sont consignés dans le Tab. 3.2.2. La valeur en gras du coefficient de corrélation ρ de Spearman indique une relation significative entre les deux variables. Les observations générales révèlent que les extrêmes de précipitations de la saison JAS dans la zone Z2 sont beaucoup plus influencés par l'AMO que par d'autres modes de variabilités, ceci du fait de leur corrélation significative au niveau 5 %. De plus, le signe positif du coefficient de corrélation entre les deux variables révèle qu'ils obéissent à la même monotonie [entendue ici comme phase], c'est-à-dire qu'une phase chaude de l'AMO entraîne une intensification des extrêmes de précipitations de JAS, et vice versa.

Ce résultat n'est pas loin de ceux obtenus par Martin et Thorncroft (2014) et Zhang et Delworth (2006) bien qu'ils n'aient pas investiguer sur les extrêmes de précipitations. Les premiers ont analysé l'effet de l'AMO sur le cycle annuel de la MOA et ont observé une augmentation significative des précipitations d'été pendant les phases chaudes de l'AMO, avec de fortes augmentations au cours de la période typique de début de mousson en juin. Les seconds, ont investigué sur l'impact de l'AMO sur les précipitations d'été en Inde/Sahel et sur les ouragans de l'Atlantique. En effet, en effectuant à la fois des analyses statistiques sur les données observées et celles conçues expérimentalement en utilisant le modèle climatique

couplé hybride — le dernier modèle de circulation générale (CM2.1) entièrement couplé océan-atmosphère GFDL avec des niveaux de forçage radiatif de 1860, produisant un climat moderne raisonnable (Delworth *et al.*, 2006) — , ils ont montré qu'au cours du 20ème siècle l'AMO a joué un rôle majeur dans le forçage des variations multi-décennales des précipitations dans le Sahel, conduisant ainsi à une relation de phase. Cela impliquerait que si la phase chaude actuelle de l'AMO persiste dans la prochaine décennie, cela renforcera les précipitations d'été. Dans la même veine, d'après Ting *et al*. (2011), le modèle de précipitations prédominant associé à la phase positive de l'AMO est due à un déplacement vers le nord de la ZCIT atlantique, entraînant une augmentation des précipitations de l'ouest du Sahel à travers l'Atlantique Nord jusqu'en Amérique Centrale.

Tableau 3.2.2 Coefficients de corrélation ρ de Spearman entre la série temporelle de l'indice régionale des MAP de JAS de la zone semi-aride (Z2) et les quatre indices des différents modes de la variabilité climatique à grande échelle (MVCGE) moyennés sur la saison JAS.

Indices	NINO3.4I	NAOI	PDOI	AMOI
ρ	-0.33	0.14	-0.36	0.22^{*}

L'astérisque sur la valeur 0.22 indique la corrélation significative au niveau 0.05.

Comme l'indique également le Tab. 3.2.2, comparée aux autres indices, cette corrélation est relativement forte et non significative pour le NINO3.4I et le PDOI, mais faible et non significative pour le NAOI. Ce qui implique que l'occurrence des précipitations extrêmes pendant la saison JAS dans la zone Z2 est presque indépendante des indices de JAS du NAO, mais serait relativement influencée par l'ENSO et le PDO. La valeur négative des coefficients de corrélation entre les indices NINO3.4, PDO et ceux des MAP de JAS informe que durant la période d'étude, les deux modes ont évolué en opposition de phase avec les extrêmes de précipitations de JAS. Plus spécifiquement, pour la saison JAS, une phase active de l'El Niño (phase chaude du PDO) correspond à des extrêmes de précipitations de faibles intensités alors que la phase active de la Niña (phase froide du PDO) correspond aux extrêmes de précipitations les plus élevés. Dans le cas de l'ENSO, une telle observation voudrait dire physiquement que ce dernier est la plupart de temps à l'origine des sécheresses dans la zone Z2. Les auteurs tels que Fontaine *et al*. (1998) ont lié la sécheresse au Sahel à la phase chaude de l'ENSO et ceux comme Chamani *et al.* (2018) ont trouvé que les années les plus extrême en termes de précipitations dans les principales sous-zones climatiques du Sahel après les années 1970 coïncident avec la phase froide de l'ENSO. L'effet combiné de l'ENSO et du PDO — ils évoluent en phase entre eux, mais en opposition de phase avec les MAP de JAS sur la période

1901–2009 — sur les MAP serait le résultat de la modulation de la variabilité de l'ENSO au cours de ces dernières années par le PDO (Wang *et al*., 2014; Mestas-Nunez et Miller, 2006).

Ces résultats — lien relatif entre les indices de l'ENSO (PDO) et les MAP de JAS d'une part, et la faiblesse du coefficient de corrélation entre les indices de NAO et les MAP de JAS — épousent la conclusion de Zhang *et al*. (2010) sur le lien entre ces modes naturels de la circulation atmosphérique à grande échelle et les précipitations extrêmes, mais à la seule différence qu'ils ont conduit leur analyse pendant la saison de Décembre–Mars (hiver), en Amérique du nord. Ils ont montré que l'ENSO et le PDO ont des influences spatiales cohérentes et statistiquement significatives sur les précipitations extrêmes, tandis que l'influence de la NAO est régionale et ne présente pas un champ significatif. A l'échelle globale, dans le cas spécifique de l'ENSO et du NAO, on peut rapprocher cette constatation à celle de Giorgi (2002) , qui bien que ne s'étant pas focalisé sur la composante extrême des paramètres d'intérêts d'étude du climat, a conclu que l'ENSO affecte de manière significative les modèles de la variabilité des anomalies dans un certain nombre de régions, principalement dans les zones tropicales, tandis que le NAO affecte de manière significative la variabilité dans les régions septentrionales (nord) de latitudes moyennes et élevées d'Europe et d'Asie.

Du fait de la dépendance significative entre les indices de l'AMO et ceux des MAP pendant la saison JAS — contrairement aux indices de l'ENSO, NAO et PDO — , l'indice de l'AMO sera utilisé comme covariables, variant dans le temps pour la modélisation de l'occurrence des précipitations extrêmes de JAS à partir de la distribution GEV non-stationnaire.

3.2.3. Choix des modèles non-stationnaires de GEV habilités à modéliser l'occurrence des MAP de JAS dans la zone semi-aride (Z2) sous l'effet de l'AMO.

Le tableau 3.2.3 fait un listing des modèles candidats — M_1–M_7 — de la distribution GEV non-stationnaire pour la modélisation des MAP de JAS avec l'indice de l'AMO comme covariable variant dans le temps. Le choix des modèles non-stationnaires de GEV $\{M_i\}_{1\leq i\leq 7}$ adéquats se fera en comparant ces derniers au modèle stationnaire de GEV (M_0 : $\mu_z = \mu_0$, $\sigma_z = exp(\sigma_0)$, $\xi_z = \xi_0$) et en appliquant le LRT. Ceci pour la simple raison que le modèle M_0 est un cas particulier des modèles $\{M_i\}_{1\leq i\leq 7}$. Ainsi, la vérification de la qualité d'ajustement du modèle du M_0 à la série temporelle des MAP de JAS de la zone Z2 sera un préalable pour la suite de l'analyse.

Tableau 3.2.3 Modèles non-stationnaire $\{M_i\}_{1\leq i\leq 7}$ de la distribution GEV et la spécification de ses paramètres comme fonction de l'indice de l'oscillation atlantique multidécennale (*Atlantic Multidecadal oscillation Index* ou AMOI).

Modèle	Forme spécifique des paramètres
M_1	$\mu_z = \mu_0 + \mu_1 AMOI(z)$, $\sigma_z = exp(\sigma_0)$, $\xi_z = \xi_0$
M_2	$\mu_z = \mu_0$, $\sigma_z = exp(\sigma_0 + \sigma_1 AMOI(z))$, $\xi_z = \xi_0$
M_3	$\mu_z = \mu_0$, $\sigma_z = exp(\sigma_0)$, $\xi_z = \xi_0 + \xi_1 AMOI(z)$
M_4	$\mu_z = \mu_0 + \mu_1 AMOI(z)$, $\sigma_z = exp(\sigma_0 + \sigma_1 AMOI(z))$, $\xi_z = \xi_0$
M_5	$\mu_z = \mu_z = \mu_0 + \mu_1 AMOI(z)$,$\sigma_z = exp(\sigma_0)$, $\xi_z = \xi_0 + \xi_1 AMOI(z)$
M_6	$\mu_z = \mu_0$, $\sigma_z = exp(\sigma_0 + \sigma_1 AMOI(z))$, $\xi_z = \xi_0 + \xi_1 AMOI(z)$
M_7	$\mu_z = \mu_z = \mu_0 + \mu_1 AMOI(z)$, $\sigma_z = exp(\sigma_0 + \sigma_1 AMOI(z))$, $\xi_z = \xi_0 + \xi_1 AMOI(z)$

3.2.3.1 Vérification de l'adéquation du modèle stationnaire de GEV (M_0) aux MAP de JAS de la zone sahélienne (Z2)

La figure 3.2.1 compare les valeurs des probabilités empiriques des MAP de JAS à ceux du modèle théorique de la distribution GEV stationnaire M_0($\mu_z = \mu_0$, $\sigma_z = exp(\sigma_0)$, $\xi_z = \xi_0$). Il s'agit du test graphique qui évalue la qualité d'ajustement de M_0 à la série temporelle des MAP de JAS de la zone semi-aride (Z2). Les valeurs des probabilités empiriques sont proches et parfois confondues à la diagonale représentant M_0, justifiant ainsi l'hypothèse selon laquelle les MAP de JAS de la zone Z2 peuvent être modelés en utilisant M_0. En plus de l'évaluation qualitative précédente, nous avons également appliqué le test non-paramétrique de K-S pour évaluer quantitativement le niveau d'ajustement. Le résultat de ce test (la valeur-*p* = 0.82) confirme l'hypothèse nulle au niveau de significativité de 5 % que la série temporelle des MAP de JAS de la zone Z2 a été échantillonnée suivant M_0. L'ajustement de M_0 aux données nous a permis d'estimer via la méthode du MLE les paramètres de M_0 : μ = 158.369 (2.766), σ = 27.053 (1.900) et ξ = -0.245 (0.05) — la valeur entre-parenthèses associée à chaque estimation représente l'erreur standard. La valeur $\xi < 0$, informe que la loi de Weibull est la distribution de GEV stationnaire la plus adaptée pour modéliser les MAP de JAS dans la zone semi-aride (Z2).

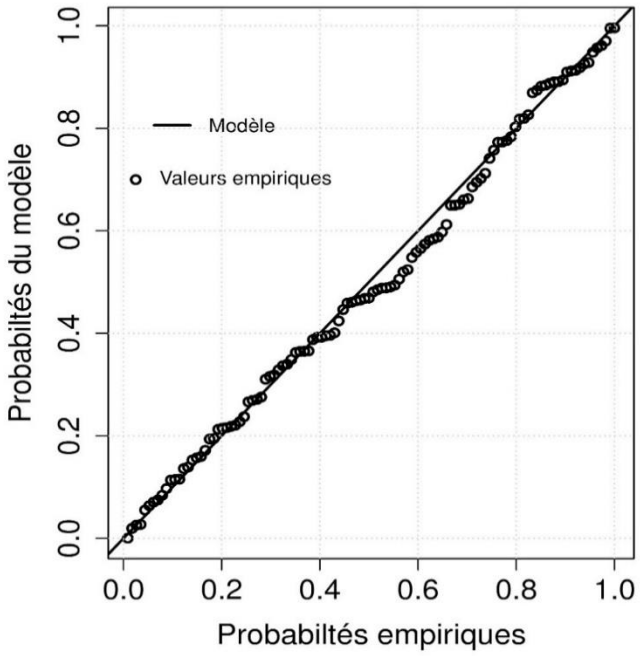

Figure 3.2.1 Graphique de probabilité-probabilité (*probability-probability plot* ou P-P plot) de l'ajustement de M_0 aux maximums annuels de précipitations (MAP) de la saison JAS.

En somme, bien que la série temporelle régionale des MAP de JAS de la zone semi-aride (Z2) soit non-stationnaire, la distribution de GEV stationnaire (M_0) s'ajuste raisonnablement même si on ne prend pas en compte l'effet de l'AMO. Une telle observation s'expliquerait par la taille des blocs de temps utilisée ici pour modéliser les extrêmes de précipitations. En effet, plus la taille des blocs de temps est grande plus les maximums de deux blocs de temps consécutifs tendent à être indépendants, et ainsi, ils formeront au cours du temps une série de valeurs constituée de données i.i.d. Dans le présent travail, nous avons utilisé comme blocs de temps l'année et de plus, les maximums extraits de ces blocs sont issus de la saison JAS, ce qui non seulement élargit l'écart temporelle entre deux extrêmes consécutifs, mais aussi affaiblit la dépendance sérielle entre les données. Les auteurs tels que Sharma *et al.* (1999) ont montré qu'entre deux mesures, le degré de corrélation diminuerait à mesure que la période de séparation des mesures augmenterait. Ce résultat est en concorde avec celui obtenu par Zhang *et al.* (2010) à travers l'Amérique du Nord. Ils ont trouvé que la distribution de GEV à priori stationnaire s'ajuste correctement aux maximums journaliers de précipitations de Décembre–Février (Hiver).

3.2.3.2 Sélection des modèles $\{M_i\}_{1\leq i\leq 7}$ par rapport au modèle M_0

Le tableau 3.2.4 fait un récapitulatif de la valeur-*p* issue de l'application du LRT qui évalue la qualité d'ajustement des modèles $\{M_i\}_{1\leq i\leq 7}$ par rapport au modèle M_0 car M_0 est un cas particulier des modèles M_i, c'est-à-dire lorsque AMO(z) = 0. Comme on peut le voir, comparé aux modèles M_2–M_7, l'hypothèse alternative ne peut pas être rejetée au niveau de significativité de 5 % pour le modèle M_1, puisque la valeur-*p* est inférieure à 0.05. Pour supporter ce résultat, le test d'ajustement graphique qui permet d'évaluer la convenance de M_1 aux MAP de JAS à travers la zone Z2 a été produit (Figs. 3.2.2a–b). Les Figs. 3.2.2a et 3.2.2b montrent respectivement le graphique P-P de M_1 et le résumé du résultat de la modélisation de la série temporelle non-stationnaire des MAP de JAS de la zone Z2 en utilisant M_1. Sur la Fig. 3.2.2b, sont également représentés les résultats de la modélisation basés sur le modèle M_1, c'est-à-dire les valeurs observées des MAP de JAS, la médiane estimée et les 5ème et 95ème percentiles. La médiane estimée représente les NR effectifs de 2 ans conditionnés par la non-stationnarité du modèle M_1. Elle nous informe sur l'évolution interannuelle des MAP de JAS qui se situent au 50ème quartile de la densité de probabilité de la distribution de GEV décrite par M_1. Les 5ème et 95ème percentiles quant à eux représentent l'IC associé à l'estimation de la médiane. Ces graphiques d'ajustement suggèrent que le modèle M_1 fonctionne assez bien. En plus de ces tests d'ajustement graphique, nous avons également appliqué le test de K-S afin d'évaluer quantitativement le niveau d'ajustement de M_1 aux MAP de la zone Z2. Il ressort que l'hypothèse nulle H_0 (les extrêmes sont issus de la distribution ajustée) ne peut être rejetée car la *p*-value est largement supérieure à 0.05.

L'acceptation de de l'hypothèse nulle — valeur-*p* > 0.05 — pour les modèles M_2–M_7 à l'issue de l'application du LRT au niveau de significativité de 5 % révèle qu'aussi bien de manière unique (modèles M_2–M_3), combinée (modèles M_4–M_6) et globale (modèles M_7) l'AMO n'a pas d'impact sur les paramètres d'échelle et de forme de la distribution GEV des MAP de JAS. Cela signifie que l'utilisation de tels modèle pour la simulation des MAP de JAS dans la zone Z2 avec l'AMO comme covariante variant dans le temps n'améliore pas de façon significative la modélisation non-stationnaire des extrêmes de précipitations, comparé à la modélisation stationnaire (modèle M_0). Le modèle M_1 a été utilisé avec succès par Brown (2018) pour investiguer sur l'impact des MVCGE et des tendances sur la variabilité des précipitations extrême en Angleterre. Il a montré qu'à travers l'Angleterre, l'occurrence des précipitations extrêmes au cours de l'année est beaucoup plus influencée par le NAO. Notamment il trouve que pendant la saison de JAS les précipitations extrêmes sont impactées

significativement par le NAO et le PDO, mais ne le sont pas pour l'ENSO et l'AMO — un NAO ou un PDO positif entraîne une diminution des précipitations extrêmes. Bien qu'ayant utilisé le même modèle M_1 que Brown (2018) dans le présent travail, son résultat diverge fortement du nôtre, obtenu dans la zone semi-aride (Z2), puisque nous avons trouvé que seul l'AMO affectait significativement les MAP de JAS comparé aux autres modes. La cause de cette disparité serait physique — climat, relief, le couvert végétal, les réseaux hydrographiques et hydrologiques — et de ce fait, tributaire du domaine d'étude.

Tableau 3.2.4 Test du rapport de vraisemblance (*Likelihood ratio test* ou LRT) de l'adéquation des modèles M_1–M_7 par rapport au modèle M_0 de la série temporelle non-stationnaire et sans tendance des MAP de JAS de la zone Z2.

Model	M_1	M_2	M_3	M_4	M_5	M_6	M_7
Valeur-*p*	< 0.05	> 0.05	> 0.05	> 0.05	> 0.05	> 0.05	> 0.05

Le modèle M_1 sélectionné est initialement définis par :

$$M_1(y|Cov(z) = AMOI(z)) \sim GEV(\mu_z, \sigma, \xi) \quad (80)$$

Où $Cov(z)$ est la covariable qui conditionne le paramètre μ de la distribution GEV, $\mu_z = \mu_0 + \mu_1 AMOI(z)$, $\sigma_z = exp(\sigma_0)$ et $\xi_z = \xi_0$ l'estimation de μ_0, μ_1, σ_0 et ξ_0 par la méthode du MLE, nous permet de réécrire $M_1(z)$ de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \mu_z &= 158.433 + 23.282 \times AMOI(z) \\ \sigma &= 26.364 \\ \xi &= -0.235 \end{aligned} \quad (81)$$

Les erreurs standards associées à l'estimation de μ_0, μ_1, σ_0 et ξ_0 sont respectivement 2.700, 10.908, 1.858 et 0.053. Le paramètre μ_1 est la pente décrivant l'association linéaire entre l'AMO et le paramètre de position μ_z et l'AMO. Cette pente exprime l'évolution des MAP [mm] par changement dans la fréquence d'occurrence de l'AMO. L'indice de l'AMO n'ayant pas d'unité, alors l'unité de la pente μ_1 est le mm. Comme on peut le constater μ_1 est positif (23.282 mm), ce qui signifie que les précipitations extrêmes de JAS ont évolués dans le même sens que l'AMO pendant la période 1901–2014. En d'autres termes, $\mu_z > 0$ implique qu'une augmentation de la fréquence de la phase positive (chaude) de l'AMO serait synonyme d'une possible augmentation des précipitations extrême de JAS. Cette valeur positive de μ_1 est en accord — en terme de signe — avec celle du coefficient de corrélation ρ Spearman calculé ci-dessus , qui nous a plutôt permis d'observer cette dépendance entre les MAP et l'indice de

l'AMO. Par ailleurs, le fait que les paramètres σ et ξ ne soient pas conditionnés par l'indice de l'AMO, implique dans le cas de σ que la variabilité des MAP de la saison JAS dans cette partie de l'Afrique au Nord de l'Équateur au cours de la période 1901–2014 n'était pas liée à l'AMO saisonnier, et dans le cas ξ, cela signifie que la distribution sous-jacente de GEV — la distribution de Weibull — est resté la même au cours de la période d'étude.

En somme, ces observations signifient que dans la zone Z2 le modèle non-stationnaire de GEV avec le paramètre de position comme fonction de l'indice de l'AMO est plus approprié pour modéliser les maximums annuels et régionaux des précipitations de la saison JAS. Ce résultat indique que l'AMO influence principalement le paramètre de position de distribution GEV et, de ce fait, suggère que l'AMO serait en partie responsable des changements dans la moyenne des MAP régionaux de la saison de JAS de la zone sahélienne Z2.

Ces résultats sont comparables à ceux obtenus par Mohino *et al.* (2011) au Sahel, mais à la seule différence que dans le présent travail, nous nous intéressons aux MAP de la saison de JAS que nous modélisons en utilisant une distribution de GEV dont les paramètres sont conditionnés par l'indice de l'AMO. Mohino *et al.* (2011) ont étudié la contribution relative de l'AMO et d'autres facteurs — le réchauffement global et l'oscillation inter-décennale du Pacific — sur la variabilité des précipitations au Sahel, ceci en utilisant 'un modèle de circulation générale atmosphérique. Dans le cas de l'AMO, Ils ont non seulement montré que sa phase positive améliore les précipitations dans le Sahel, mais aussi que le retour partiel des précipitations dans cette zone était rythmé par l'AMO.

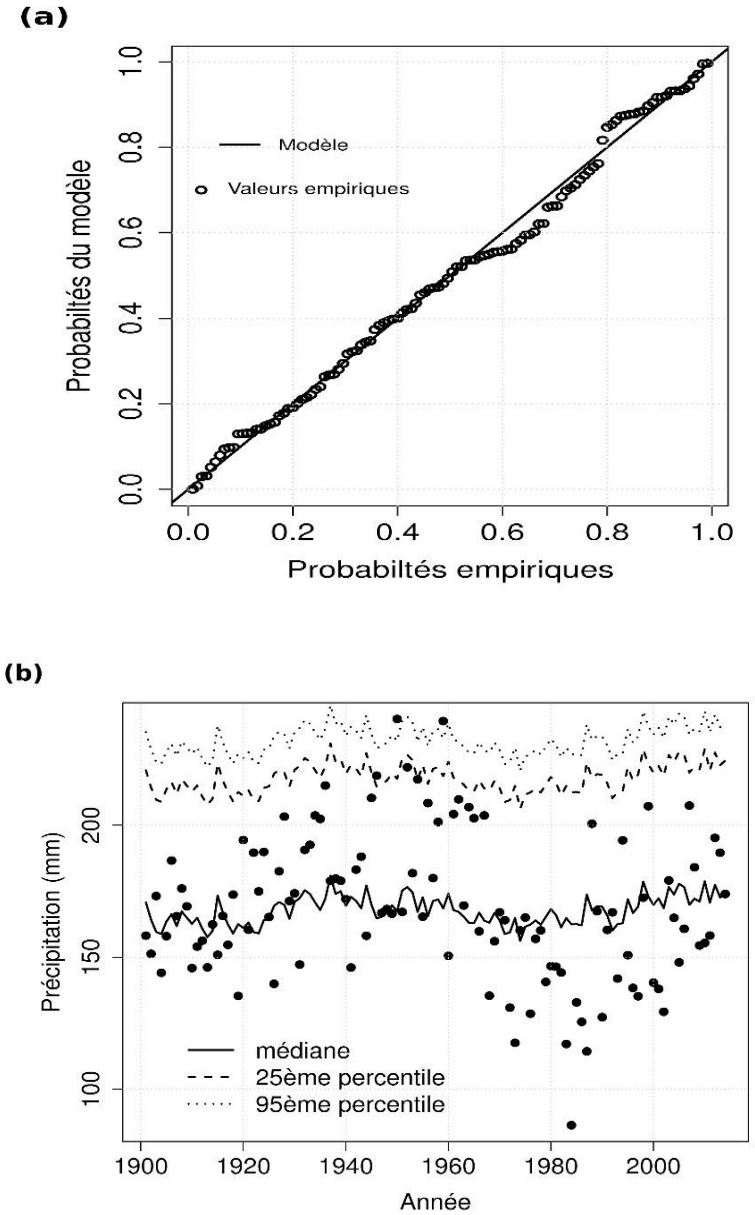

Figure 3.2.2 Résultats de la modélisation des précipitations extrêmes à partir du meilleur modèle non-stationnaire M_1 caractérisé par un paramètre de position qui dépend linéairement de l'indice de l'AMO. M_1 est ajusté ici à la série temporelle des MAP de la saison de JAS de la zone Z2 (non-stationnaire et sans tendance significative). **(a)** P-P plot; **(b)** Valeurs observées des MAP de la saison JAS et les évolutions interannuelles de la médiane, des 5ème et 95ème percentiles estimés.

3.2.4. Estimation des NR des événements de précipitations extrêmes de la période 1901–2014 dans la zone Z2 sous l'influence de l'AMO

La figure 3.2.3 montre les changements des NR de 5, 10, 25, 50 et 100 ans estimés pour chaque année à partir de l'ajustement de M_1 aux MAP de la saison JAS. Ces courbes de NR ont été combinées aux observations — points épais et gras sur la Fig. 3.2.3. L'évolution dans le temps de ces NR est similaire à celle de la médiane (Fig. 3.2.2) et diffèrent entre elles par leurs

intensités, qui sont fortement tributaires de la PR. Cette similarité en termes de profiles entre les différentes courbes de NR et celles de la médiane traduit tout simplement le bon ajustement et la convenance du modèle M_1 pour la modélisation des extrêmes annuels de précipitations régionales de JAS dans la zone Z2. Il est important de noter que la variation des NR au fil des années comme l'indique la Fig. 3.2.3 est le fait de la nature du M_1, qui en plus d'être non-stationnaire, utilise l'indice de l'AMO comme covariable au paramètre de position μ.

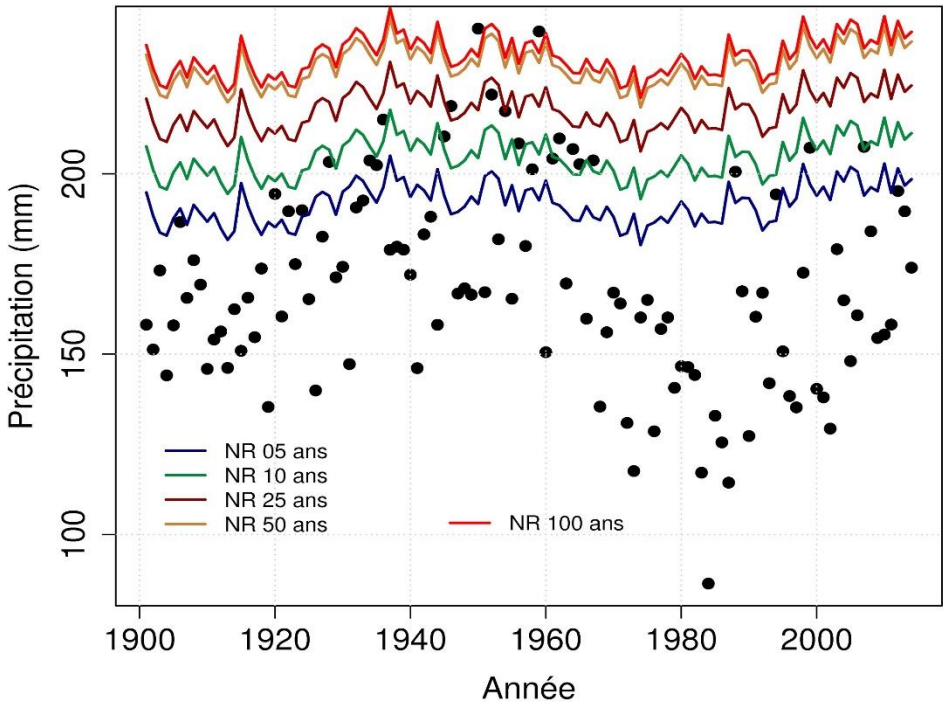

Figure 3.2.3 Evolution des NR prédits de 5, 10, 25, 50 et 100 ans des MAP de JAS sous l'effet de l'AMO dans la zone sahélienne (Z2) de l'Afrique au Nord de l'Équateur. Les points en gras représentent les valeurs empiriques des MAP de JAS de 1901 à 2014.

La figure 3.2.3 permet non seulement de quantifier la fréquence d'occurrence des événements de précipitations extrêmes de JAS dépassant un NR donné pour la période 1901–2014, mais aussi de localiser les périodes de fortes occurrences. Comme on peut le voir sur cette figure l'évènement extrême devient moins fréquent au fur et à mesure que la PR augmente. Ainsi, pour les NR de 5, 10, 25 et 50 ans, nous avons respectivement 23, 12, 3 et 2 dépassements, avec comme fréquences d'occurrence 20.16 %, 10.53 %, 02.63 % et 01.74 %, respectivement. Il est important de noter que cette fréquence est la même pour les NR de 50 et 100 ans (01.74 %)car comme nous pouvons le constater sur la Fig. 3.2.3, leurs courbes de NR sont très proches. Cette proximité entre les courbes de NR de 50 et 100 ans est tout simplement liée à la nature du type de loi de GEV décrite par les MAP de la zone Z2 ($\xi < 0$; voir la Sect.

2.3.3.3.1). Pour rappel, un paramètre de forme ξ de valeur négative correspond à une distribution de Weibull bornée. La conséquence qu'à une telle distribution sur l'estimation des NR est que, pour des PR élevées on a une convergence des NR. Par ailleurs, les deux dépassements correspondant aux NR de 50 et 100 ans apparaissent comme les plus sévères de la période d'étude et sont survenus pendant la décennie des années 1950.

3.2.5. Estimation des PR des trois événements de précipitations extrêmes de la saison JAS les plus sévères de la période 1901–2014 dans la zone Z2 sous l'effet de l'AMO

Les années 1950, 1959 et 1952 — classées par ordre décroissant d'intensité — ont été détectées comme les plus sévères de la période 1901–2014 dans la zone Z2. Les années 1950 et 1952 correspondent également à ceux détectées dans la Sect. 3.1.4 comme les plus sévères dans la même zone, mais l'année 1959 de la présente section ne coïncide pas avec celle 1946 de la Sect. 3.1.4. Cette différence s'explique par le fait que nous avons considéré dans la présente section les maximums annuels de la saison JAS alors que dans la Sect. 3.1.4 nous avons travaillé avec les cumuls annuels de la saison JAS.

Comme on peut le constater, ces extrêmes sont survenus avant les années 1970, plus spécifiquement dans la décennie des années 1950. En effet, la décennie 1950 dans la zone Z2 correspond à celle dite du Sahel humide, celle qui a précédé les sécheresses prolongées des années 1970 et 1980 (Greene *et al.*, 2009; Mohino *et al.*, 2011). Bien qu'il ait été montré que les extrêmes de précipitations sont survenus dans le Sahel post-1970 (Chamani *et al.*, 2018), ces extrêmes restent relativement faibles comparé à ceux de la période pré-1970. Ceci à pour cause, la baisse de la moyenne de précipitations après 1970, et donc, de l'intensité des extrêmes (Chamani *et al.*, 2018), malgré la légère reprise des pluies — par rapport à la moyenne de 1950–59 — observée depuis la décennie 1990 jusqu'à présent (Nicholson, 2018b). Un tel argument expliquerait la concentration des extrêmes de précipitations de JAS les plus sévères de la période 1901–2014 dans le période 1901–70, plus spécifiquement dans la décennie 1950. Les auteurs tels que Haylock *et al.* (2006) ont montré que l'évolution des extrêmes de précipitations suivent celle de la moyenne. En effet, en calculant divers indices annuels de précipitations journalières en Amérique du Sud sur la période allant de 1960 à 2000, ils ont constaté que le profil des tendances extrêmes et celui des précipitations annuelles était généralement le même.

Pour avoir une estimation des PR associées aux quantités de précipitations des années 1950, 1952 et 1959, nous avons calculé l'écart relatif en pourcentage (%) entre le NR de *n*-années

correspondant au MAP de l'année extrême i sous l'influence de l'AMO et la quantité de précipitations de ladite année, ceci en utilisant la formule suivante :

$$\Delta_{NR_n} = \frac{NR_n - Ex_i}{Ex_i} \times 100 \quad (82)$$

où NR_n et Ex_i représentent respectivement le NR de n ans de l'année i, et Ex_i la quantité de précipitations extrêmes associées à ladite année. Le Tab. 3.2.5 présente les résultats issus de ce calcul. Il en ressort que les Δ_{NR_n} associés à ces années sont en majorités négatifs, à l'exception des NR de plus de 15 ans de l'année 1952. Les Δ_{NR} négatifs des années extrêmes 1950 et 1959 indiquent que les NR projetés restent inférieurs aux MAP de JAS enregistrés au cours de ces années, et de ce fait, peuvent être qualifiés de rares et exceptionnels avec des PR supérieures à 100 ans. L'année 1952 quant à elle peut être qualifiée de modérée — en termes d'intensité — par rapport aux extrêmes de 1950 et 1959 du fait du changement de signe que l'on observe au passage de $\Delta_{NR_{15}}$à $\Delta_{NR_{20}}$. Cette inversion de signe de $\Delta_{NR_{15}}$à $\Delta_{NR_{20}}$ signifie non seulement que les NR supérieurs à 15 ans sont supérieurs à la valeur du MAP de 1952, mais aussi que l'événement de 1952 à une PR comprise entre 15 et 20 ans.

De cette investigation, il ressort que pendant la saison de JAS, l'AMO est le principal MVCGE qui impacte de manière significative les MAP de la zone semi-aride (Z2) de l'Afrique au Nord de l'Équateur. Evidemment, nous ne négligeons pas les effets des autres MVCGE comme l'ENSO et le PDO. Par ailleurs, on note qu'en dehors des modes de variabilité climatique, il existe d'autres facteurs qui peuvent influencer ou contribuer à l'apparition des extrêmes de précipitations aussi bien dans la région sahélienne (Z2) que dans les autres zones climatiques de l'Afrique au Nord de l'Équateur — les zones Z1 (aride), Z3 (humide sur la côte guinéenne) et Z4 (forêt équatorial humide). En occurrence, on peut citer par exemple les systèmes convectifs méso-échelles pour ce qui est de la région sahélienne (Z2) (Taylor, 2017) et l'augmentation convergence de l'humidité pour ce qui de la zone équatoriale humide (Z4) (Dyer *et al.*, 2017). L'augmentation de la convergence de l'humidité dans la zone Z4 est amplifiée par la forêt équatoriale humide du Bassin de Congo. De manière générale, les facteurs tels que le réchauffement global d'origine anthropique — les gaz à effet de serre — (IPCC, 2014) et les processus de rétroaction terre-atmosphère (Fisher *et al.*, 2007) jouent un rôle important dans l'avènement des extrêmes de précipitations. En effet, dans le contexte du réchauffement global, les températures devraient augmenter près de la surface et diminuer dans la haute troposphère, ce qui favoriserait l'instabilité thermodynamique et les chances d'une

convection profonde (Kunkel, 2003). Alors, la possibilité d'une augmentation généralisée de l'intensité et de la fréquence des précipitations extrêmes ne pourrait être exclue.

Tableau 3.2.5 Résultat du calcul de l'écart relatif (%) entre les NR de 10 ($\Delta_{NR_{10}}$), 15 ($\Delta_{NR_{15}}$), 20 ($\Delta_{NR_{20}}$), 25 ($\Delta_{NR_{25}}$), 50 ($\Delta_{NR_{50}}$), 75 ($\Delta_{NR_{75}}$) et 100 ($\Delta_{NR_{100}}$) ans et les quantités des MAP de JAS des trois années les plus sévères de la zone Z2, pour la période 1901–2014.

Années extrême	Valeur de la quantité précipitations associée à l'année extrême	$\Delta_{NR_{10}}$	$\Delta_{NR_{15}}$	$\Delta_{NR_{20}}$	$\Delta_{NR_{25}}$	$\Delta_{NR_{50}}$	$\Delta_{NR_{75}}$	$\Delta_{NR_{100}}$
		%						
	mm							
1950	240.26	−14.91	−12.32	−10.65	−09.43	−06.07	−04.36	−03.24
1952	221.96	−03.85	−01.03	0.79	02.10	05.74	07.60	08.80
1959	239.47	−14.21	−11.62	−09.94	−08.72	−05.34	−03.63	−02.51

3.2.6. Influence de l'AMO sur les NR de 50 ans des précipitations extrêmes de JAS de la zone Z2

Pour illustrer l'influence de l'AMO sur les NR des MAP de la saison de JAS nous avons calculé la différence entre le NR de 50 ans estimés à partir du modèle non-stationnaire M_1 et celui estimé à partir du modèle stationnaire M_0. Les NR de 50 ans pour le modèle M_1 variant avec le temps (Fig. 3.2.3), les NR utilisés sont ceux des années 1950, 1952 et 1959 car ils ont été détectés comme les plus sévères de la période 1901–2014, et de ce fait correspondraient d'après la conclusion de la Sect. 3.2.3 aux maximums de l'AMO, c'est-à-dire ceux pour lesquelles les fréquences de l'AMO sont fortes. Ainsi, ces différences donnent -7.29 mm, -6.30 mm et 1.73 mm, respectivement pour les années 1950, 1959 et 1952, ce qui correspond à des valeurs non-nulles. Dès lors, Il est évident que l'AMO impacte les NR, soit en diminuant ou en augmentant leur intensité par rapport au modèle stationnaire M_0. Une analyse rapprochée comparant les valeurs algébriques des différences des NR de 50 ans — entre les modèles M_1 et M_0 pour les extrêmes de 1950, 1959 et 1952 — aux intensités des MAP associées à ces années extrêmes nous a permis de conclure qu'ils sont tributaires de l'intensité des MAP associées à l'année extrême. De plus, la puissance de l'intensité des MAP étant fortement liée à celle de l'AMO (cf. Sect. 3.2.2), on peut également conclure que ces écarts dépendent du maximum de l'AMO. Ainsi, plus l'indice de l'AMO est maximal plus la valeur absolue de la différence est

grande. De même, lorsque l'on passe d'un extrême modéré [1952] à un extrême plus sévère [1950] les NR du modèle non-stationnaire M_1 diminuent par rapport au modèle stationnaire M_0.

3.2.7. Conclusion

Nous avons examiner l'influence des MVCGE sur les précipitations extrêmes en Afrique au Nord de l'Équateur. L'analyse a été faite en considérant les quatre principales zones climatiques en Afrique au Nord de l'Équateur : la zone aride au Sahara (Z1), la zone semi-aride ou sahélienne (Z2), la zone humide le long des côtes de Guinée (Z3) et la zone équatoriale humide (Z4). Les investigations ont été menées sur la base des données mensuelles de précipitations du CRU sur la période 1901–2014. Les MVCGE utilisés étaient l'ENSO, le NAO, le PDO et l'AMO. Nous avons utilisé la distribution GEV pour modéliser les MAP de la saison de JAS avec les indices MVCGE comme co-variable. Les tests de KPSS et de MK ont été utilisés pour détecter respectivement la non-stationnarité et l'existence de tendance dans les séries temporelles des MAP des quatre zones climatiques.

Il ressort que, parmi les quatre zones climatiques, seule la série temporelle des MAP de la zone Z2 a été détectée comme non-stationnaire et ne présentant pas de tendances significatives. De ce fait, elle a été utilisée pour la suite de l'analyse. La dépendance non-linéaire entre l'indice régional des MAP de la zone sahélienne (Z2) et les indices des MVCGE — moyennés sur la saison JAS — a été évaluée en utilisant le test de corrélation de Spearman. Les résultats indiquent parmi ces MVCGE, seul l'AMO est lié significativement aux MAP. Néanmoins, nous avons noté une dépendance relativement modérée, mais non significative entre les MAP et les indices NINO3.4I et PDOI. Pour ce qui est de l'indice NAOI, il est faiblement corrélé aux MAP de la zone Z2 et donc, le NAO n'a pas d'effet sur les extrêmes de précipitations de JAS en zone sahélienne. En raison de sa dépendance significative à l'indice régional des MAP de JAS de la zone semi-aride (Z2), l'indice de l'AMO a été choisi comme prédicteur pour la modélisation des extrêmes de précipitations dans cette zone. Plus spécifiquement, cet indice sera utilisé comme covariable variant dans le temps d'un (des) modèle(s) non-stationnaire(s) sélectionné(s) parmi sept modèles candidats de la distribution de GEV. Les résultats de l'application du LRT auxquels ont été associés les tests d'ajustement graphique (le P-P plot) et non-paramétrique (le test de K-S) nous a permis de conclure que le modèle non-stationnaire GEV avec un paramètre de position comme fonction linéaire de l'AMOI (modèle M_1), est le plus adapté pour la modélisation non-stationnaire des précipitations extrêmes de JAS dans la zone semi-aride (Z2) de l'Afrique au Nord de l'Équateur. De l'ajustement du modèle M_1 aux MAP on observe que la fréquence d'occurrence des extrêmes

de précipitations sur la période 1901–2014 diminue avec l'augmentation de la PR. Les fréquences d'occurrence des MAP susceptibles de dépasser les NR de 5, 10, 25 et 50 ans sont respectivement 20,16%, 10,53%, 02,63% et 01,74% — celle du NR de 100 ans étant égale à celle de 50 ans. Les années 1950, 1952 et 1959 ont été détectées comme les plus sévères de la période 1901–2014 dans la zone Z2. Sous l'influence de l'AMO, les PR associées aux MAP correspondant aux années 1950 et 1959 sont supérieures à 100 ans. Pour ce qui est de la quantité de précipitations extrêmes associées à l'année 1952, la PR estimée est comprise entre 15 et 20 ans. L'influence qu'a l'AMO sur l'intensité des NR des extrêmes de précipitations de JAS a également été évaluée en comparant les NR de 50 ans entre le modèle non-stationnaire conditionné par l'AMO et le modèle stationnaire de GEV. Nous avons constaté qu'il a un impact sur les NR de manière à diminuer ou à amplifier leur intensité suivant la puissance de l'AMO ou la sévérité de l'événement extrême.

De tels résultats trouvent leur application dans la gestion des risques d'inondation liées à l'apparition des extrêmes précipitations en Afrique au Nord de l'Équateur et dans le Sahel en particulier. Dans le même ordre d'idées, les prévisions sur l'évolution de l'AMO pourraient être utilisées pour anticiper sur l'apparition des précipitations extrêmes.

3.3. Estimation des périodes de retour et des niveaux de retour des précipitations extrêmes de JAS dans les principales zones climatiques du Sahel[41]

Contexte de l'étude

Bien qu'elle soit connue comme la région de l'Afrique au Nord de l'Équateur où la variabilité climatique a été l'une des plus sévère en terme de déficits pluviométriques au cours du 20ème siècle (Hulme, 2001), ces dernières décennies — à partir du début des années 1990 — , le Sahel connaît une recrudescence de précipitations extrêmes, conduisant à de crues exceptionnelles et des inondations dévastatrices (Panthou *et al*., 2018). La grande vulnérabilité[42] des populations de cette région semi-aride est accentuée à la fois par le très faible niveau de développement des pays qui partagent cette aire géographique et l'absence de véritable politique d'anticipation (Niang *et al*., 2014). Dans un tel contexte, l'occurrence des précipitations extrêmes dans le Sahel aurait pour effets immédiats la destruction des cultures et de l'habitat, qui sont à forte dominance rudimentaires (Yabi et Afouda, 2012). Par conséquent, la question qui porte aussi bien sur la documentation de la région en précipitations extêmes que

[41] Publier dans *Atmospheric Research* avec comme co-auteurs David Monkam et Zéphirin Yepdo Djomou
[42] En raison d'une économie de subsistance qui est rurale— agropastorale — et fortement tributaire du climat (AGRHYMET, 2010).

sur les moyens de contrôle et de développement d'outils de prévision est une nécessité pour la région.

Dans cette section il sera question d'investiguer sur les PR et les NR des précipitations extrêmes de la saison de JAS au Sahel, s'étendant sur toute la largeur de l'Afrique au Nord de l'Équateur et situé entre les latitudes 8 et 20°N (Fig. 3.3.1a). L'étude la plus importante sur les PR qui a été menée dans cette région est celle de Samimi *et al.* (2012) (cf. Sect. 1.4.1). A titre de rappel, ces auteurs ont enquêté sur les inondations de 2007 au Sahel en raison de fortes précipitations. Ils ont constaté que dans la région, l'événement était exceptionnel avec des PR comprises entre 1 et 50 ans. Bien qu'intéressante, la portée de cette étude reste limitée aussi bien dans l'espace que dans le temps. En effet, les précipitations au Sahel sont caractérisées par une forte variabilité spatio-temporelle dont les effets sont perceptibles aussi bien à l'échelle régionale que locale (Nicholson, 2013). Cette variabilité spatiale pourrait impacter significativement la répartition des précipitations extrêmes d'une sous-région à l'autre, car l'évolution des cumuls de précipitations est étroitement corrélée aux modifications de la fréquence et de l'intensité des événements de précipitations extrêmes (Haylock et Nicholls, 2000). Nous proposons de revisiter l'occurrence des événements de précipitations extrêmes de la saison de JAS dans les principales sous-régions climatiques du Sahel et de faire connaître notre contribution sur la manière dont l'estimation des PR et des NR pourraient contribuer à une meilleure compréhension des événements de précipitations extrêmes dans cette partie de l'Afrique au Nord de l'Équateur.

Compte tenu de ce qui précède, pour analyser les précipitations extrêmes de JAS au Sahel, nous allons le subdiviser en trois sous-régions climatiques (Fig. 3.3.1a). Cette division a été faite en se référant non seulement à l'organisation latitudinale des précipitations dans cette région du fait du flux de mousson, mais aussi à ses principales caractéristiques climatiques observées sur la base de la climatologie distincte de ses précipitations (par exemple, Adeyewa et Nakamura, 2003) :

- La sous-région aride est la vaste région aride de l'Afrique au Nord de l'Équateur (15.0°–20.0°N, 17.0°W–40.0°E). Dans cette partie du Sahel, l'humidité est rare à certains endroits, à l'exception de quelques oasis. Le climat de cette sous-région est uniformément sec — la région est dominée par une moyenne de précipitations < 50 mm.mois^{-1} (Fig. 3.3.1a). La moyenne climatologique des précipitations mensuelles est

considérablement inférieure à celle des sous-régions semi-aride et subhumide (Fig. 3.3.1b);

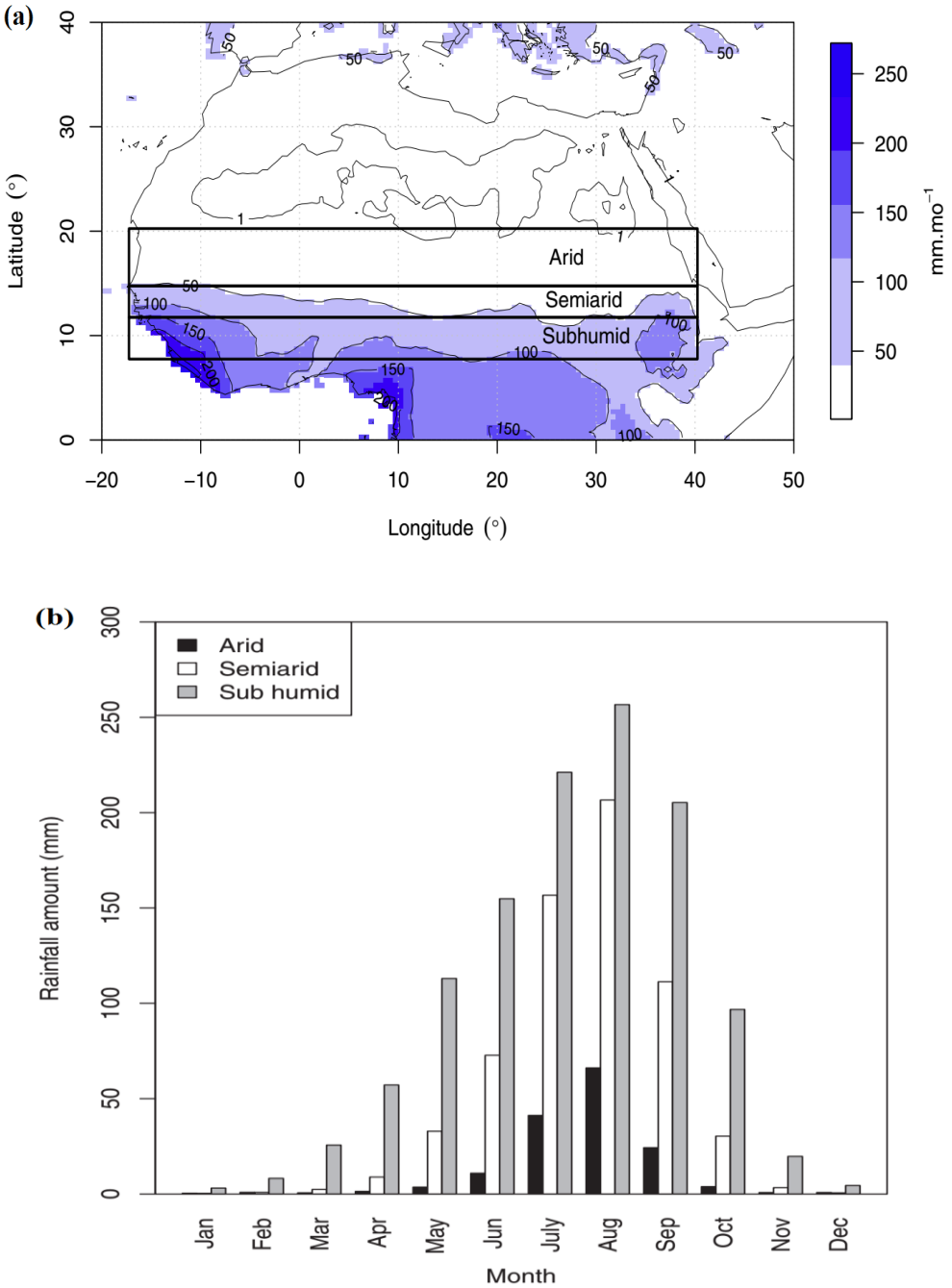

Figure 3.3.1 (a) Carte de la distribution des moyennes annuelles des précipitations (en mm.mois^{-1} ou mm.mo^{-1}) en Afrique au Nord de l'Équateur sur la période 1901–2009, indiquant la région du Sahel (08.0°–20.0°N, 17.0°W–40.0°E) ainsi que ses sous-régions climatiques. **(b)** Moyenne climatologique des précipitations mensuelles sur les sous-régions aride, semi-aride et subhumide du Sahel pour la période 1901–2009. Les valeurs de précipitations mensuelles sont moyennées sur chaque sous-région sur la base des données de précipitations de Jones et Harris (2013). Source : Chamani *et al*., 2018.

- La sous-région semi-aride de l'Afrique au Nord de l'Équateur est définie sur la fenêtre 12.0°–15.0°N, 17.0°W–40.0°E. Elle sert de zone de transition entre la sous-région aride au nord et la sous-région subhumide la plus humide au Sud. Cette sous-région est caractérisée par un climat de steppe avec de faibles précipitations. La moyenne des précipitations annuelles varie généralement entre 50 et 100 mm.mois^{-1} (Fig. 3.3.1a) et la moyenne climatologique des précipitations mensuelles est généralement supérieure à celle de la sous-région aride, mais inférieure à celle de la sous-région subhumide (Fig. 3.3.1b);
- La sous-région subhumide couvre une superficie comprise entre les latitudes 8.0 et 12.0°N et les longitudes allant de 17.0°W à 40.0°E. Cette sous-région est caractérisée par une saison humide pendant les mois d'été — de Juillet à Septembre — et une saison sèche pendant les mois d'hiver — de Décembre à Février. Les précipitations varient entre 100 et 200 mm.mois^{-1} (Fig. 3.3.1a). De plus, comme le montre la Fig. 3.3.1b, la moyenne climatologique des précipitations mensuelles dans cette sous-région est la plus élevée des trois sous-régions.

3.3.1. Relation entre les précipitations extrêmes de JAS et les fractions d'aires affectées

La figure 3.3.2 présente les séries temporelles normalisées sur la période de 1901–2009 des précipitations de JAS et celle des fractions d'aires associées dans chaque sous-région climatique. Comme on peut le voir sur cette figure, les deux variables sont étroitement corrélées dans chaque sous-région, ce qui suggère qu'elles sont censées transmettre des informations physiques similaires — l'ampleur de l'étendue spatiale des impacts de précipitations extrêmes de JAS dépend de l'intensité des précipitations. Cependant, il sera intéressant de déterminer comment les PR et les NR de ces deux variables peuvent différer.

Pour les deux variables, les extrêmes sont représentés par des anomalies sévères de signes positifs (Fig. 3.3.2). Les distributions de ces extrêmes dans le temps sont à peu près similaires pour les sous-régions aride et semi- aride (Fig. 3.3.2a–b), mais diffèrent de celle de la sous-région humide (Fig. 3.3.2c). Cette différence pourrait être expliquée par le fort gradient Nord-Sud de précipitations qui existe dans la région (Fig. 3.3.1a). La ZCIT produit une augmentation rapide de la profondeur de la couche humide vers l'Équateur, ce qui est supposé agir en faveur de l'augmentation rapide du gradient de précipitations Nord-Sud en Afrique de l'Ouest (Nicholson, 2013).

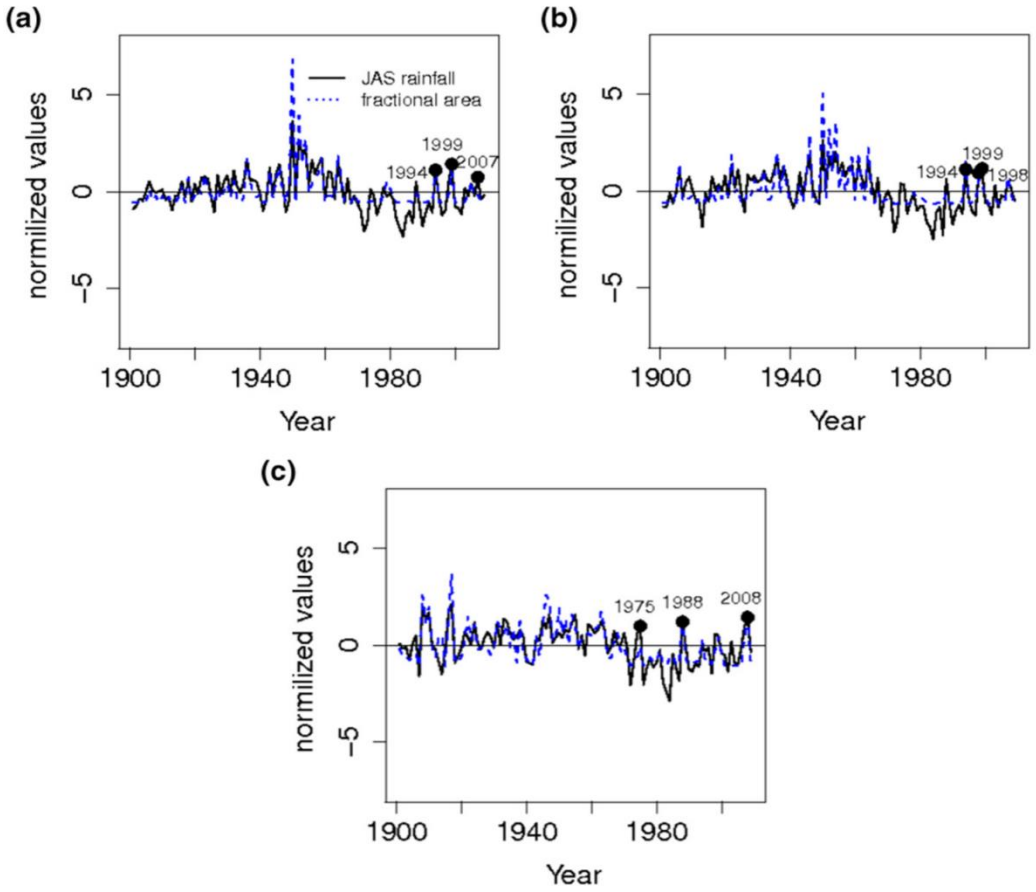

Figure 3.3.2 Evolution des valeurs normalisées des précipitations annuelles et celle des fractions d'aires associées de la saison de JAS, illustrant la variabilité interannuelle des deux variables tout au long de la période 1901–2009 : **(a)** sous-région aride **(b)** sous-région semi-aride, **(c)** sous-région sous-humide. La série temporelle des précipitations JAS est obtenue en extrayant pour chaque année les cumuls de précipitations de JAS en chaque point de grille, suivi d'une moyenne arithmétique sur chaque sous-région comme l'indique la Fig. 3.3.1a. Source : Chamani *et al*., 2018.

3.3.2. Identification du point de changement du régime des précipitations dans chaque sous-région durant la période 1901–2009

Une inspection minutieuse de la Fig. 3.3.2 permet d'identifier l'aridification du milieu du 20ème siècle dans chaque sous-région, caractérisée par une tendance à la baisse des précipitations JAS après les années 1970. Cette baisse des précipitations après l'année 1970 déjà identifiée par Lebel (2003) et Greene *et al*. (2009), marque la transition du climat sahélien d'un état relativement humide — avant 1970 — à un climat plus sec — après 1970. La Fig. 3.3.3 montre clairement le changement de la moyenne à long terme des précipitations de JAS entre les périodes 1901–70 et 1971–2009 dans chaque sous-région. Ainsi, la série temporelle des précipitations de JAS et celle des fractions d'aires correspondantes ont été divisées en deux sous-périodes qui ne se chevauchent pas : la période de pré-changement de 1901 à 1970 ou pré-1970 et la période de post-changement de 1971 à 2009 ou post-1970. Pour justifier

quantitativement cette partition, les moyennes des deux échantillons de données ont été comparées dans chaque sous-région. Le Tab. 3.3.1 présente l'écart en termes de moyennes des précipitations entre les deux sous-périodes et le résultat du test *t* paramétrique appliqué pour vérifier si cet écart est significativement différent de zéro. Dans l'ensemble, les résultats montrent que le changement dans la moyenne des précipitations de JAS entre la période pré-1970 et la période post-1970 est hautement significatif au niveau confiance de 99.9 %.

Le changement dans la moyenne des précipitations de JAS après 1970 pourrait être lié à la persistance de graves sécheresses qui ont frappé le Sahel après 1965. Les sécheresses post-65 au Sahel pourraient être expliquées par la désertification, qui à son tour serait causée par les changements dans l'utilisation des terres (Charney *et al.*, 1975) — activités agro-pastorales et déforestation — ou par le réchauffement généralisé des océans attribué aux GES (Giannini, 2016).

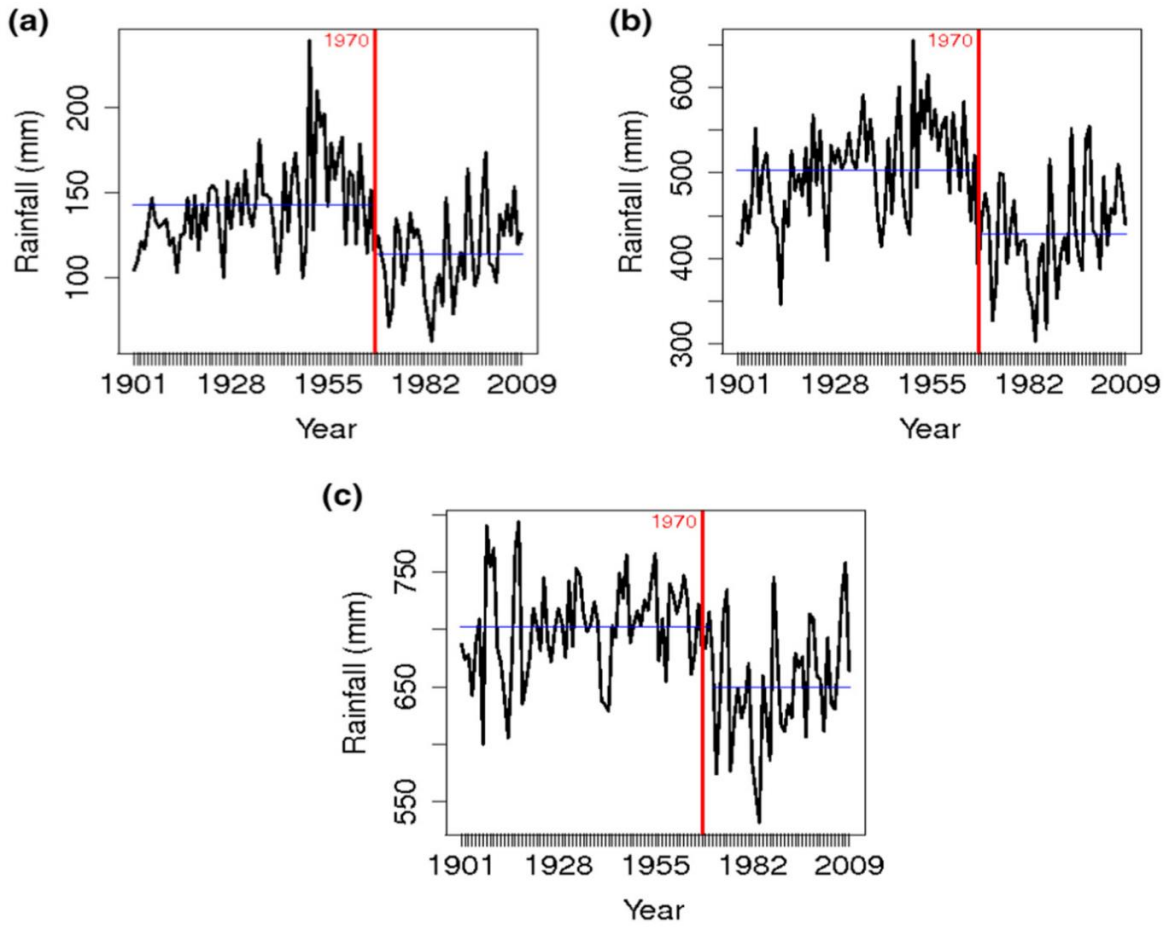

Figure 3.3.3 Moyenne régionale du cumul des précipitations sahéliennes de JAS dans chaque sous-région climatique pour la période 1901–2009 : **(a)** sous-région aride, **(b)** sous-région semi-aride, **(c)** sous-région humide. Les lignes horizontales de couleur bleue indiquent le comportement moyen des précipitations de JAS pour une période donnée, et la ligne verticale de couleur rouge, le point de séparation en 1970. Source : Chamani *et al.*, 2018.

Tableau 3.3.1 Évaluation quantitative de la différence entre les moyennes des précipitations de JAS des périodes 1901–70 et 1971–2009 dans chaque sous-région climatique, et la valeur-*p* (*p*-value) du test *t* paramétrique indiquant le degré de significativité du résultat.

Sous-régions	Valeur moyenne pour la période 1901–1970 (mm)	Valeur moyenne pour la période 1971–2009 (mm)	Ecart de précipitations entre les deux sous-périodes (mm)	*t*-test (*p*-value à sig. = 0.001)
Aride	141.66	113.92	27.94	5.491×10^{-08}
Semi-aride	500.18	428.73	71.46	1.247×10^{-08}
Subhumide	701.90	649.34	52.56	2.51×10^{-07}

3.3.3. Choix des seuils zonaux pour le modèle POT

Les figures 3.3.4 et 3.3.5 présentent les tracés MRL et MBC pour les précipitations et les fractions d'aires pour la période 1901–70 dans chaque sous-région. Ces graphiques ont été produits pour sélectionner les seuils appropriés. Dans la technique des MRL, le tracé doit être approximativement linéaire pour les valeurs appropriées de seuil, alors que dans la technique MBC, la stabilité de la modification des paramètres d'échelle et de forme de la distribution GP par rapport au seuil est évaluée après avoir ajusté la distribution inférée à une gamme de valeurs différentes de seuils *u*. En examinant les graphiques des MRL pour les données de précipitations (fractions d'aires) dans le cas de la sous-région aride (Figs 3.3.4a et 3.3.5a), la plage possible de valeurs de seuil montrant une forme linéaire approximative correspond à 120.00–140.00 mm (0.01–0.05). De plus, en utilisant la distribution GP ajustée pour la plage précédente de valeurs de seuil, une valeur de coupure spécifique parmi les tracés MBC a été sélectionné à 135.00 mm (0.04) (Figs. 3.3.4b–c et 3.3.5b–c). Comme on peut le constater, cette valeur — pour chaque variable — montre la stabilité des paramètres d'échelle et de forme modifiés de la distribution de GP par rapport aux seuils *u*, et donc, a été retenue comme valeur seuil pour la sous-région aride. En effectuant la même procédure dans les autres sous-régions pour la variable précipitation (fraction d'aire), les valeurs de seuil de 500.00 mm (0.08) et 700.00 mm (0.10) ont été trouvées dans les sous-régions semi-aride et subhumide, respectivement. Une fois cette étape terminée, l'inférence sur les paramètres du modèle a été réalisée à l'aide du MLE.

3.3.4. Ajustements de la distribution de GP et évaluation de son adéquation

Le niveau d'ajustement de distribution de GP aux données de précipitations (fractions d'aires) de JAS au-dessus des seuils choisis a été évalué à l'aide des graphiques du diagnostic d'ajustement des Figs. 3.3.6–8 pour les sous-régions aride, semi-aride et subhumide, respectivement. Ces graphiques représentent le test de la qualité d'ajustement de la distribution de GP, dans lequel les données empiriques sont comparées aux aspects de la fonction de la distribution de GP inféré. Comme on peut le remarquer sur les graphiques du P-P plot et du Q-Q plot, chaque ensemble de points empiriques est quasi linéaire. Dans la même veine, les histogrammes des données empiriques sont bien suivis par les fonctions de densité ajustées. Ces observations révèlent la pertinence des seuils choisis et confirment la bonne adéquation entre la distribution de GP et à la fois les précipitations extrêmes et les fractions d'aires au-dessus des seuils sélectionnés.

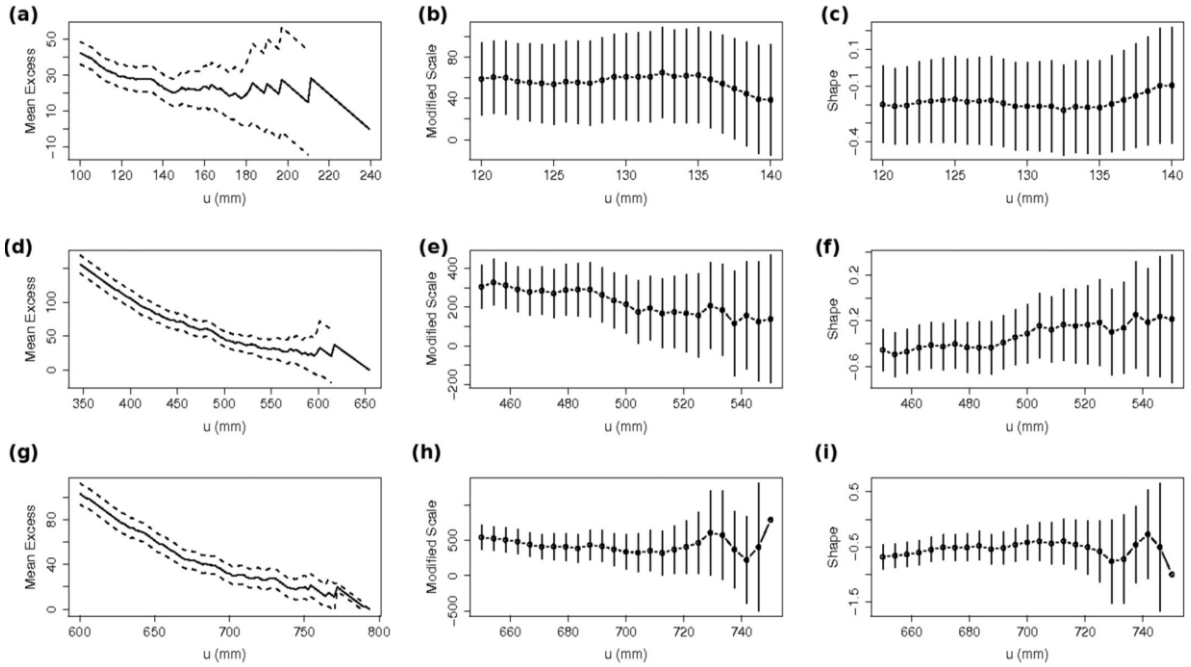

Figure 3.3.4 Tracés du MR plot et du MBC pour les données de précipitations JAS dans chaque sous-région sahélienne pour la période de pré-changement de 1901–70 ou pré-1970. Dans la première colonne (*à gauche*), les tracés du MRL, et dans les deux dernières colonnes, les tracés du MBC (*à droite*) qui montrent les estimations de paramètres d'échelle modifiés de la distribution de Pareto généralisée (generalized Pareto distribution ou GP distribution) par rapport au seuil *u* comme premier tracé, et les estimations du paramètre de forme par rapport au seuil *u* comme deuxième tracé. La sous-région aride est représentée par les graphiques de **a** à **c** (*première ligne*), la sous-région semi-aride par les graphiques de **d** à **f** (*deuxième ligne*) et la sous-région subhumide par les graphiques de **g** à **i** (*troisième ligne*). Les lignes pointillées dans les tracés MRL et les lignes verticales noires dans les tracés MBC indiquent les IC à 95 %.

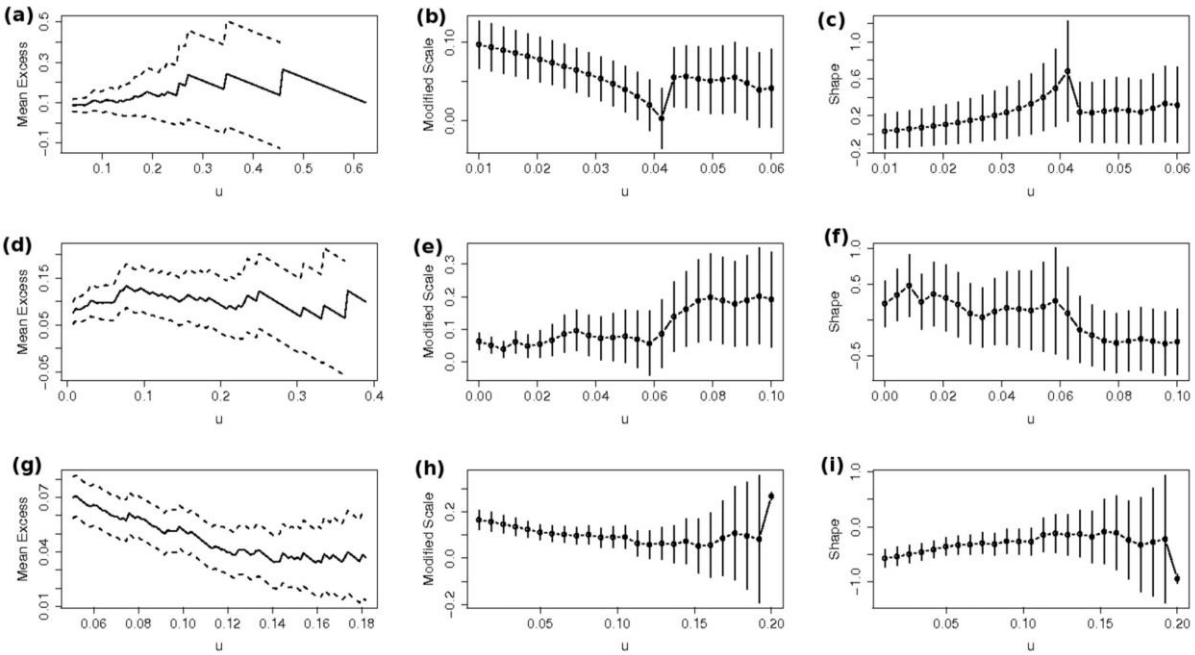

Figure 3.3.5 Comme sur la Fig. 3.3.4, mais pour les données de fractions d'aires.

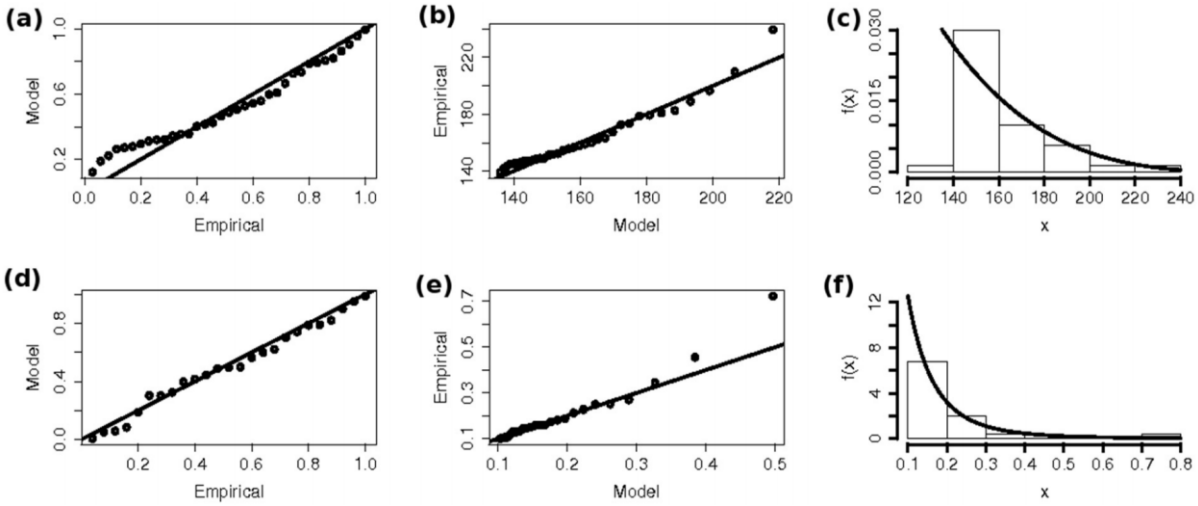

Figure. 3.3.6 Tracés de diagnostics d'ajustement de la distribution de GP ajustés aux données de précipitations de 1901 à 1970 (*tracés a–c*) et aux données des fractions d'aires *(tracés d–f*) pour la sous-région aride : **(a)** et **(d)** tracés du P-P plot ; **(b)** et **(e)** quantile-quantile (*quantile-quantile plot* ou Q-Q plot); et **(c)** et **(f)** histogrammes des données empiriques et la fonction de densité ajustée.

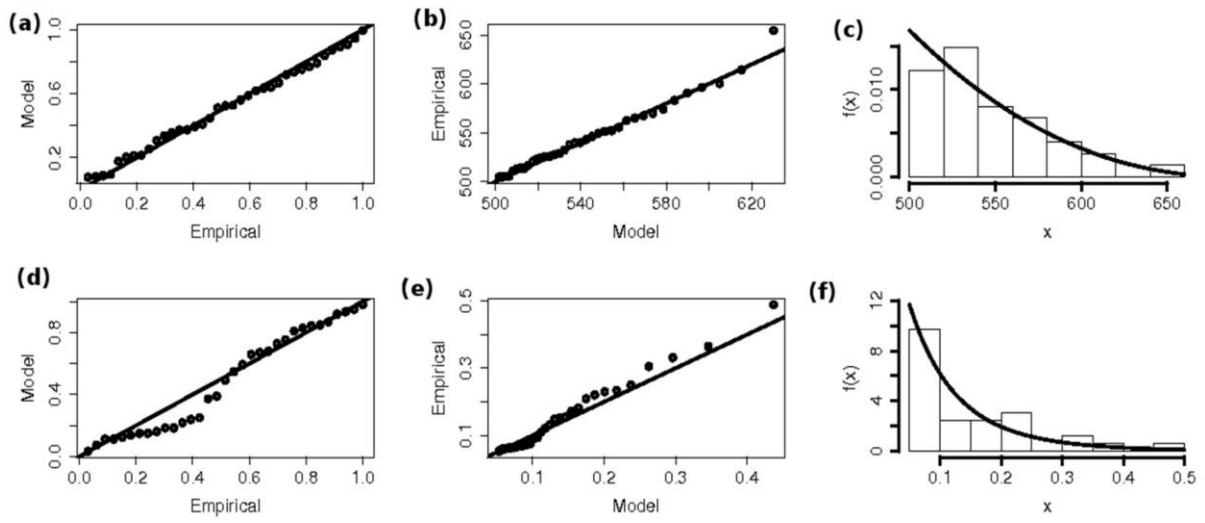

Figure 3.3.7 Comme sur la Fig. 3.3.6, mais pour la sous-région semi-aride.

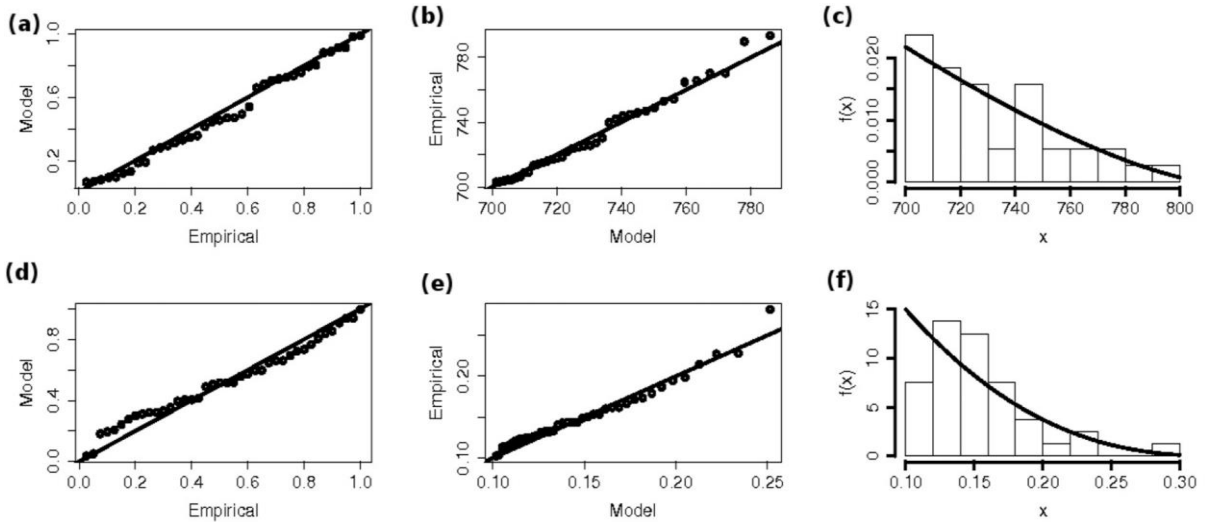

Figure 3.3.8 Comme sur la Fig. 3.3.7, mais pour la sous-région subhumide.

3.3.5 Comparaison des fréquences d'occurrences des précipitations extrêmes de JAS entre les périodes pré-1970 et post-1970 dans chaque zone climatique

Les fréquences d'occurrence des précipitations extrêmes de JAS entre les périodes 1901–70 et 1971–2009 ont été estimées, en calculant la probabilité d'excès de seuil dans chaque sous-région climatique. La probabilité d'excès de seuil est le taux de dépassement de seuil défini par le rapport du nombre de dépassements de seuil par la taille des données d'origine (cf. Eq. 10). Mais, avant de calculer la probabilité dans chaque sous-région, la sélection du seuil a été effectuée pour la période post-70. Selon les méthodes de sélection des seuils décrites à la sous-Sect. 2.3.3.2. Ainsi les valeurs de précipitations de JAS (respectivement fractions d'aires)

égales à 115.00 (0.05), 410.00 (0.03) et 600.00 mm (0.04) correspondant respectivement aux sous-régions aride, semi-aride et subhumide ont été sélectionnées. Les tracés de diagnostic d'ajustement (non représentés ici) comme ceux illustrés des Figs. 3.3.6–8 suggèrent que les seuils sélectionnés ci-dessus sont raisonnables.

Les résultats de la probabilité d'apparition des précipitations extrêmes de JAS au-dessus desdits seuils dans chaque sous-région sont présentés dans le Tab. 3.3.2. Ils montrent que les précipitations extrêmes de JAS dans les sous-régions semi-aride et subhumide ont été plus fréquentes dans la période 1971–2009 que dans la période 1901–1970. Un résultat inverse est obtenu dans la sous-région aride où cette fréquence était moins importante dans la période de post-70. Cette variabilité spatiale peut être liée à la nature convective des précipitations sahélienne, typique des régions de l'Afrique de l'Ouest (Samimi *et al.*, 2012).

Tableau 3.3.2 Probabilité de dépassement des précipitations de JAS au-dessus du seuil sélectionné pour chaque période et dans chaque sous-région climatique du Sahel.

Sous-région	Période pré-70	Période post-70
Aride	0.50	0.39
Semi-aride	0.53	0.62
Subhumide	0.54	0.85

3.3.6. Quantification des changements dans l'évolution des NR des précipitations extrêmes de JAS

Pour quantifier les changements dans les NR des extrêmes de JAS — données de précipitations et de fractions d'aires au-dessus du seuil prédéfini — depuis l'année de changement 1970 dans chaque sous-région climatique, les deux queues des distributions des précipitations et des fractions d'aires des périodes pré-70 et post-70 ont été estimées et comparées à l'aide du LRT. Les résultats indiquent que la différence entre les deux queues des distributions extrêmes est hautement significative dans chaque sous-région (p-value <0.001). Les NR pour les PR données basés sur ces deux queues de distributions sont présentés à la Fig. 3.3.9 pour la variable précipitation et à la Fig. 3.3.10 pour la variable fraction d'aires. Sur ces figures, les NR estimés des extrêmes de JAS de la période post-70 ont été comparés à ceux de la période de pré–70 dans chaque sous-région, et pour chaque variable. Comme on peut le voir, les NR des extrêmes de JAS des deux variables pendant la période post-70 ont considérablement

diminué — par rapport à la période pré-1970 — pour les mêmes PR, ce qui correspond à la diminution des précipitations extrêmes de JAS à partir de l'année 1970.

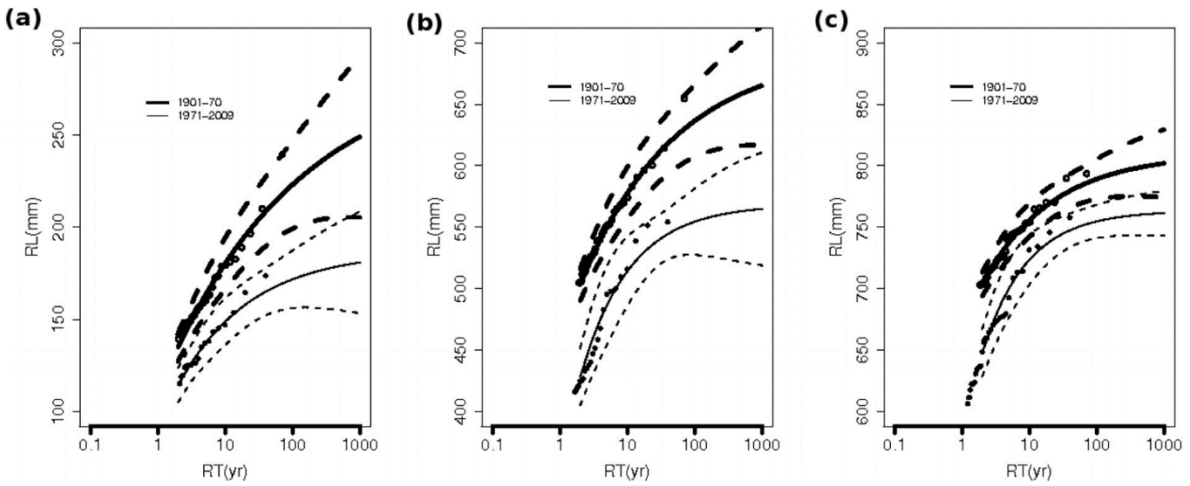

Figure 3.3.9 Courbes de NR[43] sur les périodes pré-70 et post–70 pour les précipitations extrêmes de JAS dans les sous-régions sahéliennes : **(a)** aride, **(b)** semi-aride et **(c)** subhumide. Les courbes en traits forts représentent la période pré-70 et celles en traits fins, la période post-70. Les cercles creux et les cercles pleins représentent respectivement les NR empiriques pour les périodes pré-70 et post–70. Les lignes en pointillés indiquent les IC à 95 %. L'axe des x représente les PR[44] et l'axe des y, les NR associés. Source : Chamani *et al*., 2018.

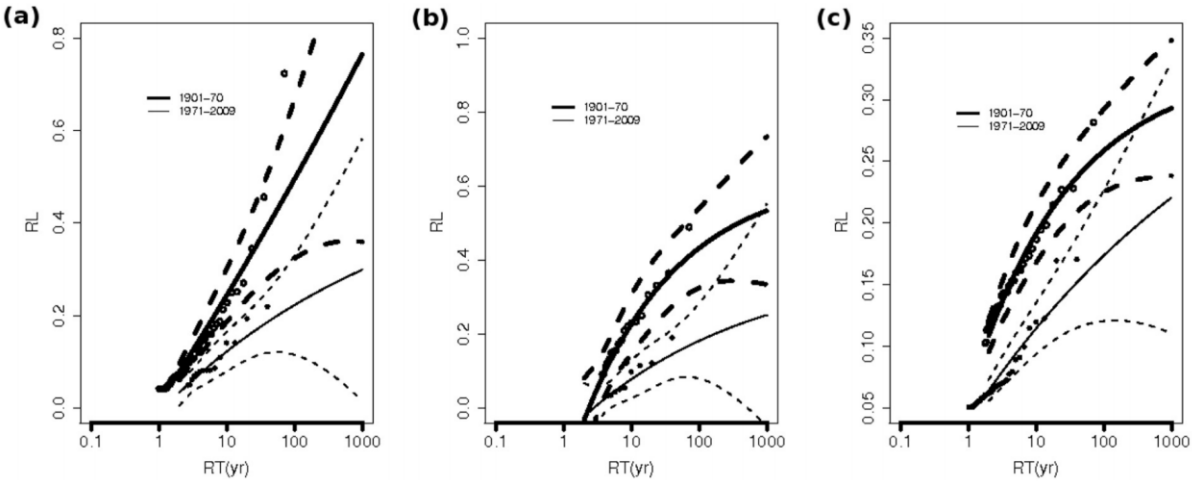

Figure 3.3.10 Comme sur la Fig. 3.3.9, mais pour les fractions d'aires.

Pour vérifier l'homogénéité spatiale de la diminution des précipitations extrêmes de JAS à travers chaque sous-région sahélienne, les différences relatives (DR) des NR de 10 et 30 ans

[43] Sur les Fig. 3.3.9–10, l'abréviation RL renvoie à celle de NR. RL ou return levels est la traduction anglaise du NR.

[44] Sur les Fig. 3.3.9–10, l'abréviation RT renvoie à celle de PR. RT ou return times est la traduction anglaise de la PR.

entre les deux périodes ont été calculées en chaque point de la grille. La DR d'un NR pour une PR y est notée DR_y et est calculée comme suite :

$$DR_y = \frac{NR_{y(1971-2009)} - NR_{y(1901-1970)}}{NR_{y(1901-1970)}} \quad (83)$$

Où y correspond à la PR de 10 ou 30 ans et $NR_{y(1901-1970)}$ et $NR_{y(1971-2009)}$ aux NR de y années des précipitations extrêmes de JAS au-dessus du 95ème percentile en un point de grille donné pour les périodes 1901–70 et 1971–2009. Avant de calculer les DR_{10} et les DR_{30}, le test de K-S a été appliqué en chaque point de la grille pour évaluer la qualité de l'ajustement de la distribution de GP aux excès au-dessus du 95ème percentile. La Fig. 3.3.11 montre les résultats du test pour les deux sous-périodes. La valeur *p* est de loin supérieure à 0.05 dans chaque sous-région, ce qui indique que les dépassements au-dessus des seuils suivent la distribution de GP. Les résultats des calculs des DR_{10} et des DR_{30} sont présentés à la Fig. 3.3.12. Les distributions spatiales des deux DR sont hétérogènes et à peu près similaires. Les NR de 10 et 30 ans de la période post-70 à chaque point de la grille sont inférieurs à ceux de la période pré-70 — les sous-régions sont dominées par des valeurs négatives des DR_{10} et DR_{30} — , indiquant que les NR de 10 et 30 ans des précipitations extrêmes de JAS de la période de la période 1971–2009 ont nettement diminué par rapport à ceux de la période 1901–70 dans chaque sous-région. De plus, les NR des précipitations extrêmes de JAS dans certaines zones de la sous-région aride changent beaucoup plus que ceux des extrêmes dans les sous-régions semi-aride et subhumide, ce qui signifie que dans ces régions les précipitations extrêmes ont beaucoup diminué depuis 1970.

D'autre part, les régions autour du point de grille 18.0°N, 18.0°E dans la zone aride — l'extrême est du Soudan et de l'Éthiopie — ne suivent pas cette tendance à la baisse des précipitations extrêmes de JAS. La tendance inverse dans ces régions peut être la conséquence de la complexité de la topographie de la région. En effet la topographie complexe dans cette partie de la sous-région aride l'emporte sur les structures à grandes échelles, qui à leur tour, influencent la structure des précipitations (Nicholson, 2013).

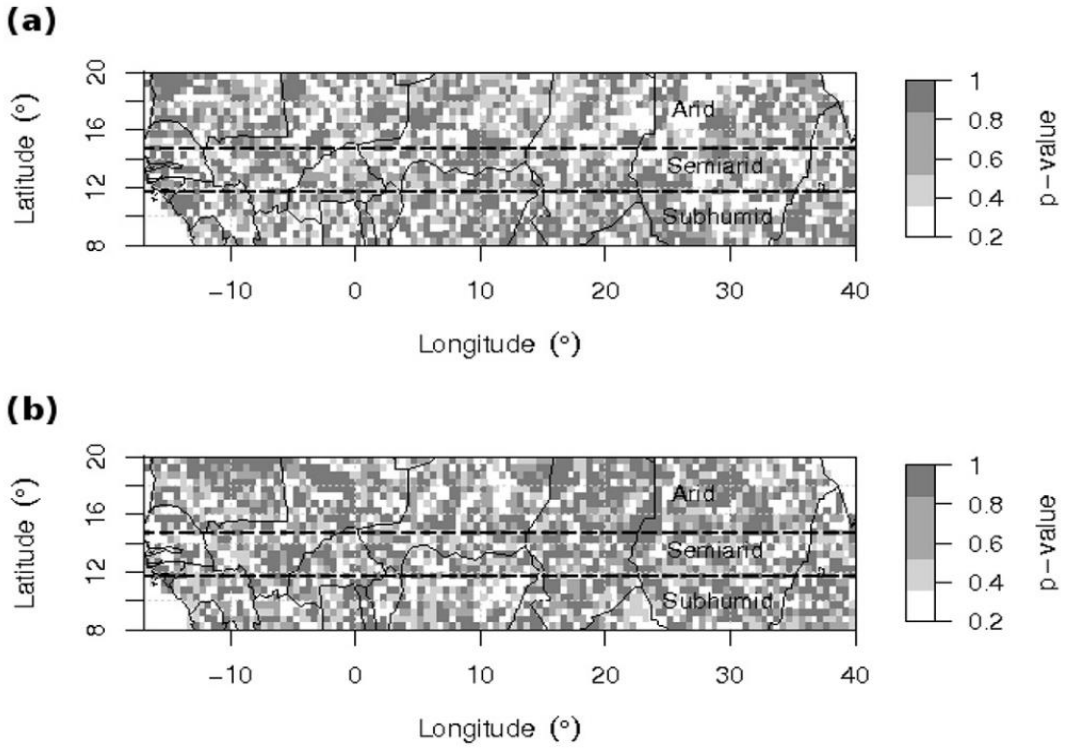

Figure 3.3.11 Le test de Kolmogorov-Smirnov (K-S) : **(a)** période pré-70, et **(b)** la période post-1970.

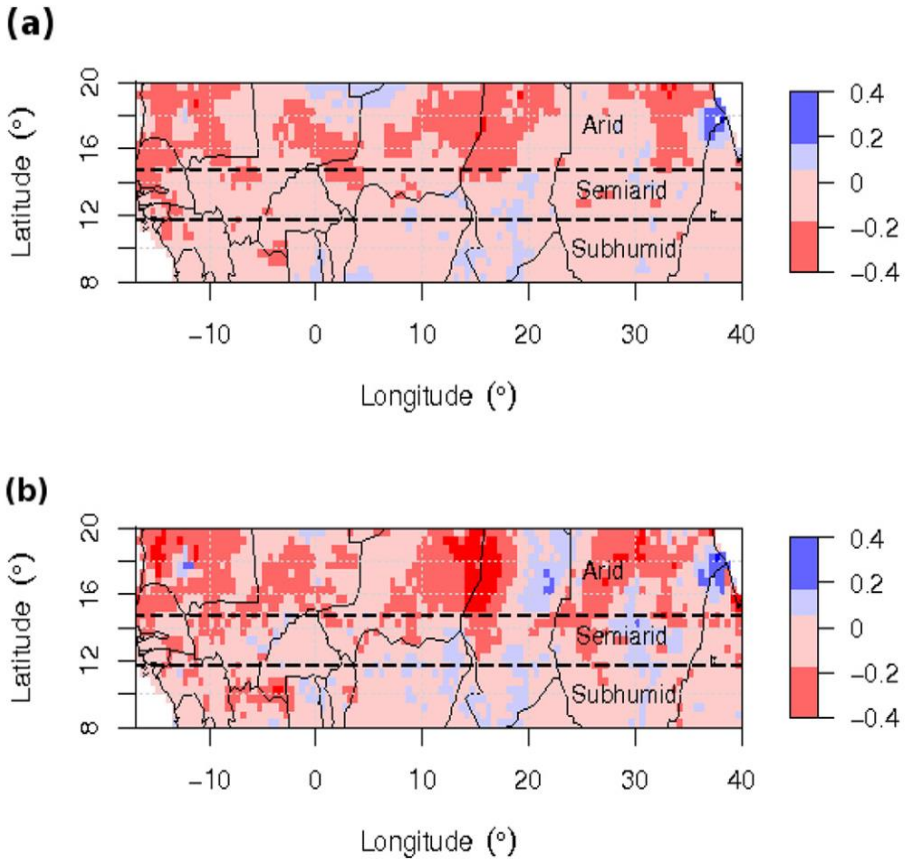

Figure 3.3.12 Distribution spatiale des différences relatives (DR) des NR de 10 et 30 ans des précipitations extrêmes de JAS entre les périodes 1901–70 et 1971-2009 : **(a)** DR_{10} et **(b)** DR_{30}.

3.3.7 Étude de la dynamique de la tendance sèche des précipitations JAS au cours de la période 1901–2009

Pour analyser les dynamiques de la tendance sèche des précipitations de JAS à travers les principales sous-régions climatiques du Sahel, nous examinons le rôle des changements dans la queue de distribution des extrêmes dans la diminution des précipitations moyennes de JAS de chaque sous-région. Dans le cas de la sous-région aride, les résultats indiquent que la moyenne des excès de précipitations de JAS estimée au-dessus des seuils de 135 mm pour la période 1901–70 et de 115 mm pour la période 1971–2009, basée sur les deux queues des distributions de précipitations de JAS estimées, est de 162.55 mm pour la période pré–70 et de 135.28 mm pour la période post-70, diminuant ainsi d'environ 16.78 %. Cette diminution de la moyenne des précipitations extrêmes de JAS au-dessus de ces seuils entraîne une diminution de 19.58 % de la moyenne des précipitations de JAS depuis 1970 de 141.66 à 113.92 mm. Le même schéma est observé dans les régions semi-aride et subhumide, mais l'ampleur de la tendance à la diminution au-dessus des seuils prédéfinis dans les sous-régions aride et semi-aride est supérieure à celle de la sous-région subhumide (Tab. 3.3.3). Cela signifie qu'après 1970 les précipitations extrêmes de JAS ont plus diminué dans les sous-régions aride et semi-aride que dans la sous-région humide. Cette réparation est aussi la même pour la moyenne des précipitations de JAS entre les deux sous-périodes. Comme le montre le Tab. 3.3.3, la diminution la plus importante de la moyenne des précipitations de JAS après 1970 apparaît dans la sous-région aride (−19.59 %), suivie de la sous-région semi-aride (-16.78 %). De plus, nous avons constaté que les moyennes des précipitations de JAS en-dessous des seuils prédéfinis diminuent également d'environ 22.48, 21.26 et 14.69 % de 120.76 à 93.63 mm, de 449.03 à 370.31 mm et de 666.25 à 568.35 mm dans les sous-régions aride, semi-aride et subhumide, respectivement (non présenté dans le Tab. 3.3.3).

De manière générale, ces résultats révèlent que la diminution dans la moyenne précipitations extrêmes de JAS de la période 1901–70 à la période 1971–2009 a causé une diminution de l'ordre 19.58, 14.28 et 7.49 % dans la moyenne des précipitations de JAS depuis 1970 de 141.66 à 113.92 mm, de 500.17 à 428.73 mm et de 701.90 à 649,34 mm dans les sous-régions aride, semi-aride et subhumide, respectivement. Ainsi, les changements à la queue de la distribution extrême JAS ont contribué de manière significative à la tendance sèche dans la moyenne des précipitations de JAS au Sahel. La diminution des précipitations extrêmes de JAS au Sahel après 1970 pourrait s'expliquer par une forte diminution du nombre d'événements pluvieux après 1970 (Le Barbé *et al*., 2002). Une autre justification pourrait être le défrichement

ou le déboisement et les changements d'utilisation des terres au cours des années 1970. En effet, la croissance de la population sahélienne dans les années 1970 et 1980 a entraîné une augmentation de l'espace cultivable ce qui a conduit à l'élimination de la végétation naturelle (Charney *et al.*, 1975).

En résumé, les NR des précipitations extrêmes de JAS et les fractions d'aires associées dans chaque sous-région sahélienne ont diminué, ce qui implique que les précipitations extrêmes à travers le Sahel ont diminué après 1970. Ce résultat révèle le caractère non-stationnaire des événements de précipitations extrêmes dans chaque sous-région. Par conséquent, il serait incohérent de prédire les précipitations extrêmes dans ces sous-régions à l'aide de la distribution GP ajustée à la période 1901–2009 dans son entièreté. En effet, dans la présente étude, la distribution GP utilisée ne prend pas en compte les caractéristiques non-stationnaires que pourraient avoir les extrêmes précipitations. Par conséquent, compte tenu du caractère stationnaire du modèle POT utilisé dans le présent travail, le reste de l'analyse sera focalisé sur la période post-changement (1971–2009), dans l'hypothèse où cette période pourrait être une meilleure représentation du climat sahélien actuel.

Tableau 3.3.3 Comparaison de l'ampleur des tendances sèches de la période 1901–70 à la période 1971–2009 entre les sous-régions.

Sous- régions	**Valeur moyenne (mm) des précipitations JAS suivant la valeur seuil *u* ($1901-70$)**	**Valeur moyenne (mm) des précipitations JAS suivant la valeur seuil *u* ($1971-2009$)**	**Variations relatives (%) des précipitations extrêmes de JAS entre $1901-70$ et $1971-2009$**	**Variations relatives (%) de la moyenne des précipitations de JAS entre $1901-70$ et $1971-2009$**
Aride	Moyenne $= 162.55$ $u = 135.00$	Moyenne $= 135.28$ $u = 115.00$	-16.78	-19.58
Semi-aride	Moyenne $= 545.80$ $u = 500.00$	Moyenne $= 465.25$ $u = 410.00$	-17.31	-14.28
Subhumide	Moyenne $= 700.00$ $u = 731.92$	Moyenne $= 664.06$ $u = 600.00$	-9.27	-7.49

3.3.8 Comparaison entre les NR de 40 ans et la moyenne des précipitations extrêmes de la période 1971–2009

La figure 3.3.13 présente la distribution spatiale des valeurs normalisées des NR de 40 ans des précipitations extrêmes de JAS à travers chaque sous-région pour la période post–70. Le NR de 40 ans en chaque point de la grille est normalisé par la moyenne des dépassements de seuil de la période 1971–2009. Comme le montre la Fig. 3.3.13, à travers chaque sous-région, les NR prédit de 40 ans sont supérieurs à la moyenne des précipitations extrêmes à long terme sur la période 1971–2009 — la valeur normalisée du NR de 40 ans en chaque point de grille est supérieure à l'unité. Ce résultat indique qu'à travers chaque sous-région sahélienne, les précipitations exceptionnelles de JAS seraient plus sévères après 2009 qu'elles ne l'étaient avant.

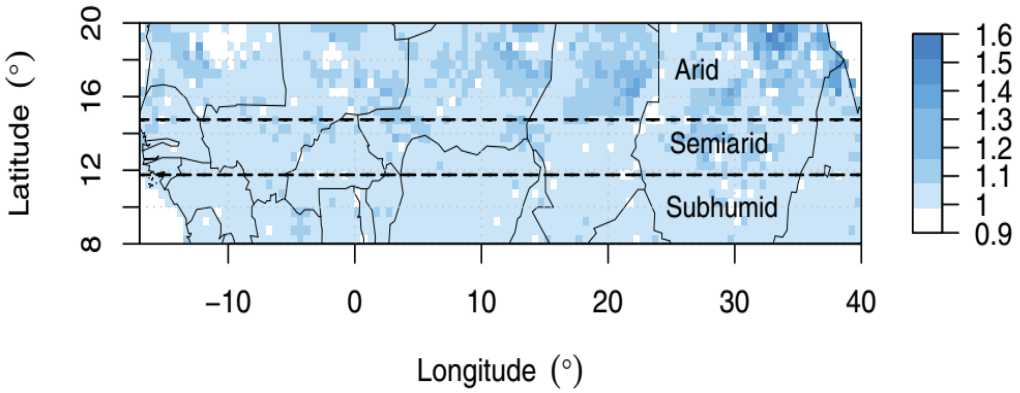

Figure 3.3.13 Valeur normalisée du NR prédit de 40 ans sur la base de la période 1971–2009 en chaque point de grille.

Cette prédiction est comparable à celle obtenue par Fotso-Nguemo *et al.* (2018) en Afrique Centrale, incluant la sous-région subhumide de notre travail. Bien que l'investigation menée par ces auteurs n'était pas focalisée sur la saison JAS, en utilisant les projections de la moyenne d'ensemble[45] de 20 modèles climatiques globaux (*Global Climate Models* ou GCMs), ils ont montré que la moyenne des tendances du 90ème et 99ème percentiles indique une tendance à l'augmentation des précipitations extrêmes dans la majeure partie de l'Afrique Centrale, particulièrement celle de sa partie Nord, au-dessus de la latitude 08.0°N.

[45] Ce terme fait généralement référence à un ensemble de simulations utilisant un seul modèle mais avec des conditions initiales différentes ou à un ensemble de simulations de conception similaire utilisant différents modèles climatiques.

Cette constatation nous met face à la question de l'attribution — les facteurs physiques en liens avec le changement climatique ou pas[46], pouvant avoir une influence sur l'intensité des NR des précipitations extrêmes pour des PR données dans la région. Par exemple, si nous supposons que le réchauffement climatique lié aux émissions d'aérosols sulfatés et des GES provenant de l'industrialisation continue ou s'intensifie, cela pourrait entraîner des changements dans le système climatique, en particulier en apportant des conditions sèches. On peut donc s'attendre à une aridité du 21ème siècle comparable à celle observée dans les années 1970. Alors, les NR des précipitations extrêmes seraient probablement faibles en raison du prolongement des sécheresses. Inversement, si les spéculations sur la reprise des précipitations sont admises dans la région (par exemple, Dong et Sutton, 2015), les NR seraient probablement élevés en raison de l'intensification du régime pluviométrique qui conduirait à l'occurrence de précipitations extrêmes. En revanche, si la variabilité climatique dans le Sahel est imputable à la fois à des facteurs anthropiques et naturels, l'estimation des NR pour les PR données serait plus complexe, car la modélisation devrait tenir compte de ces facteurs. Par conséquent, une identification claire de ces facteurs est d'une importance capitale pour renforcer la fiabilité de l'estimation des NR pour des PR données.

3.3.9 Caractérisation des trois années historiques les plus sévères de la période 1971–2009 dans chaque zone climatique

Les trois années historiques les plus sévères de la période 1971–2009 ont été détectées dans chaque sous-région climatique à travers le Sahel (Fig. 3.3.2). A ces années extrêmes, ont été associées leurs quantités de précipitations et de fractions d'aires (Tab. 3.3.4). Des Figs. 3.3.2a–b et du Tab. 3.3.4, on note que les années 1999 et 1994 apparaissent comme les plus sévères dans les sous-régions aride et semi-aride, suivis des années 2007 (dans la sous-région aride) et 1998 (dans la sous-région semi-aride), respectivement. Contrairement aux sous-régions précédentes, l'année 2008 a été détectée comme la plus sévère dans la sous-région subhumide, suivie des années 1988 et 1975 (Fig. 3.3.2c et Tab. 3.3.4). Ces sous-régions ont certainement expérimenté de nombreux systèmes convectifs pendant la saison de JAS de ces années, notamment, les MCS. En effet, jusqu'à 90 % des précipitations du Sahel et 50 % des précipitations sous les tropiques sont liées à ces systèmes qui contribuent de manière significative à la survenue d'intenses précipitations (Zahiri *et al.*, 2016). De plus, nous

[46] L'occurrence d'événements singuliers (extrêmes) de type hydroclimatique n'est pas nécessairement le fait du changement climatique — liée à l'empreint anthropique (modification du climat par l'homme) — , elle peut être le simple fait de la variabilité naturelle du climat (Stott *et al.*, 2004).

observons dans le Tab. 3.3.4 que les années extrêmes diffèrent en majorité par sous-région. Cette disparité est liée à la différence de régimes climatiques entre les sous-régions — les sous-régions aride et semi-aride sont caractérisées par un climat tropical sec alors que la sous-région subhumide, par un climat tropical humide.

Tableau 3.3.4 Années extrêmes les plus sévères de la période 1971–2009 avec leur quantité de précipitations correspondante, leur fraction d'aire et leur phase associée de l'ENSO.

Sous-régions	Années extrêmes par ordre décroissant d'intensité	Quantité de précipitations de JAS	Fraction d'aire	Phases ENSO associées
Aride	1999	173.70	0.19	La Niña modérée
	1994	164.43	0.22	El Niño faible
	2007	153.62	0.08	La Niña modérée
Semi-aride	1999	554.28	0.10	La Niña modérée
	1994	551.46	0.19	El Niño faible
	1998	538.67	0.11	La Niña modérée
Subhumide	2008	757.78	0.17	La Niña modérée
	1988	745.67	0.17	La Niña forte
	1975	734.21	0.10	La Niña forte

D'autre part, ces années extrêmes ont également été analysées en fonction des événements ENSO en se référant à l'Indice Niño Océanique (Null, 2017). Les phases ENSO associées à ces années vont de la Niña forte à la Niña modérée, à l'exception de l'année 1994 dans les sous-régions aride et semi-aride, qui est associée à un El Niño faible (Tab. 3.3.4). En effet, la phase La Niña favorise les précipitations et fait référence à la phase froide de l'ENSO lorsque le sud de l'océan Atlantique tropical est anormalement chaud, tandis que l''El Niño est la phase chaude d'ENSO lorsque les températures à la surface de la mer dans le Centre et le Centre-Est du Pacifique Equatorial sont chaudes. Cependant, le fait que l'année 1994 dans les sous-régions aride et semi-aride ait été associée à l'El Niño faible indique simplement que l'occurrence des précipitations extrêmes de JAS au cours de cette année était le resultat d'autres facteurs. Ces facteurs peuvent être naturels — la topographie — ou liés à d'autres processus atmosphérique — par exemple, la MOA à travers le mouvement saisonnier de la ZCIT. Une identification claire de ces facteurs est considérée comme dépassant le cadre du présent travail.

Afin de déterminer si chaque sous-région climatique était sous des conditions extrêmes au cours de ces années les plus sévères, les cartes des anomalies de précipitations de l'année

1999 et de l'année 2008 ont été produites (Fig. 3.3.14). Dans l'ensemble, les précipitations de JAS de ces années ont été supérieures à la moyenne dans la plupart des sous-régions climatiques, à l'exception d'une partie du Soudan et le long de la côte Érythréenne dans la sous-région aride (Fig. 3.3.14a) et l'extrême Sud-Ouest/Sud-Est de la sous-région semi-aride (Fig. 3.3.14b), et les parties Ouest et Est de la sous-région subhumide (Fig. 3.3.14c), où les précipitations ont été légèrement en-dessous de la moyenne. Après une inspection minutieuse des anomalies de précipitations de JAS de l'année 1999, les zones côtières autour des points de grille (19.5°N, 16.0°W) dans la sous-région aride (Mauritanie) et (12.0°N, 19.0°W) dans la zone semi-aride (Gambie et Guinée Bissau), et les zones délimitées par 15.0°–18.0°N, 2.0°W–10.0°E dans la sous-région aride (Mali et Niger) ont été identifiées comme étant des zones de fortes précipitations — les anomalies de précipitations atteignent la valeur de 3. Dans la même veine, en 2008, dans la sous-région subhumide, les zones autour des points de grille (11.5°N, 4.0°W); (11.5°N, 15.0°W); (10.0°N, 10.0°E) et (10.0°N, 25.0°E) — à savoir la côte guinéenne et les régions du Nigéria et du Soudan — ont également été identifiées comme ayant reçu de fortes précipitations.

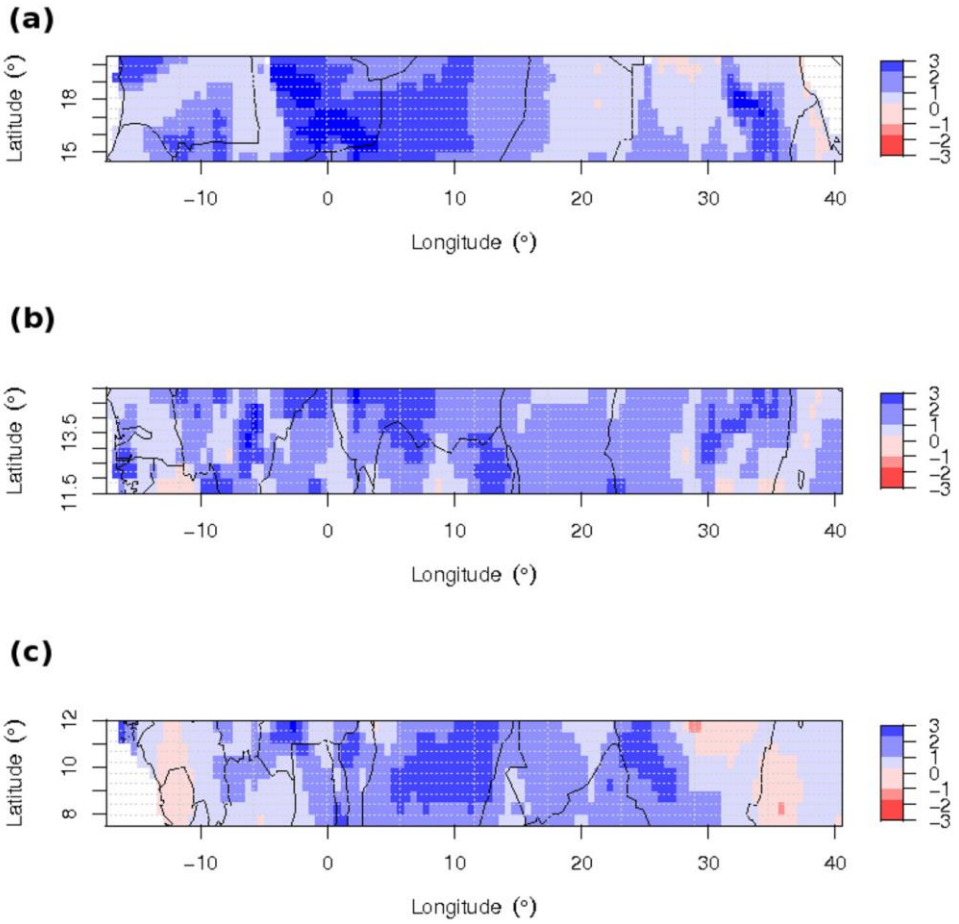

Figure 3.3.14 Anomalies standardisées des précipitations de JAS sur la période 1971–2009 pour l'année 1999 dans les sous-régions aride **(a)** et semi-aride **(b)**, et pour l'année 2008 dans la sous-région subhumide **(c)**.

La figure 3.3.15 montre la distribution spatiale du cumul de précipitations de JAS pour les années 1999 et 2008 dans les sous-régions climatiques. Nous notons que, comparés aux sous-régions semi-aride et subhumide, les extrêmes moins intenses ont apparu dans la sous-région aride, en particulier dans les zones situées aux latitudes supérieures à 17.5°N dans la partie Ouest et celles situées aux latitudes supérieures 17.0°N dans sa partie Est (Fig. 3.3.15a). Cette observation est cohérente avec la distribution spatiale des précipitations au Sahel, comme le montre la moyenne annuelle des précipitations dans chaque sous-région sur la Fig. 3.3.1a, caractérisée par une forte augmentation du gradient de précipitations du Nord au Sud. De plus, la sous-région aride est dominée par des vents de l'harmattan de basse altitude qui se propagent du Nord vers l'Est. Ces vents n'agissent pas en faveur des précipitations dans cette région (Nicholson, 2013). Les valeurs les plus élevées de précipitations extrêmes ont été observées principalement le long des côtes des sous-régions semi-aride et subhumide, avec des précipitations atteignant 1500 mm (Figs. 3.3.15b–c). Les valeurs les plus élevées de précipitations extrêmes sur le littoral par rapport aux zones intérieures dont les précipitations sont probablement liées au régime de mousson pourraient être dues à la mer. En effet, la proximité de ces zones à la mer favorise la convection à travers les MCS, en conséquence à l'apparition de précipitations extrêmes (Sall *et al*., 2007). Un autre facteur qui pourrait expliquer cette observation pourrait être l'orographie, qui agit en faveur de la concentration des précipitations dans les zones côtières.

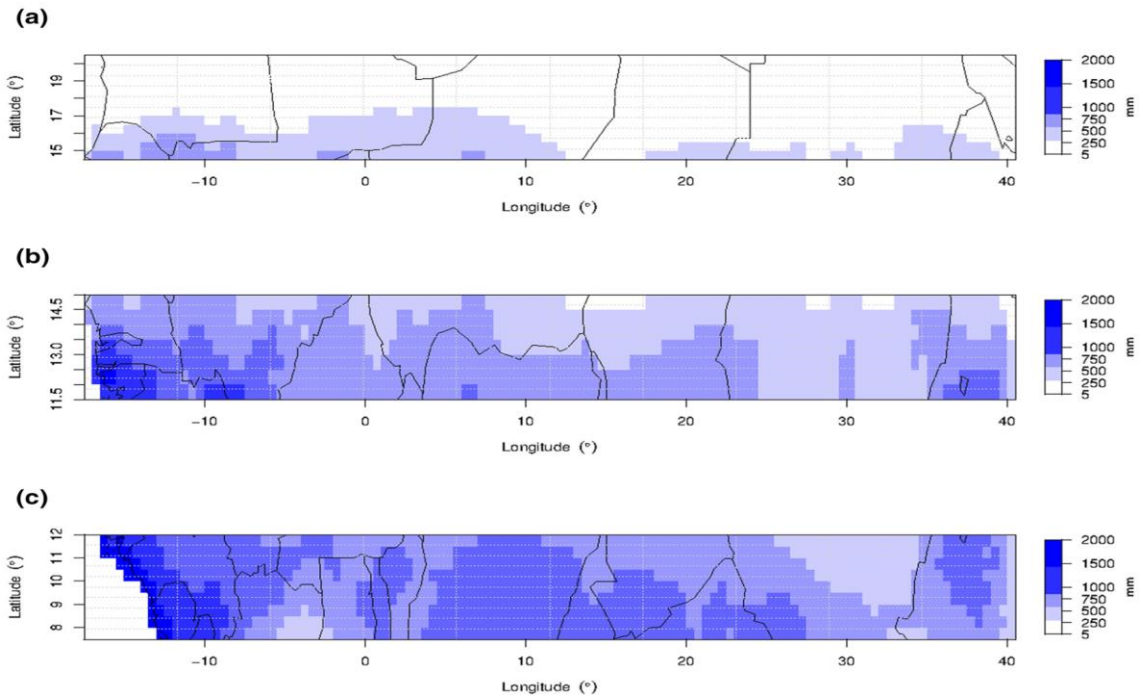

Figure 3.3.15 Distribution spatiale du cumul de précipitations extrêmes de JAS correspondant à l'année 1999 dans les sous-régions aride **(a)** et semi-aride **(b)** et l'année 2008 pour la sous-région subhumide **(c)**.

3.3.10 Estimation des PR des précipitations extrêmes de JAS des années 1999 et 2008

Le tableau 3.3.5 fait un listing des valeurs des PR des trois années les plus sévères de la période 1971–2009. Ces valeurs diffèrent considérablement d'une sous-région à une autre. De plus, les PR de la variable précipitation diffèrent de celle de la fraction d'aire, ce qui indique que même si les deux variables sont censées donner des informations similaires, les probabilités d'occurrence sont distinctes. En résumé, les résultats du Tab. 3.3.5 suggèrent que les précipitations extrêmes détectées en 1999 dans les sous-régions aride et semi-aride et en 2008 dans la sous-région subhumide sont attendu au moins une fois tous les 144, 99 et 197 ans pour la variable précipitation, et au moins une fois tous les 40, 17 et 67 ans pour la variable fraction d'aire.

Tableau 3.3.5 Les PR des quantités de précipitations de JAS et de leurs fractions d'aires associées aux années les plus extrêmes de la période 1971–2009.

Sous-régions	Années extrêmes par ordre décroissant d'intensité	PR (ans) pour les précipitations de JAS	PR (ans) pour les fractions d'aire
Aride	1999, 1994 et 2007	144, 37 et 14	40, 55 et 3
Semi-aride	1999, 1994 et 2008	99, 72 et 88	17, 80 et 24
Subhumide	2008, 1988 et 1975	197, 34 et 16	67, 67 et 19

La figure 3.3.16 présente la distribution spatiale des PR de ces années pour chaque sous-région climatique. Les PR sont principalement comprises entre 25 et 100 ans, révélant ainsi que ces événements étaient extrêmement humides, de ce fait, réellement exceptionnels. De plus, la distribution spatiale des PR est hétérogène quelle que soit la sous-région. Cette répartition spatiale ne suit pas le gradient nord-sud de précipitations bien connu et ne correspond non plus à la distribution des précipitations extrêmes illustrée à la Fig. 3.3.15, mais légèrement à celle de la Fig. 3.3.14. Cependant, peu de zones avec des PR supérieures à 100 ans apparaissent également sur la Fig. 3.3.16 et correspondent à celles précédemment identifiées sur la Fig. 3.3.14 comme ayant reçu une intensité élevée de précipitations extrêmes.

Comme il a été mentionné au début de cette section — Sect. 3.3 — , en utilisant les cumuls de précipitations allant de 1 jour à 120 jours, Samimi *et al.* (2012) ont caractérisé l'inondation

dévastatrice de 2007 au Sahel et ont constaté que, dans de nombreuses régions, les PR étaient comprises entre 1 et 50 ans. Leurs valeurs sont relativement inférieures à celles des événements de précipitations extrêmes de JAS de 1999 et 2008 analysés dans la présente étude et obtenus en tenant compte des caractéristiques des précipitations prévalant dans la région (Fig. 3.3.1a). En effet, les précipitations au Sahel sont caractérisées par une forte variabilité climatique aussi bien à l'échelle locale que régionale, ce qui pourrait influencer la distribution des précipitations extrêmes d'une zone à l'autre (Djomou *et al.*, 2015). De plus, cette différence peut également être liée au type d'événement de précipitations — le présent travail traite des précipitations extrêmes de JAS survenues en 1998 et en 2008 contrairement à l'investigation menée par ces auteurs — et à l'échelle de temps à laquelle ce dernier est étudié. Il est important de mentionner que la présente étude a été menée sur la saison de JAS qui est celle de la mousson en Afrique de l'Ouest et de ce fait correspond à celle des pluies, alors que Samimi *et al.* (2012) ont travaillé à une échelle inférieure à celle du mois.

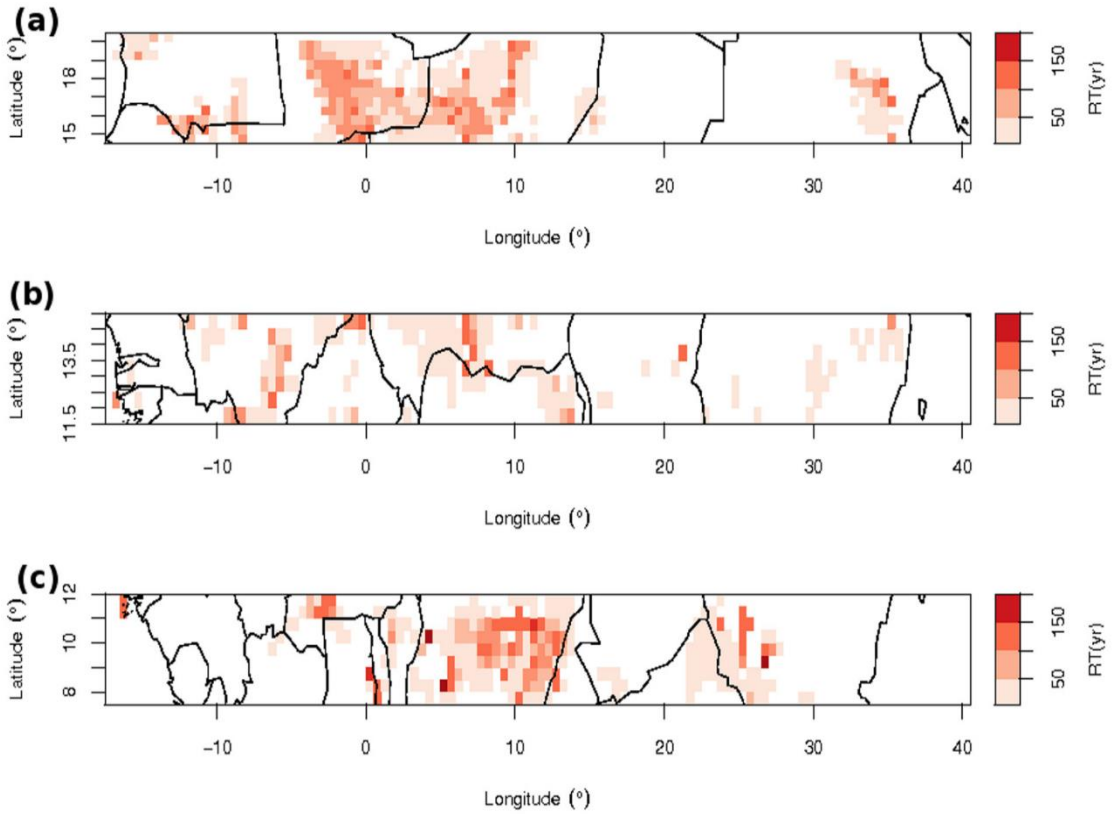

Figure 3.3.16 Cartes des PR des précipitations extrêmes de JAS détectées en 1999 dans les sous-régions aride **(a)** et semi-aride **(b)**, et en 2008 dans la sous-région subhumide **(c)**. La PR est obtenue en chaque point de la grille à partir de la queue de la meilleure distribution GP obtenue en ajustant cette distribution aux excès de précipitations de JAS au-dessus du seuil du 95ème percentile sur la période. Source : Chamani *et al.*, 2018.

3.3.11 Conclusion

Cette section du Chap. 3 a analysé les PR et NR des précipitations extrêmes de JAS et de leurs fractions d'aires correspondantes dans les principales sous-régions climatiques du Sahel. Sur la base des principales caractéristiques climatiques observées, la région a été divisée en trois sous-régions climatiques : aride, semi-aride et subhumide. L'étude a été menée à l'aide de données de précipitations fournies par le CRU pour sur période 1901–2009. Le modèle POT stationnaire a été utilisé pour estimer les PR et les NR à travers la distribution de GP ajustée aux dépassements de seuil. La sélection du seuil a été effectuée en utilisant à la fois les tracés du MRL et du MBC.

Les résultats indiquent que l'étendue spatiale de l'impact des précipitations extrêmes de JAS dépend de l'intensité des précipitations. Le changement brusque dans la moyenne des précipitations de JAS au cours de la période 1901–2009, notamment sa diminution après 1970 dans chaque sous-région a conduit à la division de la série temporelle des précipitations de JAS et celle des fractions d'aires correspondantes en deux sous-périodes qui ne se chevauchent pas : la période dite de pré-changement allant de 1901 à 1970 ou pré-70 et la période dite de post-changement ou post-70, s'étalant sur la période 1971–2009. L'application du *t*-test paramétrique a montré qu'il existait une différence significative entre les deux moyennes d'échantillon de données correspondant aux deux sous-périodes. La meilleure distribution de GP a ensuite été ajustée aux excès de précipitations au-dessus du seuil sélectionné en considérant chacune des séries chronologiques. Les tracés du diagnostic d'ajustement ainsi que le test de K-S pour l'analyse spatiale indiquent un bon ajustement du modèle aux dépassements de seuil. Par conséquent, la distribution de GP est appropriée pour étudier les précipitations extrêmes de JAS dans chaque sous-région climatique à travers le Sahel.

Les événements de précipitations extrêmes de JAS ont été plus fréquents au cours de la période post-70 que pendant la période pré-70 dans les sous-régions semi-aride et subhumide, alors que dans la sous-région aride, les précipitations extrêmes ont été moins fréquentes au cours de la période post-70. Les changements dans les NR des précipitations extrêmes de JAS (fractions d'aires) ont été analysés pour chaque sous-région. Les résultats ont révélé que les NR des précipitations extrêmes de JAS (fractions d'aires) ont diminué après 1970. De même, la distribution spatiale des différences relatives des NR de 10 et 30 ans montre de manière générale une diminution des NR de 10 et de 30 ans des précipitations extrêmes de JAS de la période pré-70 à la période post-70 à travers chaque sous-région. L'examen de la dynamique de la tendance sèche des précipitations de JAS montre que les changements au niveau de la queue de

distribution extrême de JAS après 1970 ont contribué de manière significative à cette tendance à l'assèchement. Les NR de 40 ans sont supérieurs à la moyenne des précipitations extrêmes de JAS sur la période 1971-2009, ce qui indique que les précipitations extrêmes de JAS devraient être plus graves après 2009 qu'elles ne l'étaient avant.

En considérant la période 1971–2009, l'année 1999 a été considérée comme l'année historique la plus sévère dans les sous-régions aride et semi-aride, et l'année 2008 dans la sous-région subhumide. De plus, les événements de précipitations extrêmes associés à ces années se sont produits pendant la manifestation de La Niña modérée. L'étude des distributions spatiales des anomalies standardisées des précipitations JAS correspondant aux années 1999 et 2008 dans chaque sous-région revèle que les quantités de précipitations ont été largement supérieures à la moyenne à long terme sur la période 1971–2009. La distribution spatiale du cumul des précipitations de JAS associé à ces années indique que les valeurs les plus élevées de précipitations extrêmes sont concentrées le long des côtes des sous-régions semi-aride et subhumide, et les valeurs les plus basses, principalement dans la partie nord de la sous-région aride.

Les PR de ces années ont été estimées à l'aide de la queue de la meilleure distribution de GP ajustée aux données des excès de précipitations de JAS (fraction d'aire) sur la période 1971–2009. Il ressort que les événements extrêmes survenus au cours des années 1999 et 2008 sont attendus au moins une fois tous les 144 (40), 99 (17) et 197 (67) ans dans les sous-régions aride, semi-aride et subhumide pour la variable précipitation (respectivement pour la variable fraction d'aire). Les distributions spatiales des PR de ces événements suggèrent que chaque sous-région était dominée par des PR comprises entre 25 et 100 ans, à l'exception de quelques zones identifiées dans les sous-régions aride et subhumide, caractérisées par des PR supérieures à 100 ans.

À la lumière de ce qui précède — la variabilité spatiale observée d'une sous-région à une autre à la fois des précipitations extrêmes de JAS et des NR pour les PR données — , il apparaît qu'une analyse précise des PR et des NR de précipitations extrêmes au Sahel nécessite tout d'abord une étude qui prend en compte les sous-régions climatiques, spécifiquement, la structure spatiale des précipitations.

3.4. Estimation et cartographie des niveaux de retour des précipitations extrêmes de la saison de JAS en Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur

Intérêt de l'étude

Cette section des résultats vise à cartographier les NR des précipitations extrêmes de JAS au-dessus du 95ème percentile pour des PR données de l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur — la partie de l'Afrique au Nord de l'Équateur située en dessous de la latitude de 20°N (Fig. 3.4.1). Le but étant d'identifier les zones sujettes aux précipitations extrêmes pendant la saison de mousson sur la base des historiques des observations au sol, projetées en point de grille sur une maille régulière de 0.5° de côté. Il sera également question d'étendre l'analyse spatiale menée à la Sect. 3.3 sur l'évaluation des changements des NR des précipitations extrêmes de JAS au Sahel à l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur à l'effet de vérifier si la tendance à la diminution des NR des précipitations extrêmes après 1970 telle que trouvée dans le Sahel s'observe aussi sur toute l'Afrique Tropicale Nord. Plus spécifiquement, Il s'agira d'identifier les zones en dehors du Sahel où les NR ont fortement diminué (respectivement fortement augmenté).

Justification du choix du domaine d'étude

La partie Nord de notre domaine d'étude — la zone d'étude étant représentée ici par les fenêtres 17 et 18 de la Fig. 2.2.1 — , c'est-à-dire celle située au-dessus de la latitude de 20°N est caractérisée par un faible réseau de stations météorologiques comparée à celle située dans sa partie sud, en dessous de la latitude de 20°N. Une telle répartition rend difficile une spatialisation des précipitations extrêmes et donc, une cartographie des PR et des NR associés à de tels évènements en Afrique au Nord de l'Équateur dans son entièreté. Alors, pour analyser la distribution spatiale des précipitations extrêmes de JAS dans cette région, plus spécifiquement l'estimation et la cartographie de leurs NR pour des PR données, nous avons considéré l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur, situé entre les latitudes 0 et 20°N, et s'étendant jusqu'à 40°E (Fig. 3.4.1). Cette partie de l'Afrique au Nord de l'Équateur est relativement bien couverte en termes de stations météorologique comparativement à celle du Sahara — l'Afrique du Nord s'étendant de 20 à 35°N.

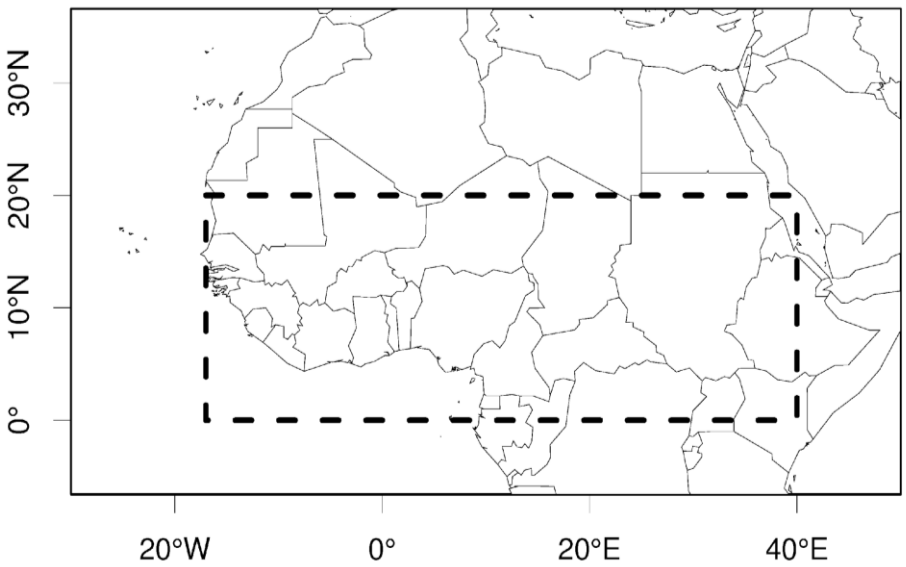

Figure 3.4.1 Délimitation géographique — traits interrompus renforcés — de l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur.

Le travail consiste en l'ajustement en chaque point de grille la distribution GP de l'approche POT aux données de précipitations de JAS au-dessus 95ème percentile (excès au-dessus du seuil spécifié). De ces ajustements, les NR pour des PR données seront estimés. Cette section des résultats est composée de quatre sections : la Sect. 3.4.1 est consacrée au calcul du seuil fixé au 95ème percentile et de l'analyse de sa distribution spatiale; la Sect. 3.4.2 évalue à la fois le niveau d'ajustement de distribution GP aux excès et la validité du seuil choisi; la Sect. 3.4.3 examine à partir de l'estimation des paramètres de la distribution GP les propriétés statistiques des extrêmes de précipitations de JAS; les sous-Sects. 3.4.4 et 3.4.5 analysent respectivement les répartitions spatiales des NR de 20, 50 et 100 ans et les changements dans les NR de 30 ans entre les périodes pré-1970 et post-1970; et la Sect. 3.4.6 fait une conclusion de cette partie des résultats.

3.4.1 Calcul du 95ème percentile

Le 95ème percentile a été calculé en chaque point de grille pour l'ensemble des cumuls de JAS des précipitations de 1901 à 2014 et est utilisé comme seuil au-dessus duquel les précipitations du cumul saisonnier de JAS sont définies comme extrêmes (Fig. 3.4.2). Ces valeurs du 95ème percentile ont une moyenne spatio-temporelle de 501.64 mm et un écart-type de 395.03 mm. Leur distribution spatiale n'est pas uniforme à travers l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur, c'est-à-dire qu'elle varie fortement d'un endroit à un autre, avec une répartition spatiale qui est presque similaire à celle de la moyenne (Fig. 2.1.2a), et l'est encore plus pour les valeurs élevées du 95ème percentile. La partie Nord, au-dessus de la latitude de 16°N, c'est-à-dire le Nord du Sahel, la côte de Guinée centrée au point de grille de 06°N et

01°W, et les extrêmes Sud-Ouest et Sud-Est de l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur sont des zones à faibles valeurs du 95ème percentile où, ces dernières vont en-dessous de 400 mm. Par contre, les régions montagneuses, plus spécifiquement celles dont l'altitude est supérieure à 500 m — en comparant la Fig. 3.4.2 à celle de la topographie (Fig. 2.1.1) — et les régions côtières — celles s'étendant du littoral au Sud du Sénégal au littoral au Sud du Libéria et celles des littoraux nigérians et camerounais — sont caractérisées par des fortes valeurs du 95ème, avec des intensités qui vont au-delà 1000 mm en régions montagneuses et au-delà de 1400 mm en régions côtières. Ces régions montagneuses correspondent principalement aux massifs[47] guinéens (centrés autour de 10°N et 10°W), camerounais (situés autour de 06°N et 12°E) et éthiopiens (centrés autour de 10°N et 38°E). Les régions à valeurs modérées du 95ème percentile de précipitation de JAS sont à l'intérieure du continent — présentant des reliefs bas — , entre les régions identifiées ci-dessus, et ont des valeurs de seuil qui varient de 600 à 800 mm.

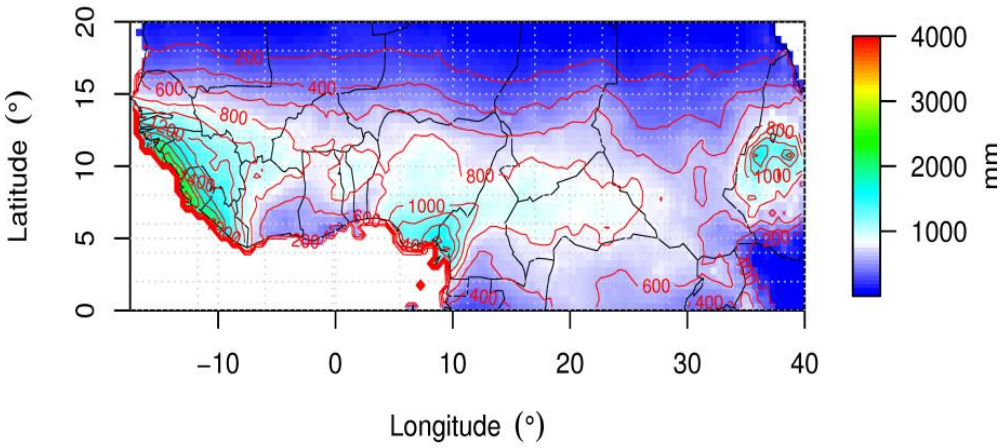

Figure 3.4.2 Le seuil de 95ème percentile des précipitations de JAS à travers l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur pour la période 1901–2014.

De ce qui précède, il en résulte qu'en Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur, la répartition du 95ème percentile des précipitations de JAS est inégale et pourrait être influencée par les facteurs tels que la topographie en zone continentale et l'orographie en zone côtière. Néanmoins, cette distribution reste largement influencée par la convergence entre le flux d'humidité issu du Sud-Ouest depuis l'Océan Atlantique et le flux sec d'air provenant du Nord-Est, depuis le Sahara, qui est en grande partie est à l'origine du gradient latitudinal Sud-Nord de décroissance des précipitations en Afrique de l'Ouest (Sultan et Janicot, 2003).

[47] Relief distinct d'une chaîne de montagnes, par sa forme, lorsque ses dimensions horizontales sont peu différenciées

Bien que les investigations aient été menées en Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur, ce résultat confirme une fois de plus qu'il serait inapproprié d'attribuer un seuil pluviométrique commun ou régional définissant un événement extrême pour tous les point de grille comme l'ont fait Karl *et al.* (1995). Les auteurs comme Li *et al.* (2005) et Re et Barros (2009) ont défini des seuils individuels aux stations météorologiques afin d'investiguer respectivementt sur les précipitations extrêmes au Sud-Ouest de l'Ouest de l'Australie et au Sud-Est du Sud de l'Amérique. Il en est de même pour Coelho *et al*. (2008) en ce qui concerne l'utilisation de seuil individuel en point de grille, plus spécifiquement un seuil fixé au 95ème percentile variant dans le temps, ceci pour étudier la variabilité spatio-temporelle des événements extrêmes liés à la variable température dans les données climatiques.

3.4.2 Validation statistique de l'ajustement de la distribution GP aux excès de précipitations de JAS au-dessus du 95ème percentile

Pour évaluer quantitativement la qualité d'ajustement de la distribution de GP aux excès de précipitations de JAS au-dessus du seuil de 95ème — séries POT — sur la période 1901–2014, nous avons appliqué en chaque point de grille le test non-paramétrique de K-S. Les valeurs-*p* varient de 0.05 à 1 et en majorité, elles sont de loin supérieures à la valeur critique de 0.05 (Fig. 3.4.3). Cela signifie non seulement que le seuil empirique du 95ème percentile fixé en chaque point de grille est suffisamment élevé de sorte que l'hypothèse selon laquelle l'excès au-dessus d'un seuil assez grand soit proche de la distribution GP — hypothèse nulle H_0 du test K-S — soit respectée, mais surtout que la distribution GP ajuste bien les extrêmes de précipitations de JAS en Afrique Tropical au Nord de l'Équateur.

Des travaux ont été menés à l'effet d'évaluer la qualité d'ajustement de la distribution GP aux séries temporelles de POT au-dessus des seuils correspondant aux 96ème, 97ème, 98ème et 99ème percentiles des séries temporelles des données initiales, ceci pour une meilleure représentation et/ou détection des événements de précipitations extrêmes les plus sévères correspondant à un seuil suffisamment élevé. Comparé à la qualité d'ajustement au 95ème percentile — celui retenu pour cette analyse — ceux des 96ème, 97ème, 98ème et 99ème percentiles ont été de mauvaises qualités. Un telle observation est engendréé par la faiblesse relative de la taille des données associées à ces seuils élevés. Compte tenu de cela, pour le reste de cette analyse, nous avons considéré les valeurs individuelles du 95ème percentile en chaque point de grille comme seuil empirique.

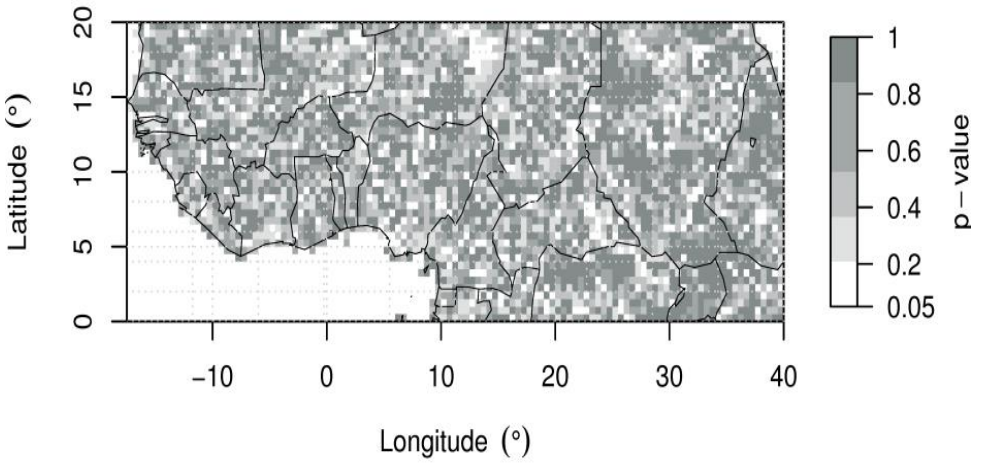

Figure 3.4.3 Distribution spatiale des valeurs-*p* du test de K-S.

3.4.3 Structure spatiale des paramètres de la distribution GP

Les figures 3.4.4a–c montrent les distributions spatiales des paramètres d'échelle σ, de forme ξ et de la limite supérieure –σ/ξ correspondant à ξ < 0 de la distribution de GP déterminée à l'aide des estimateurs du MLE. Les valeurs relativement élevées de σ (légèrement au-dessus de 500 mm) sont situées dans les régions montagneuses et côtières identifiées à la Sect. 3.4.1 (Fig. 3.4.4a). Ces valeurs dépassent les 1000 mm dans les massifs Éthiopiens. Comme pour le cas des valeurs fortes de σ, les régions à faibles valeurs de σ correspondent à celles des faibles valeurs du 95ème percentile identifiées à la Sect. 3.4.1. Il s'agit des régions continentales — non côtières — , particulièrement de basses altitudes. De telles observations indiquent que ces régions sont celles dont la variabilité interannuelle des excès des précipitations de JAS au-dessus du seuil du 95ème percentile est importante. Dans les régions telles que le littoral s'étendant du Sud du Sénégal au Sud du Libéria et les côtes camerounaises et nigérianes, cette forte variabilité serait le résultat de l'effet combiné du mouvement de la ZCIT, de la circulation de la MOA et de l'orographie (Sall *et al*., 2007). Le long du littoral s'étendant du Sud du Sénégal au Sud du Libéria, les reliefs tels que ceux des massifs de Guinée ou Fouta Djallon joueraient un rôle non négligeable dans la variabilité des précipitations extrêmes dans cette zone. En effet, l'Océan Atlantique approvisionne les surfaces continentales en vapeur d'eau via le processus de circulation atmosphérique, ce qui densifie les systèmes convectifs. Ce schéma a pour conséquence, l'intensification des mouvements ascendants à l'Ouest des reliefs (Fouta Djallon), ce qui associe le Fouta Djallon à une intense activité convective à son côté Sud-Ouest et de ce fait, serait à l'origine de la forte variabilité des précipitations extrêmes sur le littoral de latitudes 05°–15°N. La forte variabilité centrée sur les hauts massifs continentaux tels que ceux du Cameroun et de l'Ethiopie est liée au fait que ce type de relief correspond au

maximum de couverture nuageuse, qui est susceptible d'être à l'origine de précipitations extrêmes (Mathon et Laurent, 2001).

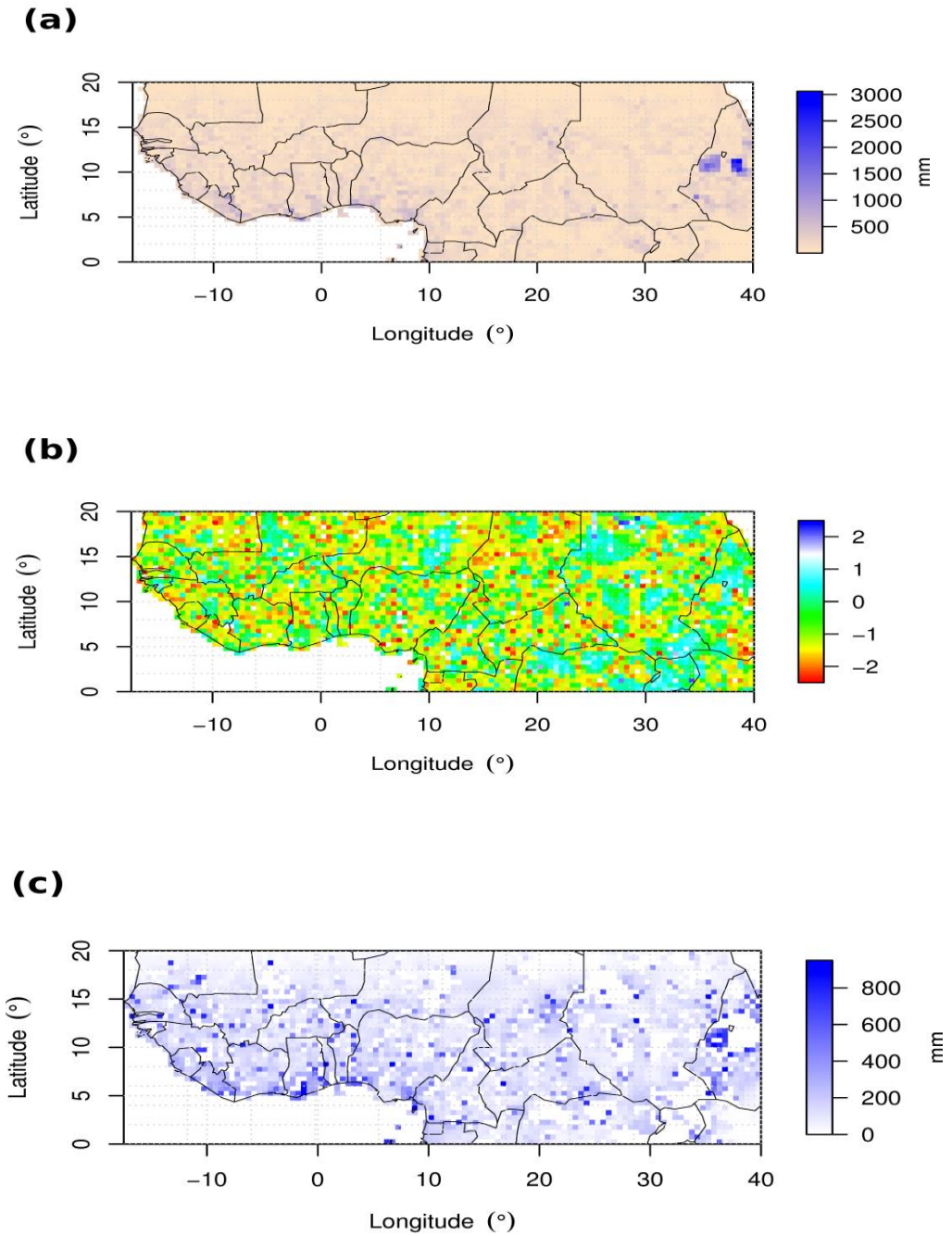

Figure 3.4.4 Estimation point de grille par point de grille du paramètre d'échelle σ **(a),** du paramètre de forme ξ **(b)** de la distribution de GP ajustée aux séries de POT du cumul de JAS des précipitations mensuelles, et de limite supérieure –σ/ξ des excès $y - u_{0.95}$ **(c)** correspondant à ξ < 0 au-dessus du 95ème percentile. Le calcul de la limite supérieure –σ/ξ a été fait en considérant uniquement les points de grille pour lesquels ξ < 0, ceux pour lesquels ξ ≥ 0 ont été représentés par la couleur blanche.

La structure spatiale du paramètre de forme ξ est caractérisée par une forte variabilité en termes d'intensités et est en majorité dominée des valeurs négatives — ~83 % des points de grille qui constituent le domaine de l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur — traduisant par-là, le caractère borné de la limite supérieure égale à –σ/ξ de la queue de la meilleure distribution GP — loi de bêta (cf. Sect. 2.3.3) — adaptée pour la modélisation des extrêmes de précipitations de JAS (Fig. 3.4.4b). La proportion de points de grille où ξ s'est avéré positif est estimée à 11 % et ceux correspondant à ξ = 0 occupent 06 %. Ce résultat révèle que les excès de précipitations de JAS au-dessus du seuil à travers l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur suivent également les lois Pareto et Exponentielle bien que ces dernières soient minoritaires comparativement à la loi de bêta. Compte tenu de cette hétérogénéité, l'estimation des NR en chaque point de grille prendra en compte le type de loi de la famille GP.

La figure 3.4.4c montre la borne de la limite supérieure –σ/ξ de la queue de la distribution GP pour ξ < 0 (loi de bêta). Comme elle l'indique, les valeurs plus élevées de –σ/ξ sont situées dans les régions qui correspondent aux maximums du 95ème et atteignent 800 mm. Cela implique que dans ces régions, il est possible d'observer les excès au-dessus 800 mm.

3.4.4 Analyse spatiale des NR des précipitations extrêmes de JAS

Les cartes des précipitations extrêmes vicennales (NR de 20 ans), cinquantennales (NR de 50 ans) et centennales (NR de 100 ans) de JAS sont presque similaires et sont caractérisées par des intensités qui varient globalement entre 20 et 3 000 mm (Fig. 3.4.5). Ces variations sont comprises entre 20 et 200 mm, entre 20 et 2500 mm et, entre 40 et 300 mm respectivement pour les NR 20 ans (Fig. 3.4.5a), 50 ans (Fig. 3.4.5b) et 100 ans (Fig. 3.4.5c), et augmentent avec la PR. Leurs structures spatiales sont proches de celles de la moyenne (Fig. 2.1.2a) et du 95ème percentile (Fig. 3.4.2), mais diffèrent de celles-ci par leurs intensités, qui sont relativement élevées. Les isohyètes[48] rapprochées et parallèles dans les parties nord de l'Afrique Tropicale — au-dessus de la latitude de 15°N — et Sud-Est — autour du point de grille 2.5°N, 37°E — traduisent la forte variabilité spatiale des précipitations vicennales, cinquantennales et centennales dans les régions concernées. On note également que cette distribution spatiale suit le gradient latitudinal de décroissance Sud-Nord des précipitations en Afrique du Nord, c'est-à-dire la diminution des précipitations au fur et à mesure que l'on progresse vers le Nord de l'Afrique Tropicale. Une telle configuration est déterminée par l'interaction entre deux masses d'air — l'harmattan chaud et sec qui trouve son origine depuis le système de haute pression au-

[48] Ligne imaginaire sur une carte météorologique reliant des points d'égales quantités de précipitations tombées en une période déterminée

dessus du désert du Sahara de Novembre à Février et de la masse d'air équatoriale humide qui trouve son origine depuis l'Océan Atlantique, responsable des pluies annuelles de mousson de Juillet à Septembre — dont l'influence varie tout au long de l'année avec le mouvement Nord-Sud de la ZCIT (Nicholson, 2013).

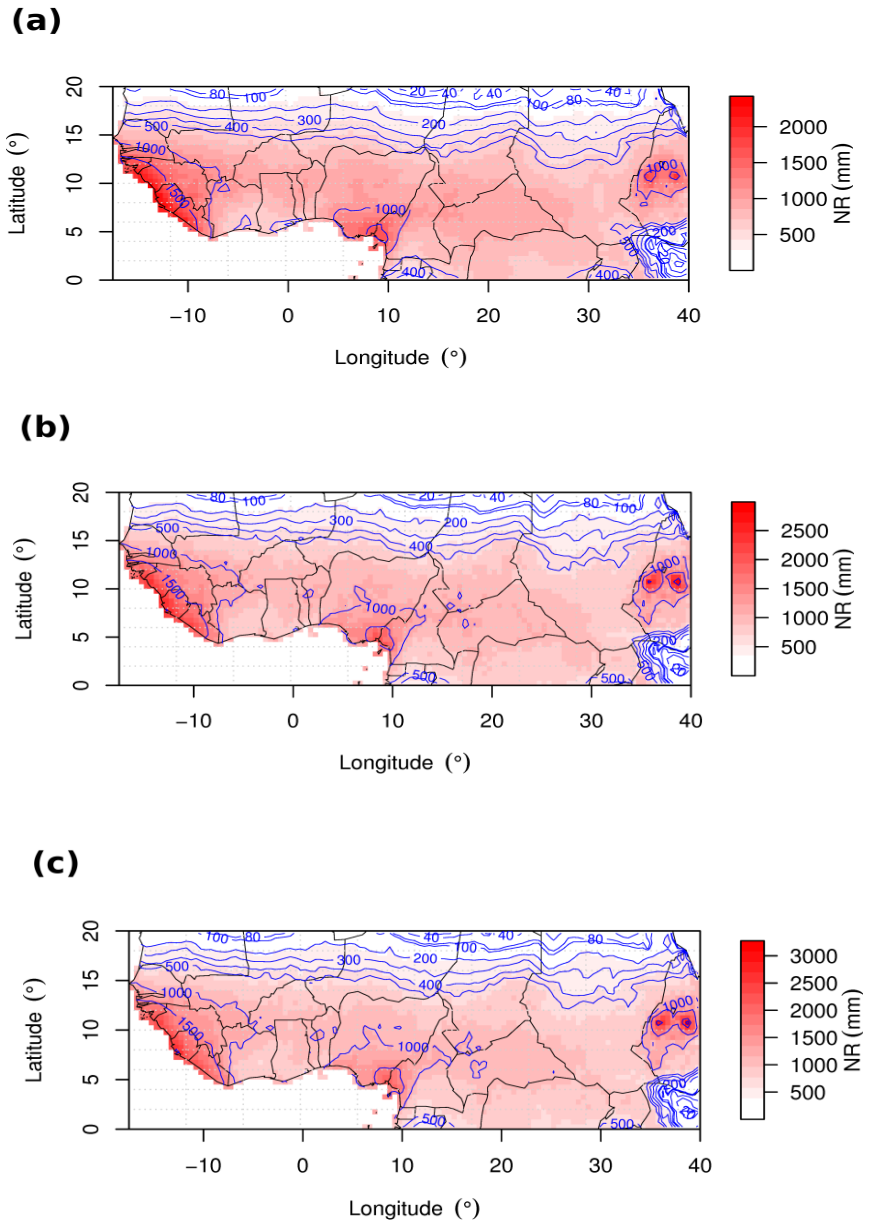

Figure 3.4.5 Spatialisation des NR de **(a)** 20 ans, **(b)** 50 ans et **(c)** 100 ans des précipitations extrêmes de JAS au-dessus du 95ème percentile à travers l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur pour la période 1901–2014. Les contours de couleur bleue sont les isohyètes des précipitations de JAS correspondant au NR de 20, 50 et 100 ans.

Les fortes valeurs des NR sont principalement localisées sur le littoral nigérian et camerounais, le long des côtes s'étendant entre les latitudes de 05 à 14°N (le littoral s'étendant du sud du Sénégal au sud du Libéria) et dans les zones montagneuses du Cameroun, de Guinée

(Fouta Djalon) et de l'Ethiopie. Dans les régions côtières, sous l'effet combiné et permanent de l'Océan Atlantique et de la MOA, l'intensité des NR dépasse les 1500 mm et s'intensifie à mesure que l'on se rapproche de la mer. Sur les altitudes élevées, elle dépasse les 1000 mm et deviennent plus importante au fur et à mesure que l'on prend de l'altitude, c'est-à-dire lorsque l'on évolue vers des régions de basses pressions. Les NR modérés — comparés à ceux des hautes terres et du littoral — sont beaucoup plus situés à l'intérieur du continent, en-dessous de 17°N et majoritairement compris entre 400 mm et 1000 mm, bien que pour les NR de 100 ans, elles peuvent aller au-delà de 1000 mm. Les régions de faibles NR sont situées dans les parties Nord et Sud-Est de l'Afrique Tropicale. Dans ces zones, les précipitations extrêmes de JAS ayant une PR de 20, 50 et 100 ans sont en générales inférieures à 400 mm, et décroient jusqu'à 20 mm (NR de 20 ans et 50 ans) et 40 mm (NR de 100 ans) à mesure que l'on se déplacent vers l'extrême Nord de l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur.

La concentration des valeurs élevées des précipitations extrêmes ayant des PR de 20, 50 et 100 ans en zones montagneuses résulte du fait que l'orographie joue un rôle important dans le processus qui conduit à la formation des phénomènes pluvieux extrêmes, notamment l'effet de foehn[49] (Lott, 2016). En effet, la présence des massifs isolés crée localement une convection[50] accrue, qui à son tour favorise de fortes averses[51]. Dans la même veine, les auteurs tels Romero *et al.* (1997) ont montré que l'orographie agit en faveur de la concentration des précipitations dans la zone côtière de la Catalogne, au Nord-Est de l'Espagne. Les NR élevés dans les régions côtières ou littorales voudraient dire que l'Océan Atlantique a une influence sur les précipitations extrêmes à travers le processus de transport d'humidité vers le continent, auquel s'associe l'évapotranspiration sur le continent (Winschall *et al.*, 2014). Un autre facteur qui intensifierait la pluviométrie dans ces zones [côtières], plus spécifiquement en été serait la MOA. L'occurrence des précipitations extrêmes vicennales, cinquantennales et centennales de valeurs modérées à l'intérieur du continent, au Sud de la latitude de 17°N, serait favorisée par des conditions locales tels que les massifs isolés, le réseau hydrographique dense — le bassin du Niger, l'Oubangui en République Centrafricaine, le du bassin du Congo, le lac Tchad, etc. — et la forêt dense équatoriale au sud de l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur. En dehors de ces deux facteurs, on note aussi que les précipitations extrêmes dans cette partie de l'Afrique

[49] Phénomène météorologique créé par la rencontre de la circulation atmosphérique et du relief quand un vent dominant rencontre une chaîne montagneuse.
[50] Ensemble des mouvements internes de l'atmosphère terrestre résultant d'une instabilité de l'air, elle-même causée par une différence de température verticale ou horizontale
[51] Pluie soudaine et abondante, de courte durée.

Tropicale serait également le fait du passage d'un nuage pluvio-orageux ou d'une ligne de grains ou tout simplement serait le résultat des MCS (Vizy *et al*., 2018). Dans la partie nord de l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur, plus spécifiquement celle située au-dessus de la latitude de 15°N, les phénomènes de précipitations extrêmes sont en majeur partie liés aux pluies de mousson **(**Vischel *et al.*, 2019**).** La faiblesse des intensités des NR des précipitations extrêmes de JAS dans cette zone comparée à celle située en dessous de la latitude de 15°N est non seulement attribuable au fait qu'elle est caractérisée par un climat semi-aride — encore plus aride du fait de sa proximité au désert du Sahara — , mais aussi parce qu'elle correspond à la zone pénétration des vents de l'harmattan**.** On observe également que, au Sud-Est de l'Afrique Tropicale — autour du point de grille 2.5°N, 37°E — on a une forte concentration de NR de faibles intensités, ceci quel que soit la PR. Un tel résultat peut s'expliquer par le fait que le Sud-Est de l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur est partie intégrante de l'Afrique de l'Est, c'est-à-dire au-delà de la longitude de 25°E. L'Afrique de l'Est est connue en générale pour la forte hétérogénéité de la climatologie de ses précipitations en raison de la complexité des facteurs physiques — la topographie, les lacs et la mer rouge, en plus de la dynamique saisonnière de la circulation tropicale — qui influencent à grande échelle la genèse des précipitations (Nicholson, 2017). De ce fait, la répartition saisonnière des précipitations est fonction de l'espace et donc, varient localement. Ainsi, contrairement à l'Afrique de l'Ouest dont la majeure partie des précipitations sont celles de la mousson pendant la saison JAS, les précipitations en Afrique de l'Est sont concentrées pendant la saison Juillet–Août au Nord et au nord-ouest, mais pendant la saison de Décembre–Février dans les régions les plus au sud. Un tel contraste à la fois en termes de saisons de pluies et de positions géographiques entre l'Afrique de l'Ouest et l'Afrique de l'Est expliquerait les faibles valeurs des NR du sud-est de l'Afrique Tropicale.

3.4.5 Analyse des changements dans les NR de 30 ans des précipitations extrêmes de JAS à travers l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur

3.4.5.1 Identification du point de changement dans la moyenne des précipitations de JAS au cours de la période 1901–2014

Pour étudier les changements dans les NR de précipitations extrêmes, nous avons tout d'abord analysé à l'échelle régionale l'évolution des précipitations saisonnières de JAS au cours de la période 1901–2014 (Fig. 3.4.6), en dépit du fait qu'à la Sect. 3.1 nous avons montré l'inhomogénéité de la distribution spatiale des précipitations de JAS en Afrique au Nord de l'Équateur — le point de changement brusque des précipitations de JAS dans la moyenne au

cours de la période 1901–2014 diffère par sous-région climatique. Le choix de l'approche régionale est motivé par les conclusions des études antérieures menées d'une part à travers le monde par Klein Tank *et al.*, 2009, et d'autre part en Afrique de l'Ouest par Panthou *et al.* (2012, 2013). Les premiers montrent que la moyenne régionale est parfois nessaire lorsque l'on veut détecter les changements dans les extrêmes — la moyenne spatiale réduit la variabilité de la série de données, facilitant ainsi la différenciation du signal — , dans un contexte où on a les observations de faibles tailles et/ou une forte variabilité interannuelle; les seconds ont démontré la supériorité des approches régionales pour la cartographie de l'aléa pluviométrique et la détection des non-stationnarités dans les séries de pluies extrêmes — par rapport à l'approche ponctuelle ou dite de station par station.

De cette évolution, il en ressort une forte variabilité interannuelle du cumul de précipitations de mousson, très probablement liée au fait qu'en Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur les conditions atmosphériques susceptibles d'affecter la région entière varient fortement d'une année à une autre. Les auteurs comme Rowell *et al.* (1999) ont lié cette variabilité à la structure globale des SSTs. Ils ont également identifié les rétroactions de surface et les variations atmosphériques internes comme étant les deux facteurs importants qui influencent la variation saisonnière des précipitations en Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur.

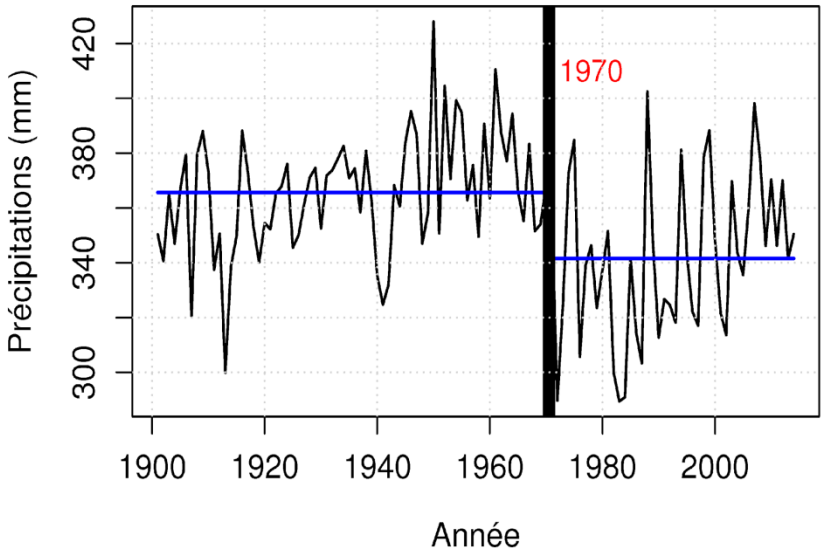

Figure 3.4.6 Evolution temporelle de la moyenne régionale du cumul des précipitations mensuelles de JAS à travers l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur pour la période 1901–2014. Le trait vertical gras de couleur noire marque le point de cassure dans la moyenne des précipitations avant et après les années 1970 et les traits horizontaux de couleur bleue des précipitations pour les périodes 1901–70 et 1971–2014.

A côté de cette forte variabilité interannuelle, la Fig. 3.4.6 nous fait observer une baisse du cumul des précipitations de JAS après les années 1970 à travers l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur, ce qui insinuerait que les sécheresses des années 1970 auraient influencé l'évolution des pluies de mousson au cours du 20ème siècle. Cette inhomogénéité temporelle révèle ainsi le caractère non-stationnaire de cette évolution, laissant clairement apparaître deux époques : celle du pré-1970 et celle du post-1970. Une telle constatation suggère que la rupture de l'évolution des précipitations autour des années 1970 devrait être prise en compte dans l'analyse des changements dans les NR des précipitations extrêmes. Par conséquent, en se référant aux travaux de Greene *et al.* (2009) et de Chamani *et al.* (2018), nous avons choisi l'année 1970 comme point de séparation entre les deux époques : la première dite humide, s'étendant de 1901 à 1970, et la seconde dit sèche par rapport à la précédente, couvrant la période 1971–2014 (Fig. 3.4.6). Cette partition a également été reconnue par les études antérieures telles que celles de Nicholson (1981) en Afrique de l'Ouest et Hubert *et al*. (2007) au Sénégal, plus spécifiquement au Sahel.

Ainsi, dans la suite de ce travail, les données ont été partitionnées en deux sous périodes correspondant à celle identifiées ci-dessus, ceci dans le but non seulement d'évaluer les changements dans les NR des extrêmes de précipitations à travers notre domaine d'étude, mais aussi afin d'obéir au critère de stationnarité du modèle POT utilisée dans la présente analyse — les sous périodes 1901–70 et 1971–2014 étant considérées ici comme stationnaire du point de vue de leurs moyennes respectives (Fig. 3.4.6). La comparaison des moyennes régionales du cumul des précipitations de JAS avant et après l'année 1970 en Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur indique une baisse de 06.50 %. Il sera donc question d'évaluer l'impact de cette diminution dans la moyenne sur les NR des précipitations extrêmes — celles au-dessus du seuil fixé au 95ème percentile — pour une PR donnée.

3.4.5.2 Evaluation des changements dans les NR de 30 ans de la période 1971–2014 par rapport à celle de 1901–70

Pour évaluer lesdits changements, nous avons comparé les NR de 30 ans entre les deux sous-périodes, plus spécifiquement, nous avons calculé en chaque point de grille du domaine de l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur l'écart relatif (en %) entre les NR de 30 ans calculés avant et après l'année 1970, suivant la formule :

$$ER_{NR_{30}} = \frac{NR_{30(1971-2014)} - NR_{30(1901-1970)}}{NR_{30(1901-1970)}} \times 100 \quad (84)$$

Où $NR_{30(1971-2014)}$ et $NR_{30(1901-1970)}$ sont respectivement les NR de 30 ans des précipitations extrêmes de JAS après et avant l'année 1970, calculés en chaque point de grille, en ajustant la distribution GP aux séries POT au-dessus du 95ème quantile. Avant de procéder au calcul de l'$ER_{NR_{30}}$ nous avons évalué quantitativement la qualité d'ajustement de la distribution GP aux excès de seuil pour les périodes 1901–70 et 1971–2014, en appliquant le test non-paramétrique de K-S. Les résultats de l'application de ce test sont présentés sur les Figs. 3.4.7a–b. Comme on peut le constater les valeurs-*p* varient de 0.05 à 1 et en majorités de loin supérieures à la valeur critique de 0.05 aussi bien pour la période 1901–1970 (Fig. 3.4.7a) que pour la période 1971–2014 (Fig. 3.4.7b). Cela signifie que pour chaque sous période, la distribution GP ajuste bien les extrêmes de précipitations de JAS au-dessus du 95ème percentile.

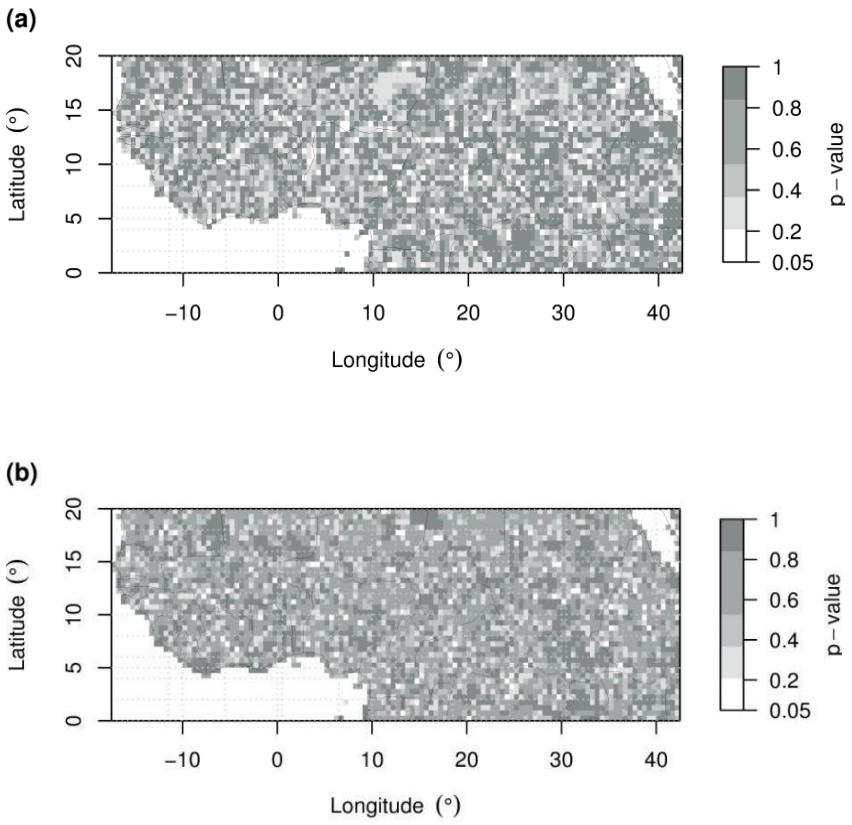

Figure 3.4.7 Le test de K–S **(a)** période 1901–1970 et **(b)** période 1971–2009.

La figure 3.4.8 présente les changements dans les NR de 30 ans calculés à partir de l'ER_{NR30}, exprimés en %. Comme on peut le voir, la magnitude de ces changements est en majorité inférieure à 0 % à travers l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur, aussi bien dans les régions montagneuses que côtières identifiées précédemment. Bien que les valeurs négatives des ER_{NR30} dominent largement le domaine de l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur, la

Fig. 3.4.8 nous montre également quelques zones d'exceptions où les ER_{NR30} sont plutôt supérieurs à 0 %. Il s'agit de celles centrées sur les points de grille (01°N, 10°E), (04°N, 35°E), (10°N, 35°E), (20°N, 05°E) et (18°N, 35°E). Cela signifie que l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur a connu dans sa grande majorité une diminution des NR de 30 ans, les points de grille présentant une augmentation de NR de 30 ans étant en faible proportion. Géographiquement, ces points de grilles [ceux montrant une augmentation des NR de 30 ans] sont situés respectivement dans la partie humide de l'Afrique Centrale, une frange du Sud-Soudan, de l'Ouganda, de l'Éthiopie et du Kenya, les montagnes éthiopiennes — généralement caractérisées par des NR de forts intensités (Figs. 3.4.5a–c) — et une frange de l'Algérie (sa partie semi-aride) et des côtes Soudanaises. On note localement des zones de stationnarité, c'est-à-dire celles dont les ER_{NR30} sont nuls. Ces zones distribuées à travers l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur et sont à faibles dominances. Néanmoins, on peut identifier des régions où cette stationnarité est concentrée. Il s'agit par exemple des zones situées autour des points de grille (17.5°N, 21°E), (11.5°N, 20°E) et (12.5°N, 30°E,) correspondant respectivement au Nord-Est et au Sud-Est du Tchad et au Centre du Soudan.

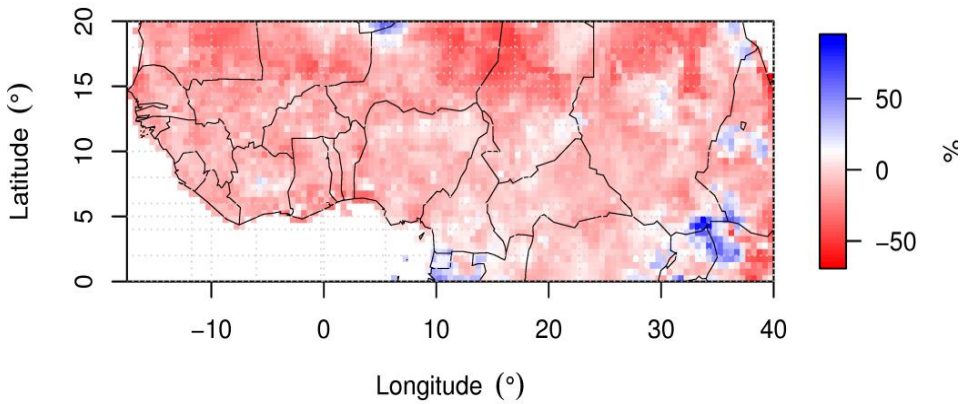

Figure 3.4.8 Distribution spatiale de l'écart relatif des NR de 30 ans (ER_{NR30}) entre les périodes 1901–70 et 1971–2014.

En dehors du fait que la magnitude des ER_{NR30} des zones présentant une diminution des NR de 30 ans soit majoritairement comprise entre -50 % et 0 % [strictement inférieure à 0 %], il existe localement des zones à fortes magnitudes, c'est-à-dire les zones pour lesquelles les ER_{NR30} sont inférieurs à -50 %. Il s'agit principalement des régions autour des frontières Est et Ouest du Niger et du Tchad centrées au point de grille (17.5°N, 15°E). De telles diminutions impliquent que les NR des extrêmes de précipitations de JAS en Afrique au Nord de l'Équateur ont été impactés par la forte variabilité climatique — en termes de précipitations annuelles et décennales — dont a été l'objet l'Afrique de l'Ouest de la fin des années 1960 aux années 1980,

à laquelle a été associée l'augmentation de la température terrestre (Dai *et al.*, 2004, Brohan *et al.*, 2006). Notamment une baisse de 20 % de la pluviométrie enregistrée à partir de la fin des années 1960 sur la période 1950–90 (Penthou *et al.*, 2018). L'augmentation des NR de 30 ans telle qu'observée dans certaines zones, veut tout simplement dire que l'augmentation des températures depuis les années 1960 aurait plutôt produit un effet inverse sur les précipitations extrêmes de ces régions, c'est-à-dire leurs intensifications en lieu et place du déficit. Ce dernier cas de figure trouverait son explication dans le concept théorique de l'intensification du cycle de l'eau, formulé par la relation de Clausius-Clapeyron. Cette théorie permettra de comprendre l'augmentation des NR de 30 dans la partie semi-aride de l'Algérie (20°N, 05°E), qui est fortement influencée par sa partie aride au-dessus de la latitude de 20°N. En effet, l'augmentation de la température entraîne un réchauffement de l'atmosphère près du sol. Cette atmosphère plus chaude peut renforcer l'évaporation, susceptible de générer de fortes précipitations, ceci conformément à la relation de Clausius-Clapeyron (Pall *et al.*, 2007). Dans le même ordre d'idées, dans le contexte du réchauffement global, il est prévu que les températures augmenteront près de la surface de la terre et diminueront dans la haute troposphère, favorisant ainsi l'instabilité thermodynamique de l'atmosphère et de ce fait, la chance d'une intense convection (Kunkel, 2003). En plus de ce qui précède, il est important de noter qu'en zones humides — celles situées autour du point de grille (10°E, 01°N) — , cette augmentation des NR de 30 ans pourrait être le resultat de l'effet combiné de la forêt dense tropicale et de l'océan Atlantique. Par ailleurs, l'absence de monotonie, c'est-à-dire que $ER_{NR_{30}} = 0$ dans certaines régions signifie qu'elles n'auraient pas été affectées par la baisse des précipitations après les années 1970.

Ce résultat révélant la diminution des NR de 30 des précipitations extrêmes JAS après 1970 à travers l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur, s'inscrit en droite ligne avec celui obtenu par Chamani *et al.* (2018) sur le Sahel, situé entre les latitudes 08 et 20°N, et s'étendant sur toute la largeur de l'Afrique. Ces auteurs ont subdivisé le Sahel en trois sous régions climatiques majeures — aride, semi-aride et subhumide — et ils ont montré que les NR de 10 et 30 ans ont en majorité diminué au cours de la période 1901–2009. Partant du fait que l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur a expérimenté une diminution dans la moyenne de ces précipitations après les années 1970 (~ -06.50 %) et constatant la diminution des NR après 1970 dans sa grande majorité, on peut conclure que l'évolution des NR des précipitations extrêmes est tributaire du comportement moyen de l'évolution des précipitations au cours temps. Ce qui met à défaut toute idée de la possible stationnarité des extrêmes de précipitations

survenus sur la période 1901–2014. De ce fait, toute investigation sur l'évolution des NR des précipitations extrêmes en Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur devrait tenir compte du caractère non-stationnaire des précipitations dans la moyenne. La diminution de l'ampleur de ces événements extrêmes pourrait avoir des impacts significatifs sur la gestion de l'eau dans la région. Notamment, l'assèchement des nappes phréatiques et la réduction de la quantité d'eau s'écoulant dans les réservoirs tels que les barrages. De même, l'augmentation des NR des précipitations extrêmes dans certaines zones comme l'indique le présent résultat endommagerait les cultures et la production agricole. De tels dommages seraient non seulement le fait des inondations, mais aussi de l'augmentation de l'humidité du sol. Les auteurs tels que Rosenzweig *et al.* (2002) et Bates *et al*. (2008) ont travaillé sur le lien entre l'occurrence des précipitations extrêmes et les dommages économiques liés à leur apparition. Les premiers ont montré que les inondations peuvent retarder les semis, faire disparaître les récoltes existantes et endommager du matériel coûteux utilisé pour la plantation et la récolte, et les seconds affirment que les intensités accrues des précipitations, des inondations et de l'humidité du sol ont un impact significatif sur la production agricole à l'échelle mondiale.

3.4.6 Conclusion

Dans cette section nous avons estimé et cartographié les NR des précipitations extrêmes de JAS en Afrique tropicale au Nord de l'Équateur, plus spécifiquement en-dessous de la latitude de 20°N. En plus de l'estimation des NR et de leur cartographie, les changements dans lesdits NR ont été évalués dans l'optique de déterminer le sens d'évolution des précipitations extrêmes à travers notre domaine d'étude. L'investigation a été menée en utilisant les données mensuelles de précipitation du CRU couvrant la présente zone d'étude et allant de 1901 à 2014, à partir desquelles des cumuls saisonniers de JAS ont été calculés en chaque point de grille. Les NR pour des PR ont été estimés à partir de l'ajustement de la distribution GP du modèle stationnaire des POT aux données de précipitations de JAS au-dessus du seuil fixé individuellement au 95ème percentile en chaque point de grille. La qualité d'ajustement de la distribution GP aux excès au-dessus du seuil considéré ici comme extrême a été évaluée quantitativement par le test non-paramétrique de K-S.

Les résultats indiquent que les valeurs du 95ème percentile les plus élevées sont situées dans les régions montagneuses et dans les régions littorales s'étendant du littoral au Sud du Sénégal au littoral au Sud du Libéria et celles des littoraux nigérians et camerounais. Les valeurs modérées du 95ème percentile elles par contre sont concentrées à l'intérieur du continent et les valeurs faibles, dans la partie Nord, au-dessus de la latitude de 16°N et les extrêmes Sud-Ouest

et Sud-Est de l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur. Les valeur-*p* issues de l'application du test non-paramétrique de K-S sont de loin supérieures à la valeur critique de 0.05, ce qui est synonyme du bon ajustement de la distribution GP aux excès au-dessus du 95ème percentile. La distribution spatiale du paramètre d'échelle montre que les extrêmes de précipitations de JAS sont beaucoup plus variables dans les zones à fortes valeurs du 95ème percentile. Il a également été observé qu'en majorité, les précipitations de JAS en Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur suivent une distribution bornée dite de bêta dont la limite supérieure est tributaire de la valeur du 95ème percentile.

Les répartitions spatiales des précipitations extrêmes vicennales (NR de 20 ans), cinquantennales (NR de 50 ans) et centennales (NR de 100 ans) de JAS sont presque similaires et révèlent que les plus fortes valeurs sont principalement localisées sur le littoral nigérian et camerounais, le long des côtes s'étendant entre les latitudes de 05 à 14°N — le littoral s'étendant du Sud Sénégal au Sud du Libéria — et dans les zones montagneuses du Cameroun, de la Guinée — Fouta Djalon — et de l'Ethiopie. De l'évaluation des changements dans les NR de 30 ans des précipitations extrêmes, il ressort que ces derniers ont diminué après l'année 1970, ceci dans presque toute l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur, suggérant ainsi que les sécheresses post-1970 auraient influencé la queue de distribution des précipitations en Afrique au Nord de l'Équateur, plus spécifique, l'évolution des précipitations extrêmes liées à l'apparition des pluies de mousson. Les zones présentant plutôt une augmentation des NR ont été localisées dans une partie humide de l'Afrique Centrale, une frange du Sud-Soudan, de l'Ouganda, de l'Éthiopie et du Kenya, et également dans les hauts reliefs éthiopiens.

En fin de compte, les littoraux nigérians et camerounais, les régions côtières du Nord du golfe de Guinée et les zones montagneuses du Cameroun, de la Guinnée et de l'Ethiopie sont des régions à fortes concentrations des cumuls de précipitations extrêmes de JAS auxquelles sont associées de faibles fréquences d'occurrence (PR élevées). Ces régions sont celles des pluies de mousson dangereuses, et donc sont à risque élevé d'inondations catastrophiques, renforçant ainsi l'hypothèse selon laquelle l'Afrique au Nord de l'Équateur est tout aussi exposé aux alèas climatiques que le reste du monde. En outre, ce résultat peut être utilisé non seulement comme outil de prévision à l'échelle régionale, mais aussi pour la gestion des bassins versants, le dimensionnement des ouvrages hydrauliques et la conception de structures d'ingénierie en liens avec la protection civile.

3.5. Analyse des périodes de retour et des niveaux de retour des sécheresses extrêmes de JAS dans le Sahel Ouest africain[52]

Les sécheresses des années 1970 et 1980 au Sahel restent le plus fort signal climatique jusqu'à présent inégalé dans le monde, de par leurs intensité et leurs impact socio-économique (Dai *et al.*, 2004; Mohino *et al.*, 2011). Dans cette section, il sera question d'étudier l'occurrence de ce type d'événement hydroclimatique dans cette partie de l'Afrique au Nord de l'Équateur sur la saison de JAS. En raison de la disparité longitudinale en termes de précipitations et de topographie qui existe entre les parties Ouest et Est de la bande longitudinale du Sahel s'étendant sur toute la largeur du continent, la présente investigation portera uniquement sur sa partie Ouest, encore appeler Sahel Ouest africain (SOA), s'étendant jusqu'à 15°E et délimitée par les latitudes comprises entre 10 et 20°N (Fig. 3.5.1). En effet, différents facteurs déterminent la variabilité des précipitations dans l'Est du Sahel, de sorte que les conditions pluviométriques diffèrent souvent de celles qui règnent plus à l'Ouest (Nicholson, 2005). Parmi ces facteurs à l'Est du Sahel, on peut citer les montagnes éthiopiennes, où les fluctuations des précipitations sont très différentes de celles du Sahel/Soudan. En général, sur la même latitude, les régions à l'Est du Sahel sont plus sèches que celles de l'Ouest (Lebel et Ali, 2009). L'occurrence des sécheresses de JAS au SOA sera analysée statistiquement par l'estimation de leurs PR et de leurs NR en considérant deux variables de mesure de l'ampleur des sécheresses : les cumuls des précipitations de JAS et les fractions d'aires associées.

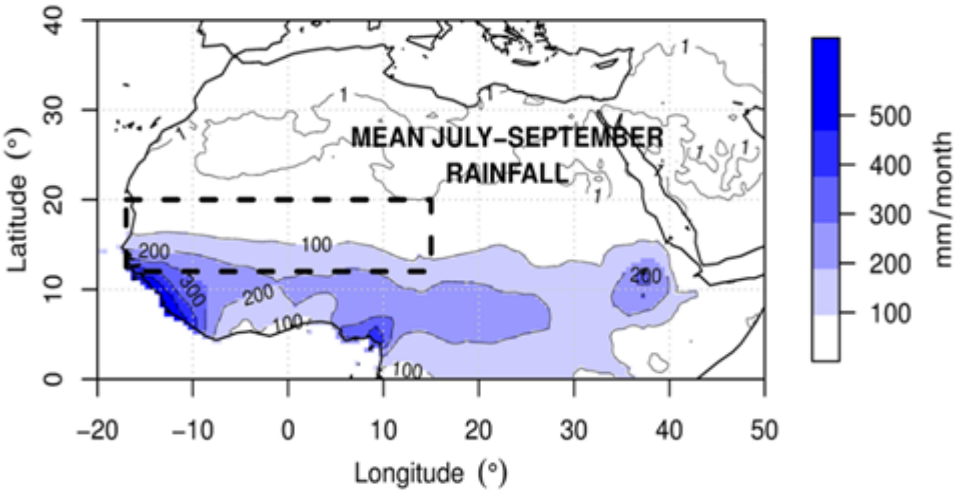

Figure 3.5.1 Moyenne saisonnière des précipitations de JAS en Afrique au Nord de l'Équateur sur la période 1901–2009. Le SOA est représenté par une boîte rectangulaire construite en traits interrompus. Source : Chamani *et al.*, 2019.

[52] Publiée dans *Climate Dynamics* avec comme co-auteurs David Monkam et Zéphirin Yepdo Djomou

3.5.1. Lien entre les extrêmes secs annuels de JAS et les fractions d'aires affectées

La figure 3.5.2 montre la forte dépendance entre les cumuls de précipitations JAS et les fractions d'aires de sécheresses, en particulier pour une année donnée. Les propriétés intrinsèques des champs de précipitations sahéliens de JAS en Afrique de l'Ouest sont bien prises en compte par la valeur seuil fixée au 20ème percentile. Cette observation suggère que la valeur de la fraction d'aire est en effet fortement conditionnée par le nombre de points de la grille dont les précipitations de JAS tombent en-dessous du 20ème percentile. Cette conclusion semble être bien étayée par celles trouvées par Ali et Lebel (2009) sur l'ensemble du Sahel lorsque, en utilisant un modèle probabiliste dérivé de données in situ, ils ont exploré la relation entre l'indice régional de précipitation normalisé (SPI) et la fraction d'aire pour laquelle ce SPI régional est en-dessous ou au-dessus d'une valeur donnée. En examinant la structure de l'étendue spatiale des fractions d'aires pour une variété de seuils régionaux — quelques valeurs caractéristiques de l'indice SPI — , ils ont conclu que la valeur d'une fraction d'aire donnée conditionne fortement la distribution du nombre de point de grille avec une valeur de précipitation normalisée inférieure ou supérieure à un seuil régional spécifique. Dans notre étude, plutôt que d'utiliser l'indice SPI, et encore moins un ensemble de seuils régionaux, le 20ème percentile — calculé en chaque point de la grille — a été sélectionné comme seuil après avoir effectué plusieurs essais. Fixer un seuil beaucoup plus bas que le 20ème percentile — seules les conditions sévères sont prises en compte — rend les calculs statistiques difficiles, dans la mesure où les séries temporelles des fractions d'aires peuvent contenir de nombre valeurs nulles ou de très petites valeurs. Inversement, une valeur trop élevée du seuil augmente le biais dans nos estimations statistiques, car la plupart du temps, la majeure partie du domaine du SOA se trouve dans des conditions de sécheresse.

De plus, comme le montre la Fig. 3.5.2, ces deux paramètres de mesure de la sécheresse sont caractérisés par des tendances inverses tout au long de la période d'étude. Pour corroborer cette observation, le test de corrélation de Pearson est utilisé pour une évaluation quantitative de la relation entre ces deux paramètres de sécheresse. Le résultat indique qu'ils sont significativement corrélés au niveau de $1\ \%$ (p-value < 0.001), avec une valeur approximative du coefficient de corrélation égale à -0.85. Cette constatation révèle que, à travers le SOA, l'étendue de la sécheresse est étroitement liée à l'amplitude des anomalies des précipitations. Par conséquent, ils sont supposés transmettre des informations physiques similaires. Cependant, il est intéressant de savoir comment les PR et les NR de ces deux variables pourraient différer.

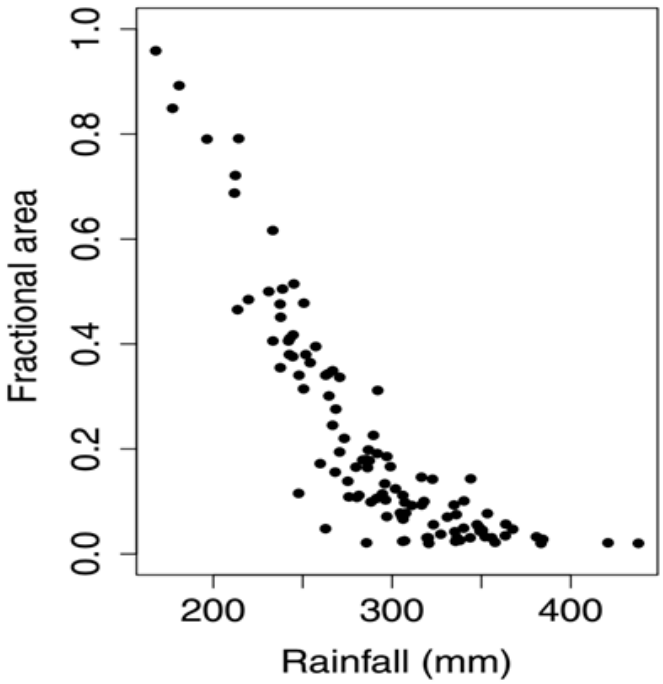

Figure 3.5.2 Nuage de points représentant la cooccurrence des deux mesures de la sécheresse — les cumuls de précipitations annuelles de JAS moyennés sur le SOA pour la période 1901–2009 et les fractions d'aires de précipitations de JAS en-dessous du 20ème percentile. Source : Chamani *et al*., 2019.

3.5.2. Sélection du point de rupture dans la moyenne entre les deux régimes de précipitations de JAS au SOA pendant la période 1901–2009

La figure 3.5.3a présente la variabilité interannuelle des valeurs normalisées du cumul de précipitations de JAS et des fractions d'aires pour la période de 1901–2009. Les extrêmes secs sont représentés par les faibles valeurs des anomalies négatives pour la variable précipitation et les valeurs élevées des anomalies positives pour la variable fraction d'aire. Globalement, comme on peut le constater, les précipitations de JAS (fractions d'aires) ont diminué (augmenté) depuis les années 1970. Par conséquent, pour le reste de l'analyse et en référence aux travaux de Greene *et al*. (2009), les données ont été divisées en deux périodes qui ne se chevauchent pas. La première, la période de pré-changement de 1901 à 1970 ou pré-70, caractérisée par un climat plus humide, en particulier par deux décennies de précipitations excessives de JAS dans les années 1950–1960. La seconde période, la période post-changement de 1971 à 2009 ou post-70, durant laquelle les conditions étaient plus sèches, caractérisées par une tendance à la hausse de l'étendue de la sécheresse — années 1970–1980 — associée à une légère reprise au début des années 1990 par rapport à la période 1901–70.

La figure 3.5.3b indique le point de changement autour de 1970. Il est clair que la moyenne des précipitations de JAS des décennies de la période 1971–2009 est inférieure à celle

de la période 1901–70. Pour évaluer la pertinence de cette partition, le test paramétrique de *t* pour la comparaison des moyennes de deux échantillons a été utilisé. Ce test est appliqué aux données des deux périodes pour vérifier si la différence entre les moyennes des deux échantillons est significativement différente de zéro. Le test révèle que cette différence est très significative au niveau de 1 % (p-value < 0.001).

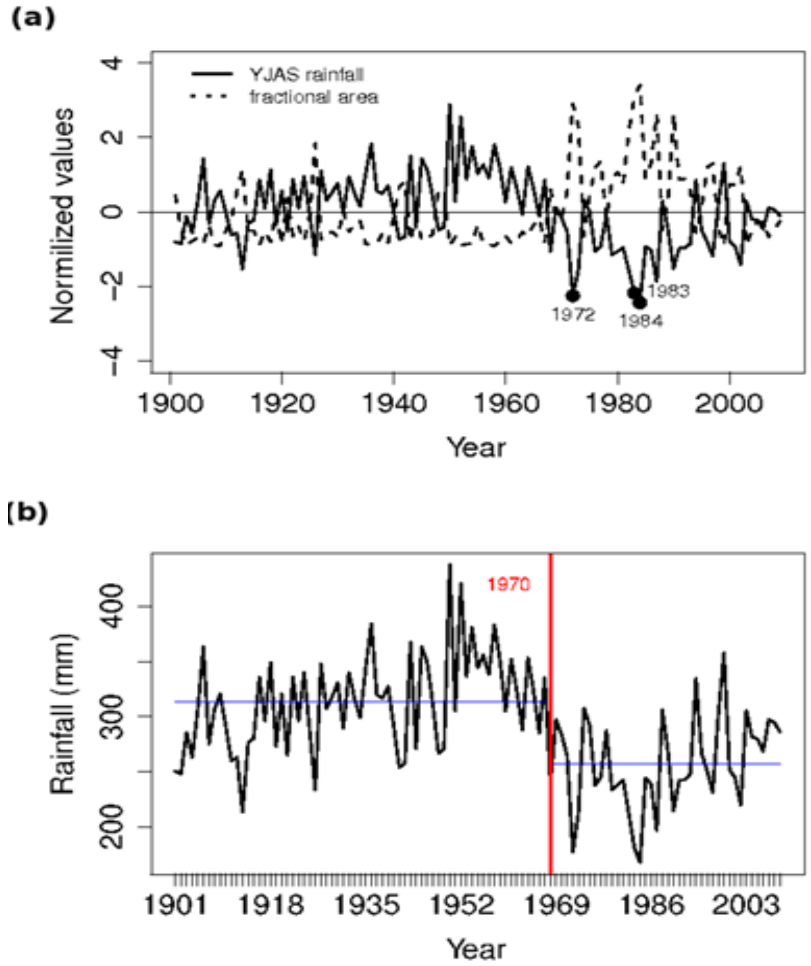

Figure 3.5.3 (a) Anomalies du cumul de précipitations de JAS et des fractions d'aires correspondantes (en écarts types) à travers le SOA. L'anomalie est calculée par rapport à la moyenne des précipitations (fractions d'aires) sur la période 1901–2009. **(b)** Evolution de la moyenne régional — sur le SOA — du cumul de précipitations de JAS pour la période 1901–2009. Les lignes horizontales de couleur bleue indiquent le comportement moyen des précipitations de JAS dans le SOA avant et après 1970, et la ligne verticale de couleur rouge, le point de séparation en 1970. Source : Chamani *et al*., 2019.

La diminution (augmentation) de la moyenne des précipitations de JAS (fractions d'aires) depuis les années 1970 à travers le SOA pourrait être liée à la persistance des graves sécheresses post-65 qui ont frappé le Sahel. Cette persistance pourrait s'expliquer par les variations à long

terme des températures globales de la surface de la mer ou SSTs (Giannini *et al.*, 2003). De plus, le réchauffement généralisé des océans apparu approximativement en 1970 et attribué aux GES pourrait être un autre facteur qui expliquerai la persistance de la sécheresse dans les années 1970 et 1980 (Giannini *et al.*, 2013; Dong et Sutton, 2015). Par ailleurs, l'augmentation de l'étendue des sécheresses au niveau planétaire depuis le point de changement en 1970 (Fig. 3.5.3a) peut s'expliquer par la position sud de la ZCIT, qui pourrait être liée à une moindre continuité verticale des cellules de Hadley et de Walker à travers le Sahel pendant la période sèche de 1968–75, comme l'a souligné Janicot (1992).

Le reste de l'analyse consistera à ajuster la distribution GP aux excès de seuil des données des deux grandeurs d'intérêt de cette analyse. Une telle partition permettra d'évaluer le changement dans les NR des extrêmes secs de JAS entre les deux périodes, en particulier leurs intensités et leurs fréquences.

3.5.3 Sélection de seuils

Selon les graphiques des courbes du MRL pour les données de précipitations de JAS (Figs. 3.5.4a, d), en considérant la linéarité approximative commençant à 260 mm pour les deux périodes, des plages de valeurs de seuils possibles ont été sélectionnées comme allant de 260.00 à 340.00 mm et 260.00 à 280.00 mm pour la période pré-70 et la période de post-70, respectivement. En utilisant la distribution de GP ajustée pour ces gammes de valeurs de seuils (Figs. 3.5.4b–c, e–f), une autre coupure spécifique a été sélectionnée : 295 mm pour la période 1901–70 et 270 mm pour la période 1971–2009. Ces valeurs montrent un comportement stable des paramètres d'échelle et de forme et ont donc été sélectionnées comme valeurs de seuil. En appliquant la même procédure pour les données de fractions d'aires (Figs. 3.5.5), 0.11 et 0.25 ont été sélectionnées comme seuils pour les périodes 1901–1970 et 1971–2009, respectivement. Le changement d'inclinaison observé dans les tracés des MRL des deux variables indique des paramètres différents pour la distribution GP. De même, le comportement irrégulier du côté droit de ces courbes est lié au faible nombre de dépassements de seuil pour les seuils élevés.

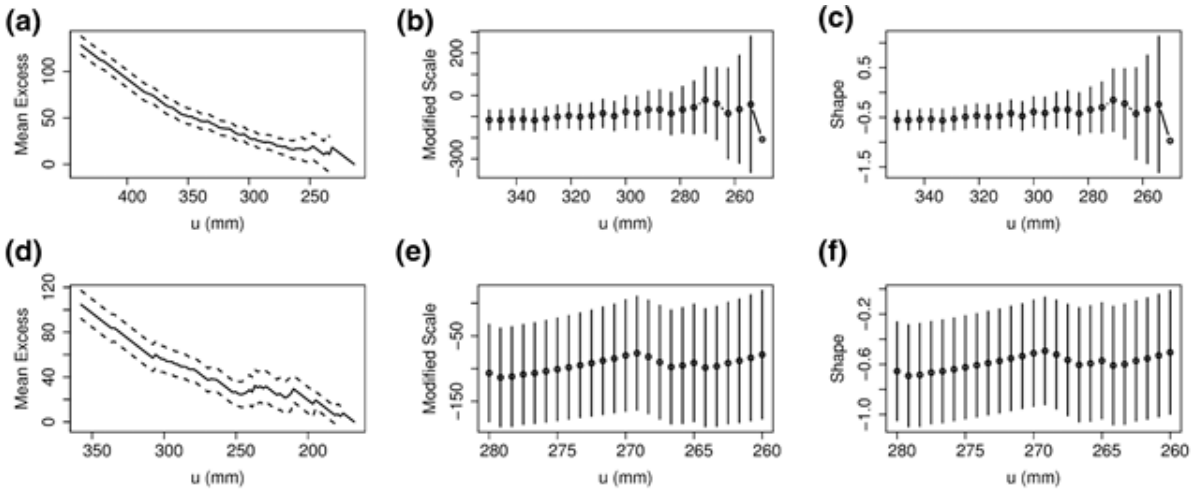

Figure 3.5.4 Diagrammes de sélection du seuil pour les précipitations de JAS, moyennées dans le SOA. **(a)–(c)** Période pré-70 (1901–70). **(d)–(f)** Période post-70 (1971–2009). **(a), (d)** sont les tracés du MRL, **(b), (e)** les estimations de paramètres d'échelle modifiée par rapport au seuil *u* et **(c), (f)** les estimations de paramètres de forme par rapport au seuil *u*. Les lignes pointillées dans les tracés MRL et les lignes verticales de couleur noire dans les graphiques de l'estimation des paramètres d'échelle et de forme modifiés par rapport au seuil indiquent les IC à 95 %. L'orientation inversée de l'axe des abscisses est due à la transformation négative effectuée sur les données aux fins de l'analyse (Sect. 2.3.3.8). Sur les diagrammes, le signe moins qui accompagne ces valeurs a été supprimé.

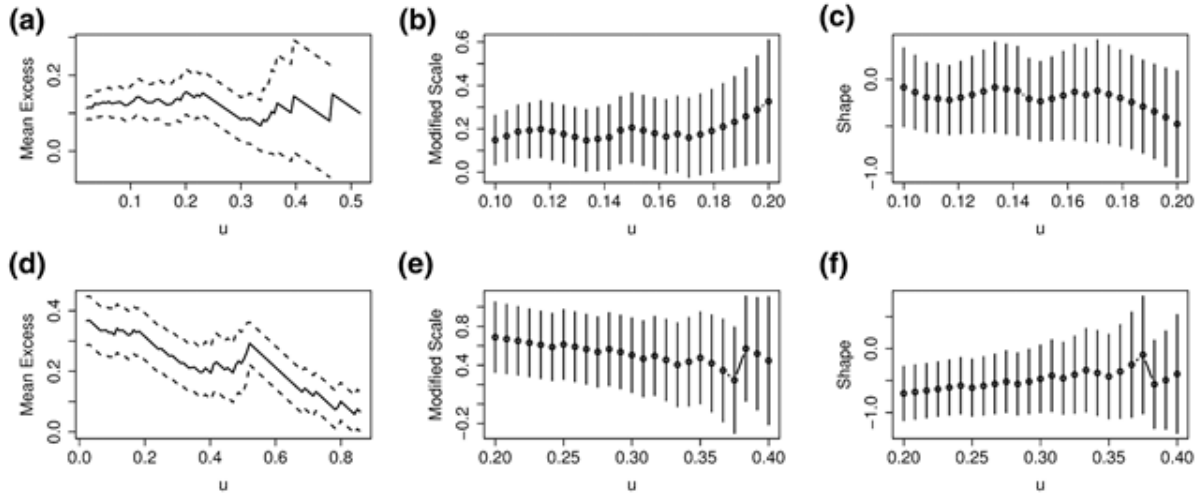

Figure 3.5.5 Comme dans la Fig. 3.5.4, mais pour les fractions d'aires du SOA avec les précipitations de JAS en-dessous du 20ème percentile.

3.5.4 Estimation des paramètres de la distribution de Pareto généralisée et application du test d'adéquation

En utilisant les seuils sélectionnés ci-dessus, les paramètres de la distribution de GP ont été estimés (Tab. 3.5.1). Le paramètre de forme ξ est inférieur à zéro pour les deux métriques, ce qui indique qu'à travers le SOA, la meilleure distribution de la famille GP appropriée pour modéliser les extrêmes secs de JAS est une distribution à queue bornée, c'est-à-dire la distribution bêta. D'autre part, comme le montre également le Tab. 3.5.1, le nombre moyen (λ)

d'excès de seuils d'événements secs de JAS a augmenté de la période 1901–70 à la période 1971–2009, ce qui montre que la fréquence des événements d'extrêmes secs de JAS a augmenté depuis 1970.

Tableau 3.5.1 Estimations des paramètres de la distribution généralisée de GP et du nombre moyen λ de dépassements de seuil par unité de temps pour les données de précipitations de JAS et de fractions d'aires. Entre parenthèses, les erreurs-types associées aux estimations de σ et ξ.

Période	**Variable précipitations**			**Variable fraction d'aire**		
	σ	**ξ**	**λ**	**σ**	**ξ**	**λ**
1901–1970	38.13 (9.32)	−0.40 (0.17)	0.37	0.17 (0.05)	−0.22 (0.18)	0.37
1971–2009	58.18 (15.90)	−0.51 (0.22)	0.67	0.46 (0.13)	−0.61 (0.23)	0.64

Pour vérifier l'adéquation de la distribution GP aux excès de seuil, le test de K-S a été appliqué pour au niveau de significativité de 5 % (Tab. 3.5.2). Dans cette étude, nous avons 25 (26) dépassements de seuil de précipitations de JAS (fractions d'aires) pour la période de pré-changement de 1901–70, et pour la période post-changement de 1971–2009, nous avons 26 (25) dépassements de seuil pour les précipitations de JAS (fractions d'aires). La valeur critique D_n utilisée dans cet essai pour une telle taille d'échantillon (c'est-à-dire entre 25 et 26) est 0,26. Dans le Tab. 3.5.2, les résultats des tests indiquent que la distribution GP a été acceptée avec 5 % de significativité à travers le SOA et pour les deux variables. Pour soutenir ces résultats, les Figs. 3.5.6 et 3.5.7 ont été analysées. Ces graphiques représentent la courbe P-P de la distribution empirique et théorique des extrêmes. Le graphique P-P montre que la plupart des points sont situés près de la ligne 1:1 (diagonale), ce qui suggère que la distribution théorique choisie et ajustée est adéquate.

Tableau 3.5.2 Résultats du test de K-S — à un niveau de signification de 5 % — pour vérifier la qualité d'ajustement de la distribution de GP aux excès de précipitations de JAS et des fractions d'aires au-dessus des seuils sélectionnés pour les périodes 1901–70 et 1971–2009.

Période	Précipitations		Fractions d'aires	
	D_n	*p*-value	D_n	*p*-value
1901–1970	0.08	0.98	0.12	0.77
1971–2009	0.14	0.67	0.21	0.21

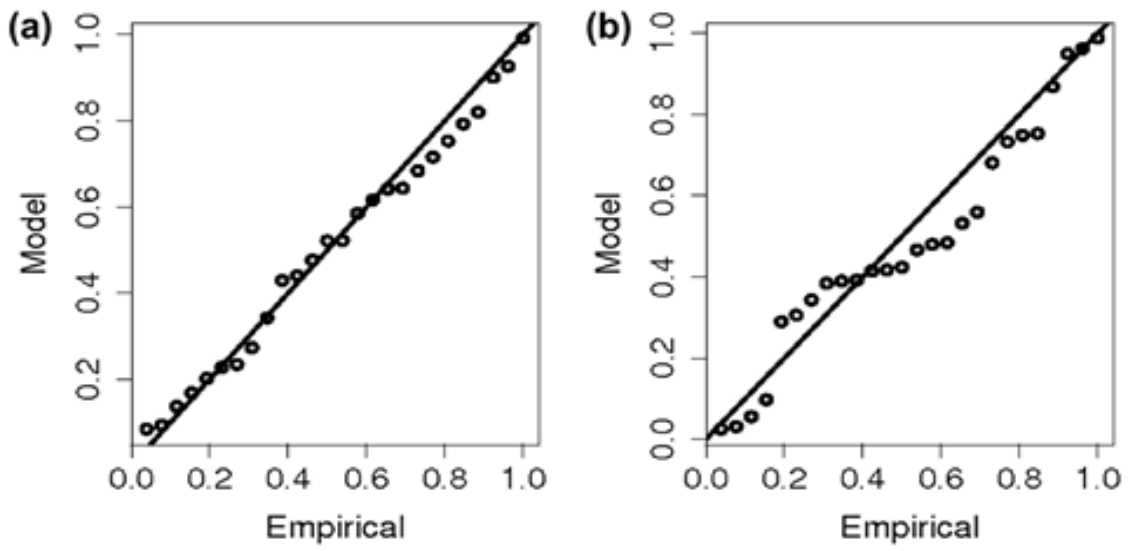

Figure 3.5.6 Diagramme du P-P plot des dépassements de seuil des cumuls de précipitations de JAS moyennés à travers le SOA. **(a)** Période pré-70. **(b)** Période post-70.

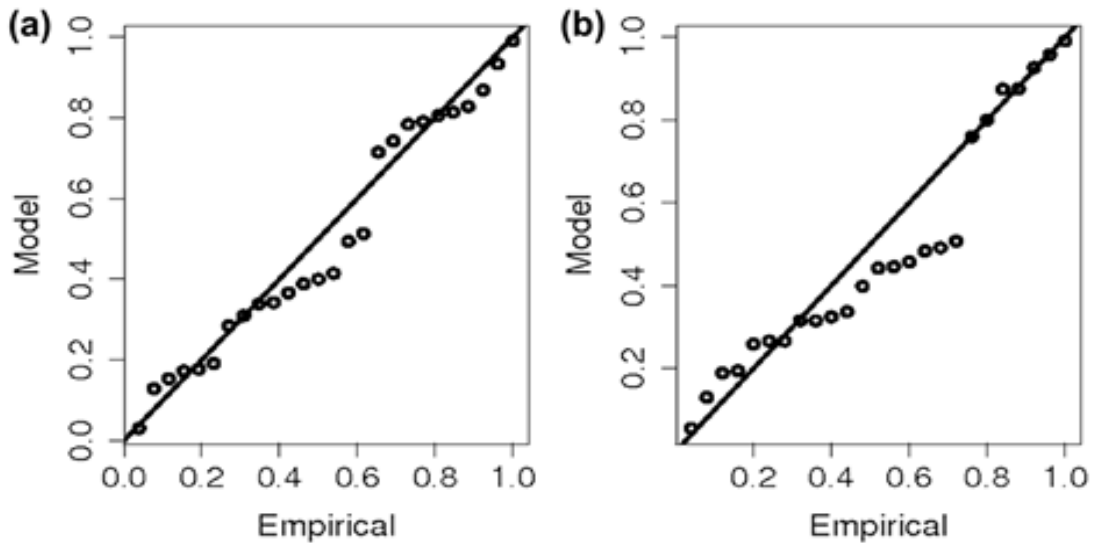

Figure 3.5.7 Comme sur la Fig. 3.5.6, mais pour les fractions d'aires.

3.5.5 Quantification des changements dans les événements extrêmes de sécheresses

Pour quantifier les changements survenus dans les sécheresses extrêmes depuis 1970, nous avons estimé les deux queues de la distribution de GP des extrêmes secs de JAS correspondant aux deux périodes différentes : 1901–70 et 1971–2009. Le test du rapport de vraisemblance (Katz *et al.*, 2002) suggère que les deux queues de distribution correspondant à ces deux périodes sont significativement différentes au niveau de 0.01.

Les NR basés sur ces deux queues de distribution sont présentés aux Figs. 3.5.8a–b pour les deux variables. Les courbes de NR sont représentées par des lignes en gras pour la période 1901–70 et des lignes fines pour la période 1971–2009. Les Tabs. 3.5.2 et 3.5.3 présentent une comparaison des NR estimés et de leurs IC à 95 % pour les extrêmes secs au-dessus du seuil sélectionné pour chaque période. Comme on peut le voir dans ces tableaux, comparés à la période pré-70, le NR des extrêmes secs de JAS a considérablement augmenté pour une PR donnée. Par exemple, le NR de 50 ans des précipitations de JAS (fractions d'aires) se situerait à environ 229,31 mm (0,49) pour la période 1901 –70 et à 175,10 mm (0,91) pour la période allant de 1971 à 2009.

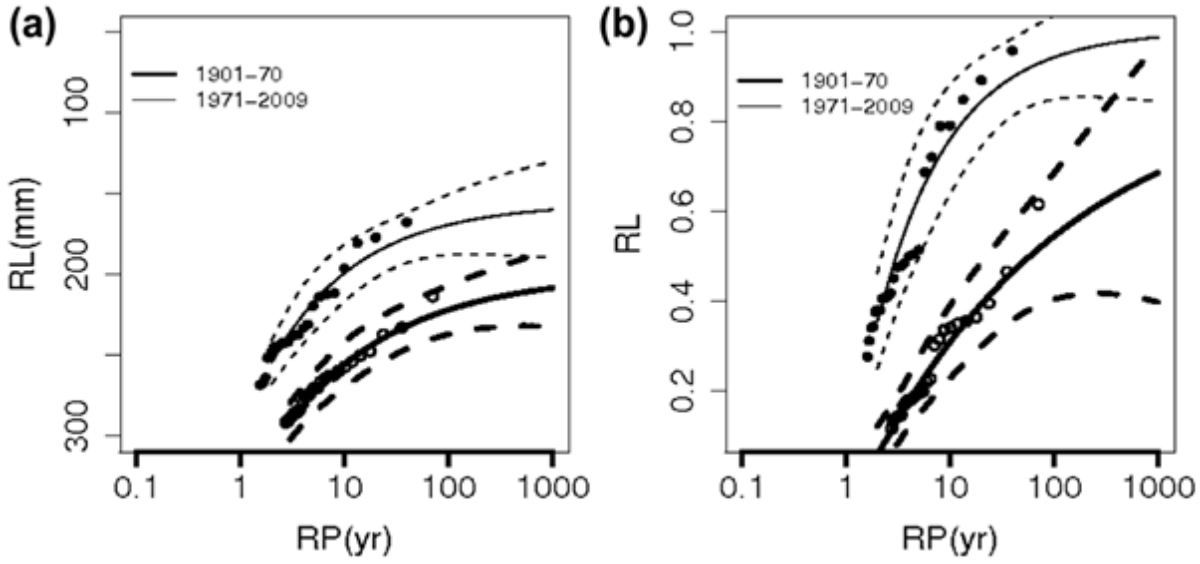

Figure 3.5.8 Comparaison du NR[53] de chaque variable entre la période de pré-changement de 1901–70 et la période post-changement de 1971–2009. **(a)** Excès de seuil du cumul de précipitations de JAS moyenné sur le SOA. **(b)** Excès de seuil des fractions d'aires de précipitations de JAS en-dessous du 20ème percentile. L'axe des y indique les NR des extrêmes secs et l'axe des x les PR[54]. Les cercles représentent les valeurs empiriques de la période 1901–70, les cercles pleins celles de la période 1971–2009. Les lignes en pointillés indiquent les IC à 95 %. Pour la variable précipitation, l'orientation inversée de l'axe des ordonnées est due à la transformation négative effectuée sur les données aux fins de l'analyse (cf. Sect. 2.3.3.8). Sur le digramme, le signe moins qui accompagne les valeurs de précipitations de JAS sur l'axe des ordonnées a été supprimé. Source : Chamani *et al.*, 2019.

[53] Sur les Fig. 3.5.8a–b, l'abréviation RL renvoie au NR. RL ou *return levels* est la traduction anglaise des NR.
[54] Sur les Fig. 3.5.8a–b, l'abréviation RP renvoie à la PR. RP ou *return period* est la traduction anglaise de la PR.

Tableau 3.5.3 Comparaison des NR estimés des extrêmes secs de JAS pour des PR données entre la période 1901–70 et celle de 1971–2009. Entre parenthèses, les IC à 95 % associés au NR. Il est évident que les NR des extrêmes secs de la période post-70 ont considérablement augmenté par rapport à ceux de la période pré-70.

PR (ans)	NR (mm) et son IC à 95 % (1901–70)	NR (mm) son IC à 95 % (1971–2009)
5	274.09 (261.84, 286.34)	217.68 (199.22, 236.15)
10	256.08 (242.06, 270.10)	199.32 (181.67, 216.97)
15	247.64 (233.32, 261.95)	191.24 (174.74, 207.74)
25	238.78 (224.54, 253.01)	183.17 (167.68, 198.66)
50	229.31 (215.11, 243.52)	175.10 (159.04, 191.17)
75	224.88 (210.30, 239.46)	171.55 (154.11, 188.99)
100	222.14 (207.05, 237.23)	169.44 (150.73, 188.15)
110	221.30 (206.00, 236.60)	168.80 (149.64, 187.97)
125	220.23 (204.61, 235.84)	168.00 (148.21, 187.80)
150	218.78 (202.66, 234.90)	166.95 (146.22, 187.68)
200	216.71 (199.67, 233.74)	165.47 (143.25, 187.69)
500	211.49 (190.94, 232.04)	161.97 (135.19, 188.75)
1000	208.64 (185.25, 232.02)	160.23 (130.48, 189.97)

Tableau 3.5.4 Comme dans le Tab. 3.5.3, mais pour les données de fractions d'aires.

PR (ans)	NR et son IC à 95 % (1901–70)	NR son IC à 95 % (1971–2009)
5	0.21 (0.15, 0.27)	0.63 (0.50, 0.77)
10	0.31 (0.23, 0.39)	0.76 (0.64, 0.88)
15	0.36 (0.27, 0.45)	0.81 (0.71, 0.92)
25	0.42 (0.32, 0.51)	0.86 (0.77, 0.96)
50	0.49 (0.37, 0.60)	0.91 (0.83, 1.00)
75	0.52 (0.39, 0.65)	0.93 (0.84, 1.02)
100	0.54 (0.41, 0.69)	0.94 (0.85, 1.04)
110	0.55 (0.41, 0.70)	0.95 (0.85, 1.04)
125	0.56 (0.41, 0.71)	0.95 (0.85, 1.05)
150	0.57 (0.41, 0.74)	0.96 (0.85, 1.06)
200	0.59 (0.42, 0.77)	0.96 (0.86, 1.07)
500	0.65 (0.41, 0.89)	0.98 (0.85, 1.11)
1000	0.69 (0.40, 0.97)	0.99 (0.85, 1.13)

Pour vérifier l'homogénéité de cette augmentation à travers le SOA, on a calculé la différence relative des NR de 40 ans (DR_{40}) entre les deux périodes et en chaque point de grille. Le DR_{40} est calculé comme suit :

$$DR_{40} = \frac{nr_{40}(post70) - nr_{40}(pre70)}{nr_{40}(pre70)} \tag{85}$$

Où $nr_{40}(pre70)$ et $nr_{40}(post70)$ sont les NR de 40 ans des extrêmes secs de JAS pour les périodes 1901–70 et 1971–2009, respectivement. Pour effectuer ce calcul, la transformation sur

les données, mentionnée à la Sect. 2.3.3.8 a été effectuée en chaque point de la grille et le 95ème percentile a été utilisé comme seuil conformément aux travaux de Karl *et al.* (1996). De plus, avant d'estimer les valeurs des $nr_{40}(pre70)$ et des $nr_{40}(post70)$, le test de K-S a été appliqué en chaque point de grille afin d'évaluer la qualité d'ajustement de la distribution de GP aux excès au-dessus du 95ème percentile. La Fig. 3.5.9 montre la distribution spatiale de la *p*-value du test K-S pour la période 1901–70 (Fig. 3.5.9a) et la période 1971–2009 (Fig. 3.5.9b). La *p*-value est supérieure à 0.05 dans la région pour les deux périodes, ce qui indique que tous les dépassements de seuil en chaque point de grille correspondant suivent la distribution de GP.

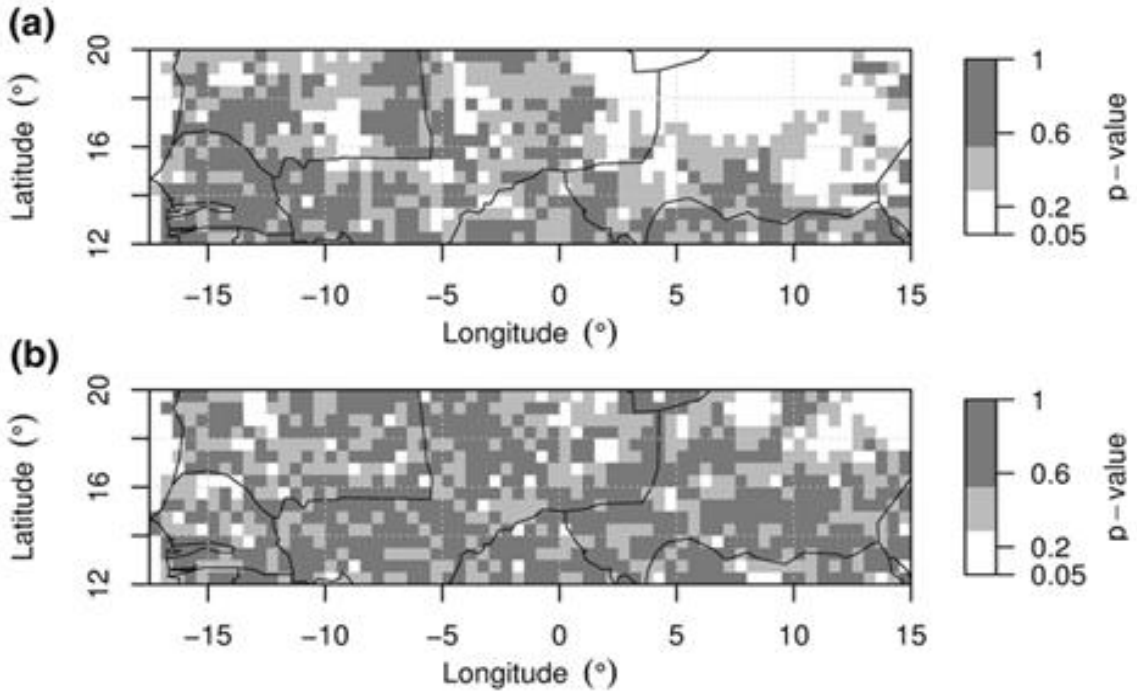

Figure 3.5.9 Le test de K-S en chaque point de grille à travers le SOA afin d'évaluer la qualité d'ajustement de la distribution GP aux excès de seuil au-dessus du 95ème percentile : **(a)** la période pré-70, et **(b)** la période post-70.

La figure 3.5.10 présente la carte des DR_{40} sur le SOA. Le SOA est dominé par des valeurs négatives des DR_{40}, ce qui indique que dans la région, le NR de 40 ans des extrêmes secs a nettement augmenté de la période pré-70 à la période post-70. Cette augmentation du NR de 40 ans des extrêmes secs est synonyme de conditions encore plus sèches après 1970. De plus, comme le montre la Fig. 3.5.10, ces changements sont très importants dans les parties Nord-Ouest et Nord-Est du SOA. Les zones entourant les points de la grille (9.8°W, 18.0°N), (0°, 13.0°N) et (14.0°W, 19.5◦N) ne semblent pas suivre cette tendance à la hausse. Dans ces régions, le NR de 40 ans des extrêmes secs a diminué depuis 1970. En résumé, les NR à la fois

de l'intensité de la sécheresse et de son étendue spatiale à travers le SOA ont augmenté, ce qui correspond à la hausse des extrêmes secs de JAS depuis 1970.

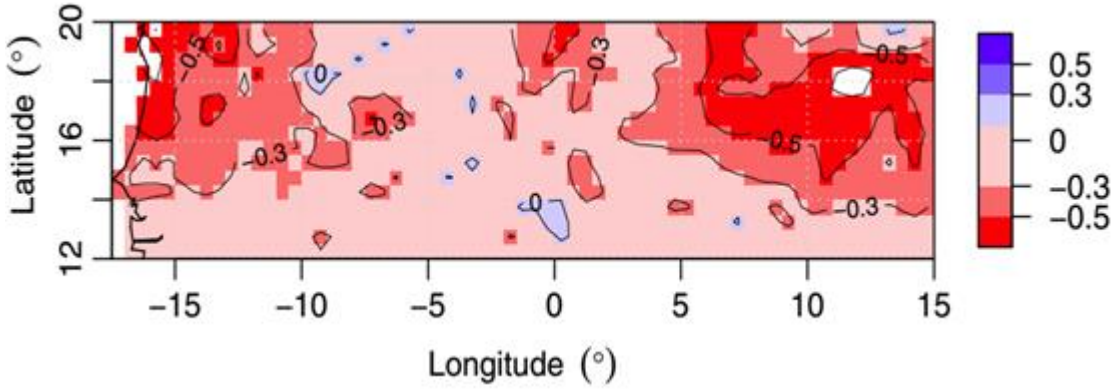

Figure 3.5.10 Carte de la distribution spatiale de la différence relative du NR de 40 ans des extrêmes secs de JAS, calculée en chaque point de grille.

3.5.6 Exploration de la dynamique de la tendance sèche des extrêmes de JAS au cours de la période 1901–2009

Pour explorer la dynamique de la tendance des extrêmes secs de JAS à travers le SOA, nous examinons le rôle des changements dans les queues extrêmes de distribution pour la diminution (augmentation) dans la moyenne des précipitations de JAS (fractions d'aires) (Fig. 3.5.3). Il en résulte que la moyenne estimée des précipitations de JAS (fractions d'aires) inférieure (supérieure) au seuil de 295 mm (0.11) sur la période 1901–1970 et inférieure (supérieure) au seuil de 270 mm (0,25) sur la période 1971–2009, basée sur les deux queues de distributions estimées des précipitations de JAS (fractions d'aires), est de 267.65 mm (0.25) pour la période 1901–70 et de 232.22 mm (0.53) pour la période 1971–2009, diminuant (en augmentant) d'environ 13.24 % (51.95 %). De même, nous notons que la moyenne des précipitations de JAS (fractions d'aires) supérieure (inférieure) au seuil de 295 mm (0.11) sur la période 1901–70 et supérieure (inférieure) au seuil de 270 mm (0.25) sur la période 1971–2009 a également diminué (augmenté) d'environ 10.39 % (53.22 %), passant de 337.55 mm (0.06) à 302.47 mm (0.12). Ces résultats suggèrent que la diminution dans la moyenne des précipitations de JAS (fractions d'aires) inférieures (supérieures) au seuil de 295 mm (0.11) de la période 1901–1970 et inférieures (supérieures) au seuil de 270 mm (0.25) de la période 1971–2009, a été à l'origine de l'intensification de la diminution (augmentation) de 17.96 % (66.10 %) dans la moyenne des précipitations de JAS (fractions d'aires) depuis l'année de changement en 1970, de 311.59 (0.13) à 255.64 mm (0.38). Ainsi, les changements dans les queues de

distributions des extrêmes secs de JAS ont contribué à la tendance sèche dans la moyenne des précipitations de JAS dans le SOA.

3.5.7 Analyse des changements du nombre d'événements extrêmes de 2 années sèches consécutives des dépassements au-dessus du seuil

Une inspection minutieuse de la Fig. 3.5.11 nous permet de constater que les dépassements de seuil ont tendance à se regrouper, c'est-à-dire à se produire en groupes. Les groupes sont principalement constitués de 2 événements consécutifs. Par conséquent, dans la présente section, nous nous sommes intéressés à l'analyse des changements du nombre de ces grappes ou groupes au cours de la période étudiée. L'étude des modifications du nombre de groupes a été entreprise pour déterminer si les sécheresses sahéliennes de la période post-70 étaient liées à la survenue d'événements secs annuels indépendants ou à deux événements secs consécutifs comparativement à la période pré-1970. Pour mener l'analyse, le nombre de dépassements de seuil de deux années consécutives a été estimé pour chaque sous-période en considérant les précipitations de JAS moyennées spatialement sur le SOA. La méthode qui permet cette détermination du nombre de grappes est la technique dite de « declustering » ou désagrégation/décomposition (Coles, 2001). Cette procédure suppose que les 2 dépassements consécutifs appartiennent au même événement. Le nombre de grappes est obtenu en comptant les groupes. Ce processus est effectué à l'aide de la fonction spécifique « dclust » du package extRemes (Gilleland et Katz, 2016) du langage informatique statistique R (R Core Team, 2017). 10 et 5 groupes ont été trouvés pour la période 1901–70 et la période 1971–2009, respectivement. Pour ces estimations, la valeur du seuil pour chaque sous-période est indiquée dans la Sect. 3.5.3. Comme on peut le constater, ce nombre de grappes a considérablement diminué, ce qui indique que, comparé à la période pré-70, dans la période post-70, les dépassements de seuil ont tendance à se produire indépendamment. Mais si nous prenons en compte la taille de la série temporelle de chaque période, le résultat pourrait être différent. En effet, la période 1901–70 a une taille de 70 données, alors que celle de 1971–2009 en a 39. En calculant la différence normalisée du nombre de grappes entre les deux périodes, on a trouvé une valeur approximative de – 0.01, ce qui bien qu'indiquant une diminution, ne représente pas une valeur significative. Par conséquent, pour identifier clairement les zones présentant une tendance particulière à travers le SOA, une analyse spatiale a été réalisée (Fig. 3.5.12).

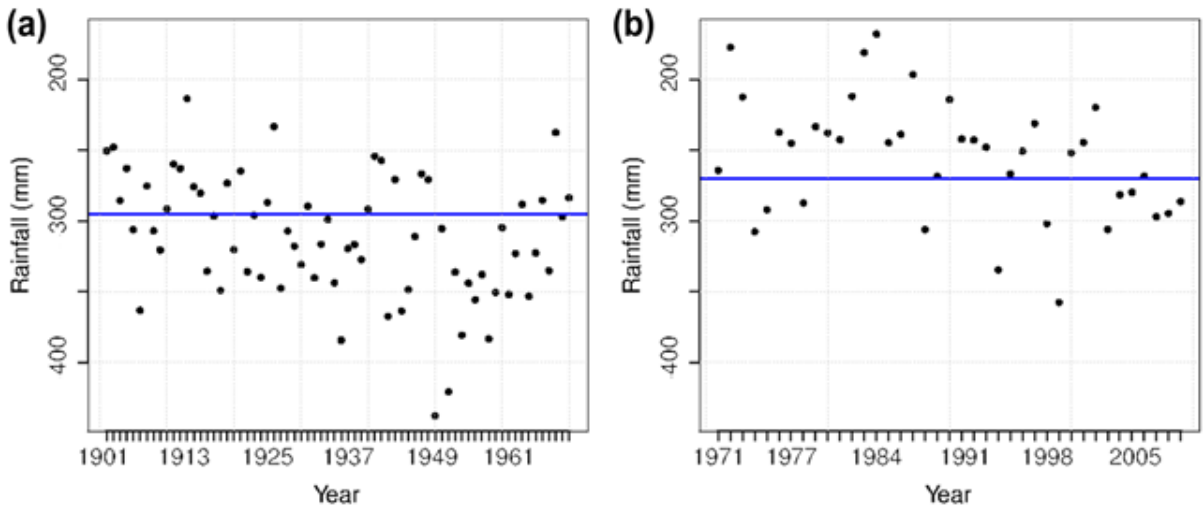

Figure 3.5.11 Dépassements de seuil des cumuls de précipitations de JAS moyennés sur le SOA pour la période 1901–2009. **(a)** La période pré-changement allant de 1901 à 1970. **(b)** La période post-changement allant de 1971 à 2009. Les diagrammes de dispersion ont été obtenus après avoir effectué sur les données la transformation mentionnée à la Sect. 2.3.3.8, et par la suite, le signe moins qui accompagne les valeurs de précipitations de JAS sur l'axe des ordonnées a été supprimé des graphiques. La ligne horizontale de couleur bleue renvoie au seuil sélectionné à la Sect. 4.4.3 — u = 295 mm pour la période 1901–70 et u = 270 mm pour la période 1971–2009. Source : Chamani *et al*., 2019.

La figure 3.5.12 présente l'évolution spatiale de ce nombre normalisé entre les deux périodes. Comme il a été indiqué à la Sect. 2.3.3.2 du Chap. 2, le 95ème percentile a été utilisé comme valeur seuil en chaque point de grille. La magnitude de ces changements varie principalement de -0.10 à 0.10 et se caractérise par une structure hétérogène — les points de la grille avec une valeur positive sont à côté de ceux ayant des valeurs négatives. Sur la Fig. 3.5.12, les zones présentant une diminution du nombre d'années consécutives de dépassement de seuil sont celles où les couleurs se situent entre le blanc et le verte-claire, tandis que celles présentant des tendances à la hausse vont de la couleur verte au rouge. Comme on peut le constater, les régions telles que la Mauritanie, le Mali, le Nord du Burkina Faso et l'Est du Niger sont caractérisées par une tendance à la baisse, alors qu'une grande partie de l'Ouest du Niger est caractérisée par une tendance à la hausse. Compte tenu de cette structure complexe, la proportion du nombre de points de la grille présentant une tendance particulière a été estimée. Cette proportion a été estimée afin d'identifier clairement le mode dominant de la tendance du nombre de dépassements de seuil de deux années consécutives sur le SOA. Globalement, environ 62 % des points de la grille montrent une tendance à la baisse, le reste, environ 38 %, représentant 36 % des points de la grille avec une tendance à la hausse et 2 % sans tendance. En d'autres termes, au cours de la période post-70, environ 62 % du domaine du SOA était dominé par des dépassements de seuil indépendants, alors que 36 % par 2 années consécutives d'excès de seuil et 2 % sans tendances. Ainsi, un tel résultat nous permet de conclure que

l'occurrence d'un extrême sec au cours d'une année donnée de la période 1971–2009 dans le SOA n'était pas nécessairement liée à l'année sèche précédente ou impliquait que l'année suivante serait sèche. Comme interprétation physique, ce résultat indique que, comparé à la période pré-70, pendant la période post-70, environ 62 % du domaine du SOA était caractérisé par des épisodes secs ne dépassant pas un an et d'environ 36 % par des périodes sèches d'une durée supérieure à un an. Ce résultat pourrait avoir comme possible explication la forte variabilité interannuelle des précipitations dont a été l'objet l'Afrique de l'Ouest sub-saharienne au début des années 1970 (Fig. 3.5.3a). D'autre part, la grande variabilité spatiale des changements du nombre normalisé de 2 années consécutives d'excès de seuil entre les deux périodes est typique à l'Afrique de l'Ouest dominée par les précipitations convectives. Cependant, cette grande variabilité spatiale caractérisée par une juxtaposition étroite de signes opposés — c'est-à-dire des tendances à la hausse et à la baisse — de certains points de la grille mérite d'être étudiée plus en détail.

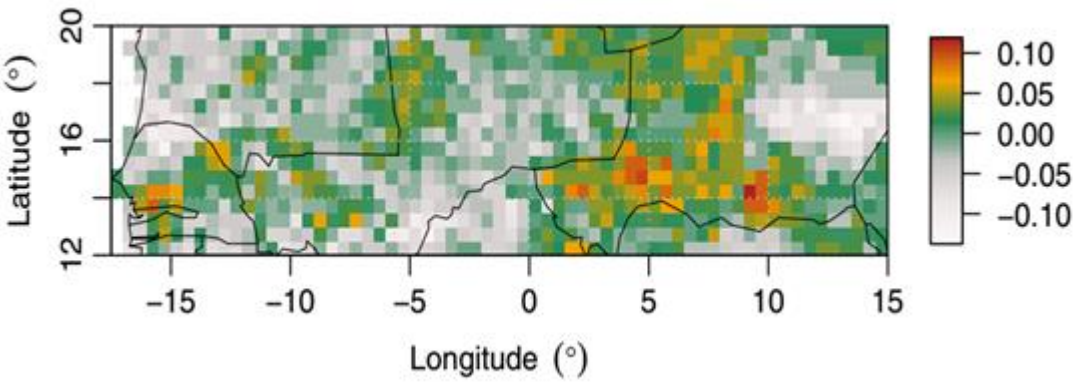

Figure 3.5.12 Carte de l'évolution du nombre de dépassements de seuil de 2 années consécutives des excès au-dessus du seuil, exprimée en termes de différence entre le nombre normalisé de grappes après et avant 1970 en chaque point de la grille.

Les résultats des sous-Sects. 3.5.4–7 montrent le caractère non-stationnaire des extrêmes secs pendant la période d'étude. En conséquence, il serait incohérent de prédire de futurs épisodes de sécheresse extrême à l'aide de la distribution de GP ajustée aux excès de seuil sur la période 1901–2009. En effet, le modèle POT utilisé dans la présente analyse est stationnaire, c'est-à-dire que la distribution de GP sur lequel il s'appuie ne prend pas en compte les caractéristiques non-stationnaires que pourraient présenter les extrêmes secs au cours de leur apparition. Par conséquent, le reste de l'analyse sera concentré sur la période 1971–2009, en admettant que cette période soit une meilleure représentation du climat sahélien actuel, bien que nous admettions que ce n'est pas nécessairement le cas puisque sur la Fig. 3.5.3a, une tendance à la hausse des précipitations de JAS apparaît clairement à la fin de cette période —

au milieu des années 1990. Cela étant, les résultats des sections suivantes sont donc traités avec prudence.

3.5.8 Comparaison entre les NR de 40 ans et la moyenne des extrêmes secs annuels de la période 1971–2009

La figure 3.5.13 présente la distribution spatiale des valeurs normalisées des NR de 40 ans des extrêmes secs à travers le SOA sur la période post-changement de 1971 à 2009. Le NR de 40 ans en chaque point de grille a été divisé par la moyenne des dépassements de seuil de la période 1971–2009. Comme le montre la Fig. 3.5.13, sur le SOA, le NR prévu s de 40 ans est inférieur à la moyenne à long terme des extrêmes secs sur la période 1971–2009 — la valeur normalisée du NR en chaque point de la grille est inférieure à l'unité. Ce résultat indique que les sécheresses pourraient être encore plus graves après 2009 qu'auparavant, mais également que les sécheresses pourraient persister dans l'ensemble du SOA après le 20ème siècle, bien que des auteurs tels que Sanogo *et al.* (2015) ont spéculé sur l'évolution possible du climat sahélien vers un état moins aride. Cependant, d'un point de vue spatial, ce résultat ne semble pas suivre complètement la simple dichotomie spatiale humide-sec trouvée à la fois par Rodríguez-Fonseca *et al.* (2015) et Monerie *et al.* (2012) et, d'autre part par Ali et Lebel (2009) à la fin du 20ème siècle et au début du 21ème siècle — la période 1993–2006 — sur le Sahel. Les premiers prédisent des conditions plus sèches (plus humides) dans la partie plus à l'Ouest (centrale) du Sahel; les secondes, en examinant la variabilité spatiale des SPI à une échelle temporelle fine à travers le Sahel, ont montré l'existence d'un gradient de précipitations Est-Ouest à la fin de la période 1950–2006, en particulier la persistance de conditions sèches dans l'Ouest du Sahel — situé à l'Ouest de la longitude de 11°W — tandis que l'Est du Sahel — situé à l'Est de la longitude de 11°E — retourne à des conditions plus humides. Cette disparité — avec l'Est de notre SOA s'étendant entre les longitudes comprises entre 11°E et 15◦E — pourrait s'expliquer par la nature de la distribution de GP utilisée, qui ne prend pas en compte le caractère non-stationnaire qui pourrait exister dans les données de précipitations à une certaine période. Par conséquent, la conclusion d'un SOA plus sec de l'avenir est prise avec prudence.

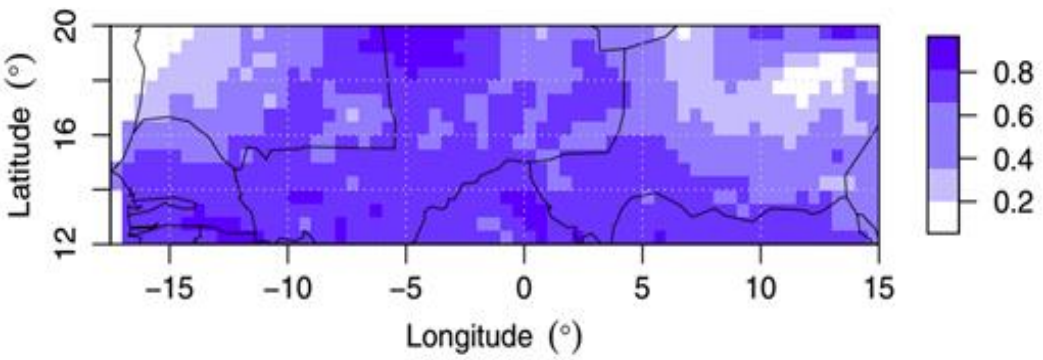

Figure 3.5.13 Valeur normalisée du NR prévu de 40 ans sur la base de la période post-70 en chaque point de grille. Cette valeur est obtenue en chaque point de grille en divisant le NR de 40 ans estimé par la moyenne des dépassements de seuil sur la période 1971–2009.

Cette persistance pourrait avoir comme conséquences possibles les changements dans les SSTs, qui sont quantitativement compatibles avec l'influence des émissions d'aérosols et des GES (Dai, 2013; Hwang *et al.*, 2013). Dans le même ordre d'idées, Giannini *et al*. (2013) ont montré que les changements dans l'Atlantique Nord relatifs aux changements des SSTs des océans tropicaux globaux pourraient expliquer le climat passé et futur du Sahel.

Ces résultats semblent concorder avec ceux obtenus par Held *et al*. (2005) et avec les investigations récemment menées par Gizaw et Gan (2017), bien qu'ils n'aient pas traités des extrêmes secs de JAS. Les premiers, en utilisant des modèles de climat global sous un réchauffement uniforme des océans, ont trouvé un Sahel plus sec dans le futur, principalement en raison de l'augmentation GES; les seconds, en utilisant les projections climatiques du Representative Concentration Pathways des modèles climatiques globaux (global climate models ou GCMs) sélectionnés pour les périodes 2041–2070 et 2071–2100, ont trouvé un climat plus sec à l'avenir en Afrique sub-saharienne. Une diminution des précipitations sur l'Afrique de l'Ouest associée à une augmentation de la température principalement après les années 1970 (par exemple, Djomou *et al.*, 2015) pourraient conduire à une intensification des sécheresses dans le SOA ou simplement à leur persistance.

3.5.9 Détection des années de sécheresses historiques de la période 1971–2009 et caractérisation de leurs distributions spatiales

Les années 1984, 1972 et 1983 ont été identifiées comme les trois années les plus sévères de la période 1971–2009. Ces années extrêmes ont été classées par ordre décroissant d'intensité. Comme le montre la Fig. 3.5.3a, ces années ont été extrêmement sèches dans le SOA, avec une intensité de la sécheresse égale ou inférieure à -2.0 pour les précipitations de JAS et supérieure ou égale à 2.0 pour les fractions d'aires. La moyenne spatiale des précipitations de JAS (fraction

d'aire) associées à ces années sont de 167.80 (0.95), 177.17 (0.85) et 180.84 mm (0.89), respectivement. Au cours de ces années, spécifiquement pendant la saison de JAS, le SOA a certainement expérimenté moins de systèmes convectifs, en particulier les MCS. En effet, jusqu'à 90 % des précipitations sur le Sahel et 50 % des précipitations sous les tropiques sont liées à ces systèmes (Nicholson, 2013).

De plus, pour déterminer si ces épisodes de sécheresses graves étaient associées à une épisode El Niño — correspondant à la phase chaude de l'ENSO, lorsque les SSTs dans le centre et le centre-est du Pacifique Équatorial sont chaudes — , les années 1984, 1972 et 1983 ont été analysées en fonction de l'indice Niño océanique de JAS (JAS oceanic Niño index ou JAS-ONI; Huang *et al*., 2016; NOAA, 2017) — moyenne sur 3 mois des anomalies des SSTs dans la région Niño 3.4 (5°N–5°S, 120°–170°W), en se référant sur la base de périodes de base centrées sur 30 ans mises à jour tous les 5 ans. Nous avons trouvé que seule l'année 1972 était associée à un événement El Niño, en particulier l'El Niño modéré, car son indice JAS-ONI se situe entre 1.0 et 1.4 — seuils donnés par le NOAA-Climate Prediction Center (Null, 2017) pour l'El Niño modéré. L'absence de lien entre les autres années de sécheresse grave et l'événement El Niño signifie que leur apparition pourrait être liée à d'autres facteurs atmosphériques. Ces facteurs pourraient être les SSTs de l'océan Indien et celles de l'Ouest de l'océan Atlantique Tropical, qui à une échelle interannuelle peuvent forcer les anomalies de précipitations à travers l'Ouest du Sahel ou à la structure du gradient de l'Atlantique qui travers l'Équateur avec des SSTs anormalement chaudes au Sud de 10°N et des SSTs anormalement froides au nord de 10°N (Bader et Latif, 2011).

Les valeurs des fractions d'aires associées à ces années sévères montrent que 95 % du domaine du SOA a été touché par la sécheresse de 1984 et, 89 % et 85 % par les sécheresses de 1972 et 1983, respectivement. Cela signifie qu'au cours de ces années, une grande partie du SOA était dans des conditions de sécheresse extrême. Alors, les cartes des anomalies de précipitations de JAS de ces années ont été produites (Fig. 3.5.14). Ceci, pour identifier les zones qui ont été touchées par ces événements secs. Il ressort de la Fig. 3.5.14 qu'au cours de ces années, les cumuls de précipitations de JAS ont été nettement inférieurs à la moyenne sur la période 1971–2009, à l'exception de la partie Nord-Est du SOA en 1972 (Fig. 3.5.14b), qui a été humide. Les zones caractérisées par une sécheresse intense varient d'une année extrême à l'autre et se caractérisent par des anomalies de précipitations inférieures à -1.5. Par exemple, en 1984 (Fig. 3.5.14a), les zones sévèrement touchées se situent au Nord-Ouest du SOA — une

partie du Sénégal et de la Mauritanie — , à l'Ouest du Niger et à l'Est du Mali, ainsi qu'une frange du Burkina Faso.

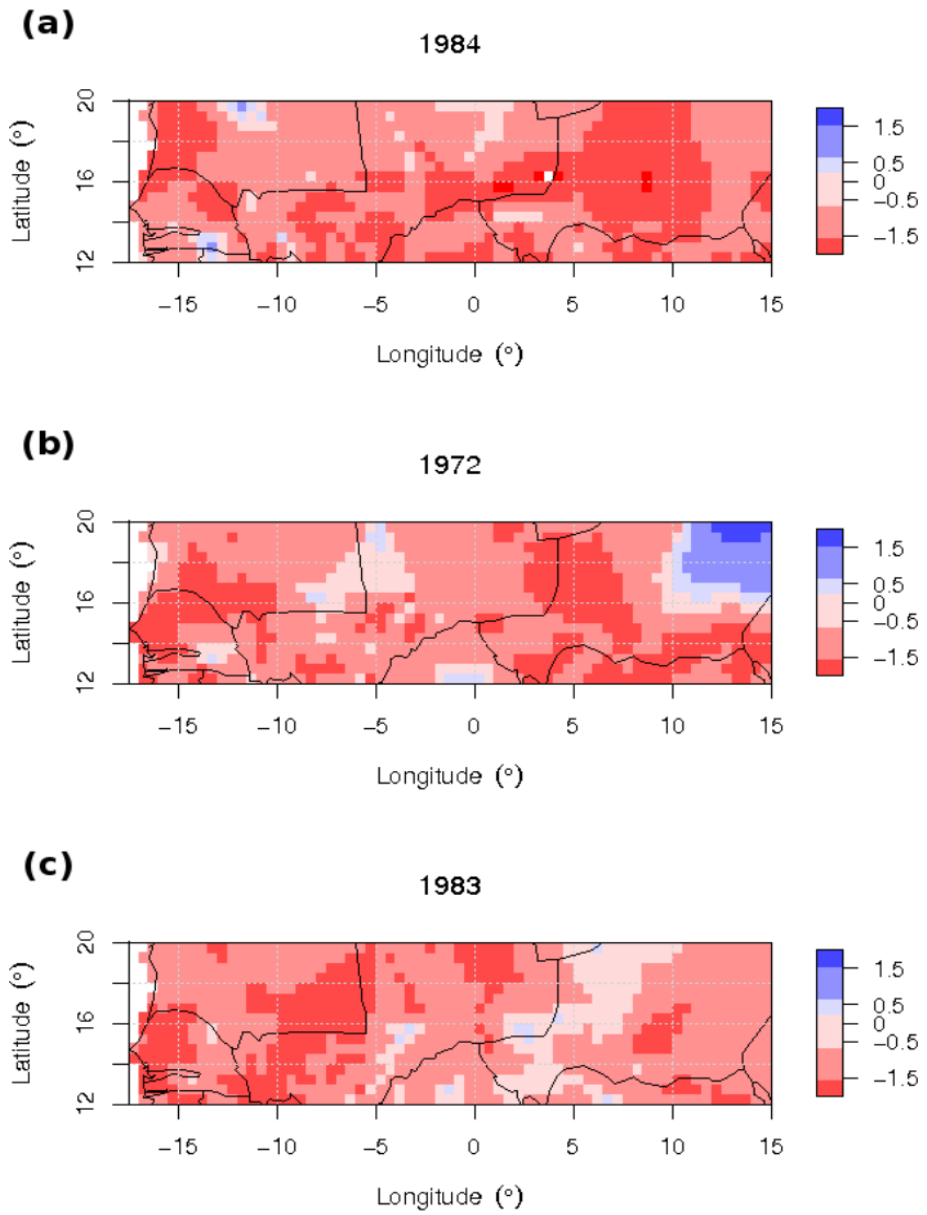

Figure 3.5.14 Anomalie du cumul des précipitations de JAS standardisée pour les années 1984 **(a)**, 1972 **(b)** et 1983 **(c)**. L'anomalie est calculée par rapport à la moyenne des séries sur la période 1970–2009 en chaque point de grille. Ces années extrêmes ont été classées par ordre décroissant d'intensité.

3.5.10 Estimation des PR des sécheresses extrêmes de JAS des années 1984, 1972 et 1983

Le tableau 3.5.5 énumère les PR des épisodes des sécheresses extrêmes de 1984, 1972 et 1983, détectées au cours de la période post-changement (1971–2009) sur le SOA. Pour les deux variables, les PR diffèrent selon les années de sécheresses extrêmes. Les résultats obtenus avec les précipitations de JAS moyennes sur le SOA ne sont pas si éloignés de ceux des fractions

d'aires. En général, les résultats de ce tableau suggèrent, d'une part, qu'une quantité du cumul de précipitations de JAS égale ou inférieure à 167.80, 177.17 et 180.84 mm, observé respectivement en 1984, 1972 et 1983, pourrait être attendue au moins une fois tous les 130, 40 et 30 ans et, d'autre part, une fraction d'aire égale ou supérieure à 0.95, 0.85 et 0.89 correspondant à 167.80, 177.17 et 180.84 mm pourrait être attendu au moins une fois tous les 125, 20 et 35 ans.

Tableau 3.5.5 Les PR des années sèches historiques détectées sur la période post-70.

Années de sécheresse extrême par ordre décroissant d'intensité	PR pour la variable précipitation (ans)	PR pour la variable fraction d'aire (ans)
1984	130	152
1972	40	20
1983	30	35

3.5.11 Cartographie de la PR de la sécheresse extrême de 1983 — la plus sévère de la période 1971–2009

Comme le montrent la Fig. 3.5.3a et le Tab. 3.5.5, l'année 1984 apparaît comme la plus sévère des trois années extrêmes de la 1971–2009. Ainsi, la distribution spatiale des PR de 1984 a été produite pour identifier les zones à forte concentration de PR. La Fig. 3.5.15 montre la PR de la sécheresse de 1984 estimé en chaque point de grille. La distribution spatiale de la PR de sécheresse extrême de 1984 montre que l'événement était exceptionnel et rare, avec des PR comprises entre e 1 et 150 ans (Fig. 3.5.15). De plus, la structure spatiale de cette PR est hétérogène et est dominée par des PR comprise entre 1 et 30 ans (zones blanches sur la Fig. 3.5.15). Néanmoins, une inspection minutieuse de cette carte permet de détecter une similarité avec celle de l'anomalie de précipitations de JAS de l'année 1984 (Fig. 3.5.14a). En particulier, dans les zones qui ont été identifiées comme étant sévèrement touchées par les sécheresses de 1984 à la Sect. 3.5.9, correspondent des PR élevées — supérieures à 90 ans.

En outre, la forte récurrence des PR de 1984 entre 1 et 30 ans à travers le SOA pourrait en partie être interprétée comme une indication que les sécheresses risquent de persister ou de s'amplifier au cours des prochaines décennies. Bien entendu, nous n'excluons pas l'évolution récente du climat dans cette région vers un état moins aride (par exemple, Ali et Lebel, 2009; Sanogo *et al.*, 2015). Par conséquent, ce résultat doit être traité avec une attention considérable.

Une telle indication sur la poursuite probable des sécheresses soulève inévitablement la question des facteurs physiques actuels qui pourraient jouer en faveur de son maintien dans la région. Cependant, nous n'avons pas effectué d'analysent qui traitent de cette question, néanmoins, en se référant à la littérature existante sur le sujet (par exemple, Bader et Latif, 2011; Xue *et al.*, 2016), ces facteurs actuels pourraient être naturels ou anthropiques — émissions des GES et d'aérosols — , ou simplement leur combinaison — les mécanismes de rétroaction atmosphérique et les SSTs des océans Indien et Pacifique. En effet, les SSTs de l'océan Indien entraînent un déplacement anormal de la ZCIT avant le début de la mousson en Afrique de l'Ouest et les SSTs de l'océan Pacifique contribuent principalement à la sécheresse estivale de l'Afrique de l'Ouest en été. De plus, les spéculations sur le lien entre les variations océaniques et les émissions anthropiques des GES et des aérosols sont en cours (par exemple, Giannini 2003; Held *et al*., 2005; Greene *et al*., 2009; Rodriguez-Fonseca *et al*., 2015).

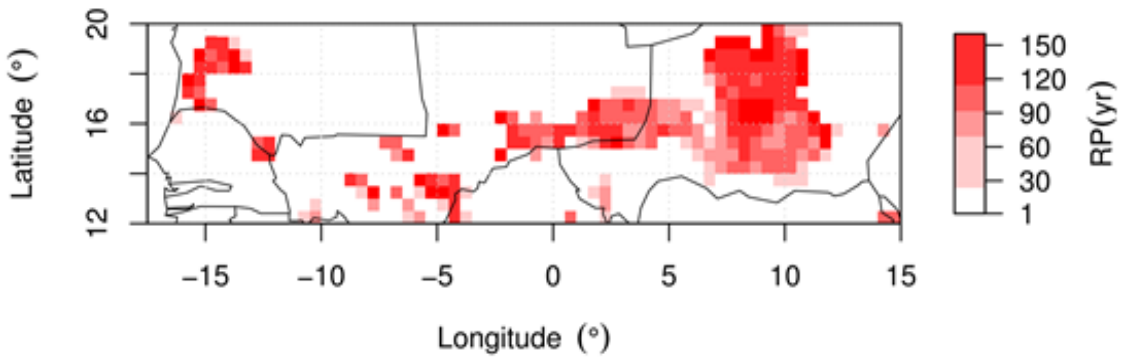

Figure 3.5.15 Distribution spatiale de la PR de la sécheresse extrême de l'année 1984. La PR est estimée en chaque point de la grille à l'aide de la distribution de GP ajustée aux excès de seuil des données de précipitations de JAS sur la période 1971–2009.

3.5.12 Conclusion

Dans cette section, nous avons analysé les PR et les NR des sécheresses extrêmes de JAS au SOA, en utilisant les données mensuelles de précipitations fournies par le CRU sur la période 1901–2009. Deux paramètres de mesure de la sécheresse ont été utilisés : le cumul de précipitation de la saison de JAS et la fraction d'aire de sécheresse. Les PR et les NR ont été estimés à l'aide du modèle classique et stationnaitre de POT à travers la meilleure distribution de GP ajustée aux dépassements de seuil. La sélection du seuil a été effectuée à l'aide des diagrammes du MRL et de l'indépendance asymptotique des paramètres — d'échelle et de forme — modifiés de la distribution de GP en fonction du seuil. L'estimation des paramètres de la distribution de GP a été faite par la méthode du MLE. Le niveau d'ajustement de la distribution de GP aux dépassements de seuil a été évalué quantitativement à l'aide du test non-

paramétrique K-S et graphiquement par le graphique de P-P. Les changements du nombre d'événement de sécheresse extrêmes de deux années consécutives ont également été étudiés.

Il ressort que l'étendue spatiale des impacts de la sécheresse de JAS est étroitement liée à l'amplitude des anomalies du cumul de précipitations de JAS. Le test paramétrique du *t* à deux échantillons a été appliqué pour montrer qu'il existe une différence au niveau de significativité de 0.01 entre les moyennes de deux échantillons de précipitations de JAS des périodes 1901–70 (pré-70) et 1971 –2009 (post-70). Pour les deux variables — précipitations de JAS et fractions d'aires associées — , les diagrammes de P-P et le test non-paramétrique de K-S ont indiqué que les estimations obtenues par la distribution de GP étaient satisfaisantes. Par conséquent, la distribution de GP est adéquate pour étudier les extrêmes secs de JAS au SOA. Les estimations des paramètres de la distribution de GP et le nombre moyen de dépassements de seuil par an revèlent que la distribution Bêta est la meilleure distribution de la famille GP adaptée pour la modélisation des extrêmes secs de JAS, et que les extrêmes secs étaient plus fréquents après 1970.

Les changements dans les sécheresses extrêmes ont été évalués quantitativement tout au long de la période d'étude. Il a été démontré que pour les séries temporelles des deux variables, les distributions des excès de seuil des périodes pré-70 et post-70 sont significativement différentes au niveau significatif de 0.01. Les NR estimés des extrêmes secs de JAS basés sur la queue de distribution de GP estimée sur la période 1901–70 ont été comparés à ceux de la période 1971–2009. Il a été trouvé que, pour des PR données, les NR des extrêmes secs ont considérablement augmenté après 1970 à travers le SOA, ce qui implique que les extrêmes secs de JAS ont été plus sévères après 1970 qu'ils ne l'étaient avant.

L'homogénéité spatiale de ces changements a également été étudiée en calculant la différence relative du NR de 40 ans entre les deux périodes en chaque point de la grille. Nous avons observé que le NR de 40 ans des extrêmes secs de JAS a nettement augmenté de la période pré-70 à la période post-70 dans la région. La dynamique de la tendance sèche des extrêmes de JAS suggère que les changements au niveau de la queue de distribution des extrêmes secs de JAS ont contribué à la tendance sèche dans la moyenne des précipitations de JAS dans le SOA. L'analyse de l'évolution du nombre de dépassements de seuil de deux années consécutives d'extrêmes sécheresses survenues entre 1901 et 2009 montre globalement que, par rapport à la période de 1901–70, qu'approximativement 62 % du domaine du SOA a été dominé pendant la période 1971–2009 par les périodes sèches ne dépassant pas un an, tandis que le reste, approximativement 38 %, est composé à 36 % par celles de plus d'un an et de 2 %

par celles ne présentant aucune tendance. Les NR prédits de 40 ans des sécheresses extrêmes basés sur la période 1971–2009 sont inférieurs à la moyenne des extrêmes secs de JAS de la même période, ce qui revèle que les sécheresses extrêmes de JAS pourraient être encore plus sévères après 2009 qu'auparavant.

Les années 1984, 1972 et 1983 ont été identifiées comme les trois années les plus sévères de la période 1971–2009. Leurs distributions spatiales ont indiqué que durant ces années, la majeure partie de la région du SOA était dans des conditions de sécheresse extrême. Comme résultat secondaire, il a été noté que parmi ces extrêmes, seule l'année 1972 était liée à un événement ENSO, en particulier à l'El Niño modéré. Les PR des quantités de précipitations de JAS (fractions d'aires) associées à ces années ont été estimées. Les résultats suggèrent qu'une quantité de précipitation de JAS (fraction d'aire) égale ou inférieure (supérieure) à 167.80 (0.95), 177.17 (0.85) et 180.84 mm (0.89), respectivement observée en 1984, 1972 et 1983 pourrait être attendue au moins une fois tous les 130 (125), 40 (20) et 30 (35) ans. Comme année la plus sévère de ces trois années, la distribution spatiale de la PR de l'année 1984 a été produite. La plupart des zones de la SOA étaient dominées par des PR comprises entre 1 et 30 ans. Les régions à PR élevées — supérieures à 90 ans — se trouvaient dans une partie du Sénégal, de la Mauritanie, dans la partie plus à l'Ouest du Niger, dans la partie plus à l'Est du Mali et dans une frange du Burkina Faso.

Ces résultats suggèrent que les sécheresses se poursuivraient dans l'ensemble du SOA et pourraient être systématiquement plus fortes à l'avenir, malgré la tendance récente à un climat moins aride. De même, si les prévisions d'un Sahel plus sec — réduction des précipitations — au cours des prochaines décennies comme l'indiquent la présente analyse et d'autres études menées dans la région (par exemple, Held *et al.*, 2005; Gizaw et Gan, 2017), sont correctes, les PR de sécheresses extrêmes pourraient être courtes et de ce fait, conduiraient à une aggravation de la situation dans l'avenir. Inversement, les PR pourraient être longues si la spéculation sur un passage à un état moins aride — reprise des précipitations — était admise (par exemple, Sanogo *et al.*, 2015). Cependant, l'augmentation des extrêmes secs de JAS suggérée par la présente analyse pourrait avoir un impact négatif sur la production agricole dans la mesure où elle pourrait contribuer par exemple à l'apparition tardive des précipitations. D'autre part, étant donné le lien étroit qui existe entre la variabilité des précipitations et le rendement agricole en Afrique de l'Ouest, l'estimation des NR des fractions d'aires de sécheresses extrêmes pourrait être utile pour la gestion durable des ressources en eau dans le SOA.

Les pays du SOA sont sous-développés et caractérisés par une économie qui repose sur la variabilité des précipitations — activités agro-pastorales. Les PR et les NR des événements de sécheresses extrêmes de JAS estimés dans la présente analyse pourraient servir d'alerte rapide pour les décideurs. En conséquence, ils pourraient contribuer à minimiser les risques de pertes liés à la survenance de ces événements grâce à l'anticipation et à la planification.

Conclusions générales, limites et perspectives

Conclusions générales

Dans cette thèse, nous avons essayé d'approfondir notre connaissance sur l'occurrence des précipitations et des sécheresses extrêmes, dans le contexte de climat stationnaire et non-stationnaire — prise en compte des modes de la variabilité naturelle du climat. Nous nous sommes intéressés à l'Afrique au Nord de l'Équateur, connue pour sa grande vulnérabilité à la variabilité des précipitations et au changement climatique. L'Afrique au Nord de l'Équateur considérée ici, est celle qui s'étend sur toute la largeur du continent africain et comprise entre les latitudes 0 et 30°N. Bien que cette région soit le théâtre d'inondations récurrentes et de sècheresses sévères et persistante, généralement causées par l'occurrence de précipitations extrêmes dans le premier cas de figure et à un fort déficit de précipitations dans la durée dans le second cas de figure, elle reste encore faiblement documentée sur la modélisation de ces phénomènes, notamment, l'estimation de leurs PR et de leurs NR. Compte tenu de cette lacune, associée à la forte variabilité des précipitations aussi bien dans l'espace que dans le temps en Afrique au Nord de l'Équateur, un certain nombre d'interrogations en liens avec les composantes extrêmes de l'un des paramètres d'intérêt de l'étude du changement — les précipitations — auront alimenté notre réflexion tout au long de cette investigation. A savoir :

- le fait que l'Afrique au Nord de l'Équateur contient des zones climatiques extrêmement contrastées aussi bien sur sa bande latitudinale élargie que sur celle du Sahel, restreinte à 8°–20°N, n'influe-t-il pas sur la distribution spatiale des précipitations extrêmes et donc, sur celle des NR pour des PR données ?
- le fort déficit de précipitations des années 1970–80 comparé au niveau de précipitations de la période pré-1970 observé entre les latitudes 0°–30°N et qui a été plus prononcé dans le Sahel a-t-il eu une incidence sur l'évolution des NR des précipitations extrêmes et des extrêmes secs ?
- l'organisation spatiale inégalée des précipitations — du fait des effets combinés de la mousson africaine et des facteurs tels que le relief, la végétation, la circulation océanique, etc — en l'Afrique au Nord de l'Équateur soulève inévitablement la question de l'homogénéité de la répartition des précipitations extrêmes et donc, de celle des NR pour des PR données.

- est-ce que le changement dans la queue de distribution des précipitations extrêmes et des extrêmes secs dans le Sahel a-t-il contribué à la tendance sèche observée après les années 1970 ?
- les sécheresses post-1970 qui ont lourdement affecté le Sahel, particulièrement sa partie ouest, étaient-elles le fait d'événements isolés ou consécutifs?
- comparé à un passé récent — la période 1971–2009 — , ces événements seront-ils plus intenses ou le seront-ils moins ?
- compte tenu des études antérieures portant sur le possible lien entre les MVCGE et la variabilité des précipitations en Afrique au Nord de l'Équateur, notamment sur sa composante moyenne, on est tenté de se poser la question de savoir si ces modes de variabilité agissent également sur la composante extrême de la variable précipitation, si oui, auraient-ils un impact sur les NR pour des PR données ?

En réponse à ces interrogations qui renvoient, d'une part à la nécessité d'améliorer nos connaissances dans le domaine des événements climatiques extrêmes dans cette partie de l'Afrique et d'autre par à des enjeux sociétaux en termes d'impacts sur les populations, le présent travail de thèse s'était fixé les objectifs suivants :

- la modélisation de l'occurrence des précipitations et des sécheresses extrêmes de la saison de JAS en Afrique au Nord de l'Équateur;
- l'estimation de leurs PR et de leurs NR;
- l'identification des zones à fortes occurrences;
- l'évaluation de l'évolution desdits NR compte tenu du fort signal climatique dont a été objet cette partie de l'Afrique au cours du siècle passé — autour des années 1970 et 1980;
- la détection du possible lien entre les différents MVCGE et les extrêmes hydroclimatiques;
- l'évaluation de l'influence des MVCGE sur l'intensité des NR des précipitations extrêmes en Afrique au Nord de l'Équateur.

En raison de la forte variabilité spatio-temporelle des précipitations en Afrique au Nord de l'Équateur, pour mener notre investigation, nous avons considéré quatre domaines géographiques : (i) l'Afrique au Nord de l'Équateur dans son entièreté où, l'occurrence des précipitations extrêmes a été étudiée en considérant quatre zones climatiques; (ii) l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur, compris entre les latitudes 0 et 20°N; (iii) le Sahel africain

s'étendant sur toute la largeur de l'Afrique et situé entre les latitudes 8 et 20°N, qui a également a été subdivisé suivant la latitude en sous-zones climatiques majeures; (iv) le SOA s'étendant jusqu'à 15°E et délimité par les latitudes 10 et 20°N.

Pour venir à bout des objectifs mentionnés ci-dessus, nous avons considéré deux variables qui permettent d'une part de quantifier les extrêmes — humides et sèches — et d'autre part de mesure l'étendue de leurs impacts : les cumuls de précipitations de JAS et les fractions d'aires de précipitations correspondantes, au-dessus (en-dessous) du 95ème (20ème) percentile. Ces deux variables ont été calculées à partir des données de précipitations mensuelles — observations — de l'unité de recherche sur le climat (CRU) de l'université d'East Anglia en Angleterre. Ces données sont disposées en points de grilles sur des mailles régulières de 0.5°×0.5° couvrant presque entièrement toutes les parties continentales du globe. Pour cette investigation, nous avons considéré ces données sur la période 1901–2014. Pour évaluer l'influence des MVCGE sur les précipitations extrêmes de JAS dans notre domaine d'étude, nous avons eu recours à quatre indices du climat — l'ENSO, du NAO, du PDO et de l'AMO — issus du GCOS WG-SP. L'outil d'investigation utilisé dans la présente étude pour modéliser l'occurrence et l'estimation des PR et des NR des événements de précipitations et de sécheresses extrêmes de JAS est l'EVT, plus spécifiquement, ses deux approches : l'approche POT et l'approche BM. L'approche POT modélise les dépassements ou excès de seuil suivant une distribution de GP, tandis que l'approche BM considère que les maximums par blocs de temps suivent une distribution de GEV. La qualité de l'ajustement de ces distributions aux données empiriques des extrêmes a été évaluée graphiquement par un diagnostic d'ajustement — les graphes du P-P plot, du Q-Q plot et celui de la comparaison de l'histogramme des données extrêmes empiriques à la fonction de densité de probabilité de la distribution candidate — et quantitativement par l'application du test non-paramétrique de K-S. Le test de Mann-Whitney-Pittitt a été appliqué pour détecter le point de changement dans la moyenne des précipitations de JAS au cours de la période 1901–2014. La dépendance statistique des précipitations extrêmes de JAS aux indices du climat a été évaluée en utilisant le test de corrélation de Spearman.

Compte tenu non seulement du partitionnement de notre domaine d'étude, mais aussi des deux derniers objectifs assignés à cette thèse, nous avons organisé le chapitre résultats et discussions en cinq sections. Dans la première section, nous avons étudié l'occurrence des précipitations extrêmes de la saison JAS dans les principales zones climatiques en Afrique au Nord de l'Équateur; dans la seconde section, nous avons évalué l'effet des différents MVCGE sur l'occurrence des précipitations extrêmes de JAS en Afrique au Nord de l'Équateur,

notamment leurs impacts sur les NR; dans la troisième section, nous avons estimé les PR et NR des précipitations extrêmes de JAS dans les principales zones climatiques du Sahel; dans la quatrième section, nous avons déterminé et cartographié les NR des précipitations extrêmes de JAS en Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur; et enfin, dans la cinquième section, nous avons analysé les PR et les NR des sécheresses extrêmes de la saison de JAS dans le SOA. De manière synthétique à chaque section, on retient que :

- ✓ De la modélisation de l'occurrence des précipitations extrêmes de JAS dans les principales zones climatiques en Afrique au Nord de l'Équateur, nous avons trouvé que les valeurs les plus élevées des NR pour des PR de 5, 10, 25, 50 et 100 ans des précipitations extrêmes de JAS sont attendues dans la zone côtière (Z3) dite guinéenne et celles relativement élevées, dans la zone équatoriale humide (Z4). Notamment, il est prévu des précipitations de JAS de 768.93 et 627.73 mm au moins une fois tous les 5 ans et de 797.89 et 645.84 mm au moins une fois tous les 10 ans, respectivement sur la côte de Guinée et dans la zone équatoriale humide. Les valeurs les plus basses sont attendues dans la zone aride (Z1). Dans cette zone, il est prévu qu'au moins une fois tous les 5 ans les précipitations de JAS dépassent 29.27 mm et qu'au moins une fois tous les 10 ans la quantité de 32.42 mm sera dépassée. Nous avons également constaté que la plage des PR où les extrêmes de précipitations ont été plus fréquents pour l'ensemble des zones est celle de 5–10 ans. Comme résultat secondaire, nous avons trouvé que 83 % des années détectées comme les plus sévères de la période 1901–2014 apparaissent avant les années 1970 et ne correspondent pas dans la plupart des cas à la manifestation du phénomène ENSO. Aux valeurs médianes de la quantité de précipitations associée aux trois années les plus extrêmes de la période 1901–2014 dans chaque zone, correspondent les PR de 40, 15, 40 et 111 ans, respectivement dans les zones Z1, Z2, Z3 et Z4. De l'investigation sur l'évolution des NR dans chaque zone climatique, nous avons observé que l'année de déclin dans la moyenne des précipitations de JAS n'est pas identique à travers l'Afrique au Nord de l'Équateur, néanmoins elles sont concentrées autour de l'année 1970. La prise en compte de ces années de rupture dans l'évaluation du changement dans les NR de 2, 5, 10 et 25 ans révèle que les NR ont diminué dans chaque zone mais de manière beaucoup plus importante dans les zones tropicales Z2, Z3 et Z4 que dans la zone subtropicale Z1, suggérant ainsi que le niveau des précipitations extrêmes de JAS des années 1950 n'est pas dépassé jusqu'à présent par ceux du passé récent;

- ✓ De l'analyse de l'influence des MVCGE sur l'occurrence des précipitations extrêmes en Afrique au Nord de l'Équateur, nous avons montré que parmi les quatre zones climatiques, seule la série temporelle des MAP de la zone semi-aride ou sahélienne (Z2) a été détectée comme non-stationnaire et ne présentant pas de tendance significative. De ce fait, elle a été utilisée pour la suite de l'analyse. Parmi les MVCGE, nous avons trouvé que seule l'AMO est liée significativement aux précipitations extrêmes de JAS —MAP — , spécifiquement celles de la zone semi-aride (Z2). Néanmoins, nous avons noté une dépendance relativement modérée mais non significative entre les MAP et les indices NINO 3.4I et PDOI. Pour ce qui est de l'indice NAOI, il est faiblement corrélé aux MAP de la zone Z2 et donc, le NAO n'a pas d'effet sur les extrêmes de précipitations de JAS en zone sahélienne. En raison de sa dépendance significative à l'indice régional des MAP de JAS de la zone semi-aride (Z2), l'indice de l'AMO a été choisi comme prédicteur pour la modélisation des extrêmes de précipitations dans cette zone. Alors cet indice a été utilisé comme covariable variant dans le temps d'un modèle non-stationnaire de la distribution de GEV sélectionnée parmi sept modèles candidats. Les résultats de l'application du test de LRT auxquels ont été associés les tests d'ajustement graphique (le P-P plot) et non-paramétrique (le test de K-S) nous ont permis de conclure que le modèle non-stationnaire GEV avec le paramètre de position comme fonction linéaire de l'AMOI (modèle M_1) est le plus adapté pour la modélisation non-stationnaire des précipitations extrêmes de JAS dans la zone semi-aride (Z2) de l'Afrique au Nord de l'Équateur. Les fréquences d'occurrence des MAP susceptibles de dépasser les NR de 5, 10, 25 et 50 ans sont respectivement 20.16 %, 10.53 %, 02.63 % et 01.74 % — celle du NR de 100 ans étant égale à celle de 50 ans. Les années 1950, 1952 et 1959 ont été détectées comme les plus sévères de la période 1901–2014 dans la zone Z2. Sous l'influence de l'AMO, nous avons observé que les PR associées aux MAP correspondants aux années 1950 et 1959 sont supérieures à 100 ans. Pour ce qui est des précipitations extrêmes associées à l'année 1952, la PR estimée est comprise entre 15 et 20 ans. Nous avons évalué l'influence qu'a l'AMO sur l'intensité des NR des extrêmes de précipitations de JAS en comparant les NR de 50 ans entre le modèle non-stationnaire conditionné par l'AMO et le modèle stationnaire de GEV. Nous avons trouvé que l'AMO impacte les NR de manière à diminuer ou à amplifier leur intensité suivant la puissance de l'AMO ou la sévérité de l'événement extrême;

- ✓ De l'étude sur l'estimation des PR et des NR des précipitations extrêmes de JAS et de leurs fractions d'aires correspondantes dans les principales sous-régions climatiques du Sahel, nous avons observé que l'étendue spatiale de l'impact des précipitations extrêmes de la saison de JAS dépend de l'intensité des précipitations. Les événements de précipitations extrêmes de JAS ont été plus fréquents au cours de la période post-70 que pendant la période pré-70 dans les sous-régions semi-aride et subhumide, alors que dans la sous-région aride, les précipitations extrêmes ont été moins fréquentes au cours de la période post-70. Nous avons également constaté que les NR des précipitations extrêmes de JAS (fractions d'aires) ont diminué après 1970. La distribution spatiale des différences relatives des NR de 10 et 30 ans revèle de manière générale une diminution des NR de 10 et de 30 ans des précipitations extrêmes de JAS de la période pré-70 à la période post-70 à travers chaque sous-région. En analysant la dynamique de la tendance sèche des précipitations de JAS, nous avons montré que les changements au niveau de la queue de distribution extrême de JAS après 1970 ont contribué de manière significative à cette tendance à l'assèchement. Les résultats indiquent également que les NR de 40 ans sont supérieurs à la moyenne des précipitations extrêmes de JAS sur la période 1971-2009, ce qui signifie que les précipitations extrêmes de JAS devraient être plus sévères après 2009 qu'elles ne l'étaient avant. En considérant la période 1971–2009, nous avons détecté l'année 1999 comme étant l'année historique la plus sévère dans les sous-régions aride et semi-aride, et l'année 2008 dans la sous-région subhumide. De plus, les événements de précipitations extrêmes associés à ces années se sont produits pendant la manifestation de La Niña modérée. La distribution spatiale du cumul des précipitations de JAS associé à ces années nous a révélé que les valeurs les plus élevées de précipitations extrêmes sont concentrées le long des côtes des sous-régions semi-aride et subhumide, et les valeurs les plus basses, principalement dans la partie nord de la sous-région aride. L'estimation des PR des quantités de précipitations de JAS (fractions d'aires) associées à ces années nous révèle que les événements extrêmes survenus au cours des années 1999 et 2008 sont attendues au moins une fois tous les 144 (40), 99 (17) et 197 (67) ans dans les sous-régions aride, semi-aride et subhumide pour la variable précipitation (respectivement pour la variable fraction d'aire). Les distributions spatiales des PR de ces événements ont montré que chaque sous-région était dominée par des PR comprises entre 25 et 100 ans, à l'exception de quelques zones identifiées dans les sous-régions aride et subhumide, caractérisées par des PR supérieures à 100 ans;

- ✓ La cartographie des précipitations extrêmes de JAS en Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur indique que les valeurs du 95ème percentile les plus élevées sont situées dans les régions montagneuses et dans les régions littorales s'étendant du littoral au Sud du Sénégal au littoral au Sud du Libéria et celles des littoraux nigérians et camerounais. Les valeurs modérées du 95ème percentile sont par contre concentrées à l'intérieur du continent et les valeurs faibles, dans la partie Nord, au-dessus de la latitude de 16°N et les extrêmes Sud-Ouest et Sud-Est de l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur. La distribution spatiale du paramètre d'échelle nous a revélé que les extrêmes de précipitations de JAS sont beaucoup plus variables dans les zones à forte valeur du 95ème percentile et également qu'en majorité, les précipitations de JAS en Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur suivent une distribution bornée dite de bêta dont la limite supérieure est tributaire de la valeur du 95ème percentile. Les répartitions spatiales des précipitations extrêmes vicennales (NR de 20 ans), cinquantennales (NR de 50 ans) et centennales (NR de 100 ans) de JAS sont presque similaires et indiquent que les plus fortes valeurs sont principalement localisées sur le littoral nigérian et camerounais, le long des côtes s'étendant entre les latitudes de 05 à 14°N — le littoral s'étendant du Sud Sénégal au sud du Libéria — et dans les zones montagneuses du Cameroun, de Guinée — Fouta Djalon — et de l'Ethiopie. De l'évaluation des changements dans les NR de 30 ans des précipitations extrêmes, il ressort que ces derniers ont diminué après l'année 1970, ceci dans presque toute l'Afrique Tropicale Nord de l'Équateur. Les zones présentant une augmentation des NR ont été localisées dans une partie humide de l'Afrique Centrale, une frange du Sud-Soudan, de l'Ouganda, de l'Éthiopie et du Kenya, et également dans les hauts reliefs éthiopiens. En fin de compte, nous avons observé que le littoral nigérian et camerounais, les régions côtières du nord du golfe de Guinée et les zones montagneuses du Cameroun, de Guinée et de l'Ethiopie sont des régions à fortes concentrations des cumuls de précipitations extrêmes de JAS auxquelles sont associées de faibles fréquences d'occurrences (PR élevées). De ce fait, elles constituent les zones à risque élevé d'inondations;

- ✓ L'analyse des PR et des NR des sécheresses extrêmes de JAS au SOA sur la période 1901–2009, indique que l'étendue spatiale des impacts de la sécheresse de JAS est étroitement liée à l'amplitude des anomalies du cumul de précipitations de JAS. Les estimations des paramètres de la distribution de GP et le nombre moyen de dépassements de seuil par an revèle que la distribution Bêta est la meilleure distribution

de la famille GP adaptée pour la modélisation des extrêmes secs de JAS, et que les extrêmes secs étaient plus fréquents après 1970. L'évaluation quantitative des changements dans les sécheresses extrêmes tout au long de la période d'étude a montré que pour les séries temporelles des deux variables, les distributions des excès de seuils des périodes pré-70 et post-70 sont significativement différentes au niveau significativité de 0.01. Nous avons observé que, pour des PR données, les NR des extrêmes secs ont considérablement augmenté après 1970 à travers le SOA, ce qui implique que les extrêmes secs de JAS ont été plus sévères après 1970 qu'ils ne l'étaient avant. En calculant la différence relative du NR de 40 ans entre les périodes post-70 et pré-70 en chaque point de grille, nous avons noté que le NR de 40 ans des extrêmes secs de JAS a nettement augmenté de la période pré-70 à la période post-70 dans la région. La dynamique de la tendance sèche des extrêmes de JAS suggère que les changements au niveau de la queue de distribution des extrêmes secs de JAS ont contribué à la tendance sèche dans la moyenne des précipitations de JAS dans le SOA. L'analyse de l'évolution du nombre de dépassements de seuil de deux années consécutives d'extrêmes sécheresses survenues entre 1901 et 2009 montre globalement que, par rapport à la période de 1901–70, approximativement 62 % du domaine du SOA a été dominé pendant la période 1971–2009 par les périodes sèches ne dépassant pas un an, tandis que le reste, approximativement 38 %, est composé à 36 % par celles de plus d'un an et de 2 % par celles ne présentant aucune tendance. Nous avons montré que les NR prédits de 40 ans des sécheresses extrêmes basés sur la période 1971–2009 sont inférieurs à la moyenne des extrêmes secs de JAS de la même période, ce qui indique que les sécheresses extrêmes de JAS pourraient être encore plus sévères après 2009 qu'auparavant. Nous avons identifié les années 1984, 1972 et 1983 comme les trois années les plus sévères de la période 1971–2009. Comme résultat secondaire, nous avons constaté que parmi ces extrêmes, seule l'année 1972 était liée à un événement ENSO, en particulier à l'El Niño modéré. Les résultats issus de l'estimation des PR associées aux quantités de précipitations de ces années suggèrent qu'une quantité de précipitation de JAS (fraction d'aire) égale ou inférieure (supérieure) à 167.80 (0.95), 177.17 (0.85) et 180.84 mm (0.89), respectivement observée en 1984, 1972 et 1983 pourrait être attendue au moins une fois tous les 130 (125), 40 (20) et 30 (35) ans. Comme année la plus sévère de ces trois années, nous avons réalisé la distribution spatiale de la PR de l'année 1984. Il ressort que la plupart des zones de la SOA est dominée par des PR comprises entre 1 et 30 ans.

Dans l'ensemble, les principales conclusions suivantes émergent :

- la loi Bêta de la famille de la distribution de GP pour modèle POT et la loi Weibull de la famille de la distribution GEV pour le modèle BM sont les plus appropriées pour modéliser les extrêmes liés aux précipitations de JAS — extrêmes humides et extrêmes secs — en Afrique au Nord de l'Équateur;
- les années les plus sévères en termes d'extrêmes de précipitations de JAS sont fortement tributaires de la sous-région étudiée, et sur la période 1901–2014, elles apparaissent majoritairement avant 1970, avec une forte concentration dans les années 1950, et sur la période post-70, spécifiquement dans le Sahel, elles apparaissent généralement après 1990, excepté lorsque l'on évolue vers les zones humides;
- dans le SOA, sur la période post-70, les années les plus sévères en termes de déficits de précipitations ou sécheresses extrêmes, apparaissent dans les années 1970 et 1980;
- les PR associées aux extrêmes de précipitations à travers l'Afrique au Nord de l'Équateur — ses principales zones à précipitations homogènes — varient d'une zone climatique à une autre, et sont de 40, 15, 40 et 111 ans, respectivement dans les zones aride, semi-aride, guinéenne et de la forêt équatoriale humide;
- l'année 1984 a été détectée comme la plus sévère en terme de sécheresses dans le SOA, avec une PR de 130 ans, cependant, la distribution spatiale de cette PR indique que la majeure partie du SOA était dominée par des PR comprises entre 1 et 30 ans;
- la distribution spatiale des NR pour des PR données des précipitations extrêmes et des sécheresses extrêmes de JAS n'est pas homogène à travers l'Afrique au Nord de l'Équateur, mais elle reste cohérente avec la répartition latitudinale des précipitations dans le cas des extrêmes de précipitations;
- les zones à fortes occurrences de précipitations extrêmes de JAS sont celles situées dans les régions côtières dites guinéennes et celles à hauts reliefs, notamment, le littoral nigérian et camerounais, le long des côtes du nord du golfe de Guinée — le littoral s'étendant du sud Sénégal au sud du Libéria — et dans les zones montagneuses du Cameroun, de Guinée — Fouta Djalon — et de l'Ethiopie;
- le fort déficit de précipitations de JAS des années 1970–80 comparé au niveau de précipitations de la période pré-1970 observé entre les latitudes 0°–30°N et qui a été plus prononcé dans le Sahel a impacté dans sa majorité l'évolution des NR des événements hydroclimatiques, de manière à les diminuer dans le cas des extrêmes de

précipitations à travers l'Afrique au Nord de l'Équateur, et de manière à les augmenter dans le cas des sécheresses dans le SOA;

- le changement dans la queue de la distribution GP des précipitations extrêmes et des extrêmes secs dans le Sahel a contribué à la tendance sèche observée après les années 1970;
- les sécheresses post-1970 qui ont lourdement affecté le Sahel, particulièrement sa partie Ouest, étaient le fait sur 62 % de son aire géographique d'événements d'extrêmes sècheresses isolés ou indépendants;
- dans la partie sahélienne de l'Afrique au Nord de l'Équateur, ces événements seront plus intenses à l'avenir comparativement au passé récent — la période 1971–2009;
- l'AMO influence significativement les extrêmes de précipitations de JAS — MAP — de la zone semi-aride ou sahélienne de l'Afrique au Nord de l'Équateur, de manière à diminuer ou à amplifier leurs NR suivant sa puissance ou la sévérité de l'événement extrême.

Au regard des résultats du présent travail, il convient de dire qu'une investigation qui porte non seulement sur la modélisation des événements de précipitations et de sécheresses extrêmes en Afrique au Nord de l'Équateur, mais aussi sur l'estimation de leurs PR et de leurs NR nécessite au préalable la prise en compte de l'hétérogénéité spatiale de la distribution des précipitations, et de ce fait, devrait être basée sur des zones climatiques distinctes.

Les facteurs majeurs à l'origine de la grande vulnérabilité des pays de l'Afrique au Nord de l'Équateur aux événements hydroclimatiques liés à l'occurrence des précipitations et des sécheresses extrêmes sont la forte croissance démographique et l'absence de véritables politiques de gestion opérationnelles. En plus de documenter l'Afrique au Nord de l'Équateur en événements climatiques extrêmes, les résultats de cette thèse peuvent contribuer à une meilleure planification stratégique, car la possession des informations assorties d'un travail d'investigation par les décideurs, leur permettra de prendre des mesures qui permettront d'anticiper et de minimiser les perturbations et les dégâts — particulièrement dans le domaine de la gestion des ressources en eau, de la protection civile et dans les secteurs productifs comme l'agriculture et la distribution de l'énergie électrique — causés par l'occurrence des précipitations extrêmes et des sécheresses sévères.

Limites et perspectives

Les limites ou les insuffisances de ces travaux de thèse reposent sur deux aspects : les données de précipitations utilisées et l'outil d'investigation. Dans la Sect. 2.2.1 nous avons justifié notre choix des données mensuelles de précipitations de CRU pour étudier l'occurrence des précipitations et des sécheresses extrêmes en Afrique au Nord de l'Équateur. En ce qui concerne l'outil d'analyse, il est purement statistique et parfaitement en adéquation avec le type de modélisation entrepris dans cette thèse. Cependant, certains aspects contraignants de sa mise en œuvre, non observés dans la présente étude méritent d'être soulevés.

Données de précipitations

L'une des principales insuffisances de ces travaux de thèse réside sur l'adéquation des données d'observation (CRU) utilisées pour étudier l'occurrence des évènements climatiques extrêmes, bien qu'elles couvrent une longue période — 1901–2014 (114 ans) — , avec une bonne résolution spatiale (0.5°×0.5°). En effet, ces données ont une faible résolution temporelle, c'est-à-dire qu'elles ont été échantillonnées à l'échelle mensuelle — moyennes mensuelles (cf. Sect. 2.2.1) — , ce qui à priori affaiblit la puissance d'approche BM dont l'ajustement asymptotique est fortement tributaire de la taille des blocs (Coles, 2001) — l'approche POT n'étant pas impactée significativement par cette caractéristique de l'échantillon, car naturellement, la densité de l'échantillon sur laquelle elle s'appuie pour fonctionner est tributaire du seuil (Born *et al.*, 2008; Gobin *et al.*, 2016). Dans le présent travail nous avons utilisé des blocs de taille 12, qui ne sont pas assez larges pour satisfaire correctement aux propriétés asymptotiques de la distribution GEV. Par ailleurs, l'augmentation de la taille des blocs conduirait à une diminution de la taille de l'échantillon et de ce fait, augmenterait les biais liés à l'estimation des paramètres de la distribution GEV à partir duquel sont estimés les NR et les PR. Les auteurs comme Coelho *et al*. (2008) recommandent l'utilisation des blocs de taille 365 — données journalières — pour le BM, notamment lorsque l'on considère les blocs de temps annuels. Par conséquent, les résultats de la Sect. 3.2 devraient donc être traités avec prudence. Les études en cours tentent d'exploiter la version 3B42 des données journalières de la Tropical Rainfall Measuring Mission ou TRMM (Demirdjian *et al.*, 2018) et celles également journalières de la Climate Hazards Group Infrared Precipitation with Station data ou CHIRPS (Katsanos *et al.*, 2016) pour examiner les extrêmes de précipitations en Afrique au Nord de l'Équateur, bien que ces dernières [données TRMM et CHIRPS] ont une couverture temporelle inférieure à celle des données CRU — les données de précipitations TRMM vont de

Novembre 1997 à Avril 2015 (15 ans) et celles de CHIRPS couvrent la période 1981–2018 (38 ans).

L'outil d'investigation

Les résultats de cette thèse ayant été organisés en cinq parties, suivant les intérêts de l'étude, nous organiserons également la présentation des limites et des perspectives liées à notre outil d'analyse en fonction des observations faites à l'issue de chaque modélisation.

- ➔ Sur l'Afrique au Nord de l'Équateur dans son entièreté, la diminution des NR des précipitations extrêmes de JAS après les années 1969, 1967, 1975 et 1971, respectivement dans les zones aride (Z1), semi-aride (Z2), tropicale humide ou côtière dite guinéenne (Z3) et équatoriale humide (Z4) (cf. Sect. 3.1) et la tendance à la reprise des précipitations relayée par certains auteurs (Ali et Lebel, 2009; Sanogo *et al.*, 2015; Nicolson *et al.*, 2018a) associée à l'augmentation de leurs valeurs extrêmes après le milieu des années 1990 (Panthou *et al.*, 2014), voir leur intensification après 2009 (Chamani *et al.*, 2018), font ressortir le caractère non-stationnaire de l'évolution des précipitations extrêmes de cette partie de l'Afrique, questionnant ainsi l'adéquation du modèle stationnaire de POT aux séries temporelles régionaux de chaque zone. Des études en cours tentent de prendre en compte cette non-stationnarité en introduisant un seuil dépendant du temps (time-dependent threshold) (Coelho *et al*., 2008; Wan *et al*., 2013), non pas sur les séries temporelles du cumul de précipitations mensuelles de la saison JAS — qui compte une seule donnée par an — , mais en considérant plutôt les séries temporelles mensuelles du départ, qui comptent 12 données par an. Toujours dans le registre des perspectives, en plus de s'être appuyé sur le zonage des anomalies précipitations de JAS pour montrer la variabilité spatiale des précipitations extrêmes (Djomou *et al.*, 2015) donc de leurs PR et NR, les travaux futurs porteront sur l'analyse saisonnière de l'occurrence des extrêmes de précipitations dans ces zones climatiques. Les investigations porteront sur les saisons pré-mousson (Mars–Mai), mousson (Juillet–Septembre) et post-mousson (Décembre–Février).
- ➔ Dans le processus d'évaluation de l'influence des MVCGE sur l'occurrence des extrêmes de précipitations en Afrique au Nord de l'Équateur, notamment dans ses principales zones climatiques (Sect. 3.2), pour des raisons techniques, nous n'avons pas tenu compte des tendances qui pourraient exister dans les séries temporelles des MAP de certaines zones (Fig. 3.1.11). Ces tendances sont très souvent liées au réchauffement

global d'origine anthropique (Klein Tank *et al.*, 2009) et pourraient influencer les PR des précipitations extrêmes. C'est l'exemple de la zone équatoriale humide (Z4) où nous avons détecté une diminution significative des MAP de la saison JAS au cours de la période 1901–2014 (cf. Sect. 3.2.1). Cette diminution est tout simplement le résultat des sécheresses à long terme dont l'Afrique Centrale a été l'objet au cours de ces deux dernières décennies (Hua *et al*., 2016). Les futures investigations porteront sur l'effet qu'ont ces tendances — changements climatiques (Klein Tank *et al.*, 2009) — sur les PR dans notre domaine d'étude. De même, une étude qui prend en compte la disparité spatiale des précipitations extrêmes — caractère stationnaire ou non d'un point de grille — en Afrique au Nord de l'Équateur pour l'estimation des PR et des NR aussi bien sous un climat inchangé que sous un climat perturbé ou forcé — réchauffement global ou l'influence des MVCGE — serait plus qu'informative.

- ➔ A la Sect. 3.3, le modèle POT utilisé pour estimer les PR et les NR des précipitations extrêmes de JAS (fractions d'aires) dans les principales sous-régions climatiques dans le Sahel ne prend pas également en compte les tendances qui pourraient exister dans les données. Par exemple, une observation rapprochée de la série temporelle des deux variables sur période post-changement allant de 1971 à 2009 dans chaque sous-région (Fig. 3.3.3), permet d'identifier une tendance à la hausse, en particulier au début des années 1980, synonyme de reprise des précipitations. Par conséquent, les travaux futurs consisteront à incorporer cette tendance dans les paramètres de la distribution de GP (par exemple, le modèle de la distribution GP développé et décrit par Katz *et al.*, 2002). Cela pourrait conduire à une amélioration significative des estimations des PR et des NR, et augmenterait ainsi la fiabilité des résultats de la présente investigation. De plus, les années de précipitations extrêmes détectées correspondent à la manifestation d'événements ENSO, en particulier pendant la phase modérée de La Niña. En conséquence, son influence sur l'occurrence des précipitations extrêmes de JAS ne s'aurait être négligée dans la région. Cette question a également été reportée pour travaux futurs.

- ➔ La cartographie des NR des précipitations extrêmes de JAS à travers l'Afrique Tropicale au Nord de l'Équateur entrepris à la Sect. 3.4, a également été effectuée sans avoir vérifié au préalable l'indépendance des excès au-dessus du 95ème percentile, compte tenu de l'exigence de la distribution de GP de l'approche POT — les dépassements de seuil doivent être i.i.d. Très souvent, les données de précipitations ont tendance à s'auto-

corréler ou à apparaître en groupes — suite ou multitude d'événements de pluies consécutives et comparables en termes d'intensité. Les études en cours visent à rendre lesdites données d'excès plus cohérentes à l'outil d'analyse. Notamment, la détection et la correction des défauts — par rapport au critère de la distribution GP — via le processus de désagrégation des groupes d'extrêmes consécutifs (declustering process, voir par exemple Katz *et al.*, 2010). Ce traitement augmentera la fiabilité des résultats présentés tout au long de la Sect. 3.4.

➔ L'investigation sur l'estimation des PR et des NR des sécheresses extrêmes de JAS menée au SOA et exposée à la Sect. 3.5, présente également certaines insuffisances. Premièrement, nous avons considéré les extrêmes secs de JAS sans éliminer les grappes, c'est-à-dire que nous avons négligé la possible dépendance en série des dépassements de seuil (Fig. 3.5.11). Des recherches pour résoudre ce problème sont déjà en cours. Deuxièmement, comme nous l'avons mentionné à la Sect. 3.5.2, la période post-changement (1971–2009) est caractérisée par deux périodes différentes — les décennies sèches des années 1970 et 1980 et les décennies de reprise depuis le milieu des années 1990 (Fig. 3.5.3) — , soulignant le caractère non stationnaire des précipitations de JAS pendant cette période. Par conséquent, les études avenir traiteront également de l'influence de cette tendance sur les modifications des PR et des NR des extrêmes secs de JAS à travers le SOA, en introduisant également un seuil non-stationnaire (Coelho *et al*., 2008). Outre ces limites, principalement liées à la nature du modèle POT utilisé dans cette thèse, une étude portant sur la comparaison en termes de NR et de persistance d'une année à l'autre des trois périodes contrastées — les années 1950 et 1960 humides, les années 1970 et 1980 sèches, et les années 1990 à nos jours, variables et relativement humides — contribueraient grandement à la compréhension des changements des extrêmes secs dans le SOA.

Annexes

Annexe A

Théorème des types d'extremums

S'il existe des séquences de constantes $\{a_n\}$ et $\{b_n\}$ telles que :

$Pr\{(M_n - b_n)/a_n \leq z\} \rightarrow G(z)$ lorsque $n \rightarrow \infty$, où G est une fonction de distribution non-dégénérée, alors G appartient à l'une des types de distributions suivantes :

I. $G(z) = exp\left\{-exp\left(-\left(\frac{z-b}{a}\right)\right)\right\}, -\infty < z < \infty$, (Gumbel)

II. $G(z) = \begin{cases} 0 & z \leq b \\ exp\left[-\left(\frac{z-b}{a}\right)^{-\alpha}\right] & z > b \end{cases}$, (Fréchet)

III. $G(z) = \begin{cases} exp\left(-\left(-\frac{z-b}{b}\right)^{\alpha}\right) & z < b \\ 1 & z \geq b \end{cases}$, (Weibull)

Dans tous les cas de figure ci-dessus, $a > 0$ et b un réel. En ce qui concerne les types II et III, nous avons $\alpha > 0$.

Annexe B

Estimation des paramètres de la distribution de GEV stationnaire

Cette estimation est faite en utilisant la méthode du maximum de vraisemblance (MLE). Désignons par $Y_1, \ldots, Y_m$ les maximums par bloc et en supposant qu'ils soient indépendants et identiquement distribués, et ayant comme distribution une loi de GEV (Eq. 58) dont la densité de probabilité $g(y; \mu, \sigma, \xi)$ issue de la dérivée de l'Eq. 58 par rapport à y, est donnée par :

$$g(y; \mu, \sigma, \xi) = \frac{1}{\sigma}\left[1 + \xi\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)\right]^{-\left(1+\frac{1}{\xi}\right)} exp\left\{-\left[1 + \xi\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)\right]^{\frac{-1}{\xi}}\right\}$$

Le log-vraisemblance $log(\prod_{i=1}^{m} g(y_i; \mu, \sigma, \xi))$ pour la distribution GEV quand $\xi \neq 0$ est

$$l(y; \mu, \sigma, \xi) = log(\prod_{i=1}^{m} g(y_i; \mu, \sigma, \xi))$$

$$= -m\, log\sigma - (1 + 1/\xi) \sum_{i=1}^{m} log\left(1 + \xi\frac{y_i-\mu}{\sigma}\right) - \sum_{i=1}^{m}\left(1 + \xi\frac{y_i-\mu}{\sigma}\right)^{-1/\xi}$$

à condition que $\left(1 + \xi\frac{y_i-\mu}{\sigma}\right) > 0$ pour $i = 1, \ldots, m$. Quand cette condition n'est pas remplie alors la vraisemblance $\prod_{i=1}^{m} g(y_i; \mu, \sigma, \xi)$ est nulle et la log-vraisemblance $l(y; \mu, \sigma, \xi)$ tend vers moins l'infini.

Dans le cas où ξ = 0, c'est-à-dire une distribution de Gumbel, log-vraisemblance $l(y; \mu, \sigma, \xi)$ est :

$$l(y; \mu, \sigma) = -m\, log\sigma - \sum_{i=1}^{m}\left(\frac{y_i-\mu}{\sigma}\right) - \sum_{i=1}^{m} exp\left(-\frac{y_i-\mu}{\sigma}\right)$$

En maximisant $l(y; \mu, \sigma)$, nous obtenons les estimations du MLE $\hat{\mu}$, $\hat{\sigma}$ et $\hat{\xi}$. L'optimisation est faite en utilisant les algorithmes de l'optimisation numérique.

La théorie classique de l'estimation du MLE établit que la distribution $(\hat{\mu}, \hat{\sigma}, \hat{\xi})$ est approximativement normale avec une moyenne (μ, σ, ξ) et une matrice de variance-covariance égale à l'inverse de la matrice d'information observée, évaluée à partir de l'estimation du MLE. Les ICs sont obtenus à partir de cette normalité approximative de l'estimateur de MLE.

Annexe C

Test d'ajustement graphique : le graphique de probabilité-probabilité (probability-probability plot ou P-P plot) pour la distribution de GEV stationnaire

Un graphique de probabilité-probabilité (*probability-probability plot* ou P-P plot) est une comparaison des fonctions de distribution empiriques et ajustées. La distribution de la fonction empirique évaluée dans le i^{ème} bloc maximum ordonné, $Y_{(i)}$, est :

$$\underline{G}(Y_{(i)}) = \frac{i}{m+1}$$

et la distribution de la fonction ajustée au même point est :

$$\hat{G}(Y_{(i)}) = exp\left\{-\left[1+\hat{\xi}\left(\frac{y_{(i)}-\hat{\mu}}{\hat{\sigma}}\right)\right]^{-\frac{1}{\hat{\xi}}}\right\}$$

Pour avoir un bon modèle, il faut que $\underline{G}(Y_{(i)})= \hat{G}(Y_{(i)})$. En pratique, le tracé des points $\left(\underline{G}(Y_{(i)}),\ \hat{G}(Y_{(i)})\right)_{1\leq i\leq m}$ devrait être proche de la première bissectrice ou de la diagonale.

Annexe D

Test de Mann-Whitney-Pittitt

Soit une série chronologique du cumul de précipitations de Juillet–Septembre (JAS), $X_1, X_2, \ldots, X_T$, où T est la longueur de la série temporelle. L'objectif de l'étude est de savoir si les caractéristiques du cumul de précipitations de JAS avant et après une certaine instance de temps t sont différentes. Pettitt (1979) a défini une statistique U_t qui peut être utilisée pour la détection du changement. L'équation du point de changement est donnée par :

$$U_{t,T} = \sum_{i=1}^{t} \sum_{j=t+1}^{T} sgn(X_i - X_j)$$

où

$$sgn(X_i - X_j) \quad = \begin{cases} 1 \ if \ \ X_i - X_j > 0 \\ 0 \ if \ \ X_i - X_j = 0 \\ -1 \ if \ \ X_i - X_j < 0 \end{cases}$$

-

On définit les statistiques $K_T = max|U_{t,T}|$, $K_T^+ = maxU_{t,T}$ et $K_T^- = -minU_{t,T}$ $(1 \leq t \leq T)$. On peut s'attendre à trouver K_T^+ (ou K_T^-) grand s'il y a eu un décalage vers le bas (ou vers le haut) depuis le début de la série temporelle des précipitations de JAS. De même, pour détecter un changement dans un sens ou dans l'autre, nous nous attendons à ce que K_T soit important. En s'appuyant sur les travaux de Pettitt (1979), on peut montrer :

$$P(K_T^+ > k^+) = exp\left(\frac{-6(k^+)^2}{T^3+T^2}\right)$$

$$P(K_T^+ > k^+) = 2exp\left(\frac{-6k^2}{T^3+T^2}\right)$$

où k^+et k sont respectivement les valeurs des statistiques de K_T^+ et K_T. L'hypothèse de non changement ou d'absence de rupture[55] dans la série temporelle du cumul précipitations de JAS est rejetée si $P(K_T^+ > k^+)$ ou $P(K_T > k)$ est inférieur à un niveau de significativité α préalablement choisi.

[55] Encore appelée hypothèse nulle du test de MWP, généralement désignée par H_0. L'hypothèse alternative H_1 (opposée à la précédente) correspond à l'existence de point de changement ou de retournement.

Annexe E

Tableau partiel de Kolmogorov-Smirnov pour un échantillon de taille $n \geq 16$

Seuils critiques $D_n(\alpha)$					
n	$\alpha = 0.20$	$\alpha = 0.15$	$\alpha = 0.10$	$\alpha = 0.05$	$\alpha = 0.01$
16	0.258	0.274	0.295	0.328	0.392
17	0.250	0.266	0.286	0.318	0.381
18	0.244	0.259	0.278	0.309	0.371
19	0.237	0.252	0.272	0.301	0.363
20	0.231	0.246	0.264	0.294	0.356
25	0.210	0.220	0.240	0.270	0.320
30	0.190	0.200	0.220	0.240	0.290
35	0.180	0.190	0.210	0.230	0.270
> 35	$1.07/\sqrt{n}$	$1.14/\sqrt{n}$	$1.22/\sqrt{n}$	$1.36/\sqrt{n}$	$1.63/\sqrt{n}$

Annexe F

Classification Hiérarchique Ascendante

La Classification Hiérarchique Ascendante (CHA) est une technique mathématique basée sur la statistique qui permet dans le domaine de la physique de l'atmosphère de redistribuer suivant des critères objectifs une région en sous-zones climatiques (Djomou *et al*., 2015). Le CHA est un procédé statistique multivarié et linéaire, qui cherche dans les nuages de points — entendus dans le cadre de ce travail comme les valeurs des anomalies de précipitations à l'echelle de la saison de JAS — , les zones denses qui formeront des classes. Les variables utilisées pour la classification se réfèrent ici aux stations météorologique. Elles sont regroupées dans des classes de mêmes variabilités, les classes étant une constellation de points répartis de manière désordonnée dans l'espace. Le choix d'un indice de regroupement s'effectue à partir du calcul du minimum de distance interindividuells. Dans le cadre de cette thèse, Djomou *et al*. (2015) ont utilisé *le critère de Ward* (Ward, 1963) qui s'appuie sur la minimisation de la somme des carrés de tous les couples de classes pouvant être formés à chaque étape à partir d'une analyse de variance approchée (Manetsa et Tsalefac, 2013).

Du point de vue du formalisme mathématique *le critère de Ward* fonctionne selon le principe suivant : si la lasse k est la combinaison de la classe i et de la classe j, alors la distance mesurée entre la classe k et une nouvelle classe m est déterminée par :

$$d_{km} = \frac{N_i + N_m}{N_k + N_m} d_{im} + \frac{N_j + N_m}{N_k + N_m} d_{jm} - \frac{N_m}{N_k + N_m} d_{ij}$$

Où d_{km} la distance euclidienne qui évalue la similarité entre deux observations k et m, et N_k et N_m sont respectivement le nombre d'observations dans les groupes k et m.

L'algorithme de la formation des classes est le suivant :

1. chaque station est identifiable à une classe;
2. il y a combinaison de 2 classes les plus proches pour former une nouvelle classe;
3. on recalcule la distance entre cette nouvelle classe et les autres non combinées (selon le critère de similarité);
4. on réitère les étapes 2 et 3 jusqu'à la constitution d'un groupe unique.

Annexe G

Articles publiés

Bibliographie

1. Adeyewa, Z.D., Nakamura, K., 2003. Validation of TRMM radar rainfall data over major climatic regions in Africa. *J. Appl. Meteorol.* **42(2)**, 331–347.
2. AGRHYMET, 2010. Prévision saisonnière des pluies et des débits en Afrique de l'Ouest, Tchad, et Cameroun. Période : Juillet–Septembre 2010. Centre Régional AGRHYMET. [Consulté le 01 avril 2019]. Disponible à l'adresse : http://portails.cilss.bf/archivesCILSS/IMG/pdf/PRESAO_2010_bulletin_AGRHYMET.pdf.
3. Aguilar, E., Aziz Barry, A., Brunet, M. *et al.*, 2009. Changes in temperature and precipitation extremes in western central Africa, Guinea Conakry, and Zimbabwe, 1955–2006. *J. Geophys. Res. Atmos.* **114(D2)**.
4. Ahrens, J.H., Dieter, U., 1982. Computer generation of Poisson deviates from modified normal distributions. *ACM Transactions on Mathematical Software (TOMS)*. **8(2)**, 163–179.
5. Ali, A., Lebel, T., 2009. The Sahelian standardized rainfall index revisited. *Int. J. Climatol.* **29(12)**, 1705–1714.
6. Alexander, L.V., Zhang, X., Peterson, T.C. *et al.*, 2006. Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation. *J. Geophys. Res. Atmos.* **111(D5)**.
7. Alexandersson, H., Tuomenvirta, H., Schmith, T., Iden, K., 2000. Trends of storms in NW Europe derived from an updated pressure data set. *Climate Research*. **14(1)**, 71–73.
8. Allen, M.R., Ingram, W.J., 2002. Constraints on future changes in climate and the hydrologic cycle. *Nature*. **419(6903)**, 224.
9. Andrews, E.D., Antweiler, R.C., Neiman, P.J., Ralph, F.M., 2004. Influence of ENSO on flood frequency along the California coast. *J. Clim.* **17(2)**, 337–348.
10. Ávila, A., Justino, F., Wilson, A., Bromwich, D., Amorim, M., 2016. Recent precipitation trends, flash floods and landslides in southern Brazil. *Environ. Res. Lett.* **11(11)**, 114029.
11. 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. *In Proceeding of the GI4DM 2010 Conference Geomatics for Crisis Management*, Torino, Italie, 2–4 Février, 2010.
12. Barry, A.A., Caesar, J., Klein Tank, A.M.G. *et al*., 2018. West Africa climate extremes and climate change indices. *Int. J. Climatol.* **38**, e921–e938.
13. Bates, B.C., Kundzewicz, Z.W., Wu, S., Palutikof, J.P., 2008. Climate Change and Water. Technical Paper of the Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC Secretariat, Geneva, 210 p.
14. Bader, J., Latif, M., 2003. The impact of decadal-scale Indian Ocean sea surface temperature anomalies on Sahelian rainfall and the North Atlantic Oscillation. *Geophys. Res. Lett.* **30(22)**.
15. Bader, J., Latif, M., 2011. The 1983 drought in the West Sahel: a case study. *Clim. Dyn.* **36(3–4)**, 463–472.
16. Bedoum, A., Bouka Biona, C., Jean Pierre, B., Adoum, I., Mbiake, R., Baohoutou, L., 2017. Évolution des indices des extrêmes climatiques en République du Tchad de 1960 à 2008. *Atmos. Ocean* **55(1)**, 42-56.
17. Beguería, S., Angulo-Martínez, M., Vicente-Serrano, S.M., López-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. *Int. J. Climatol.* **31(14)**, 2102–2114.

18. 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. *J. Clim.* **19(20)**, 5343–5365.
19. Beniston, M., Stephenson, D.B., 2004. Extreme climatic events and their evolution under changing climatic conditions. *Global Planet. Change*. **44(1–4)**, 1–9.
20. Below, R., Grover-Kopec, E., Dilley, M., 2007. Documenting drought-related disasters: A global reassessment. *The Journal of Environment & Development*. **16(3)**, 328–344.
21. Biasutti, M., Giannini, A., 2006. Robust Sahel drying in response to late 20th century forcings. *Geophys. Res. Lett*. **33(11)**.
22. Biasutti, M., 2013. Forced Sahel rainfall trends in the CMIP5 archive. *J. Geophys. Res. Atmos.* **118(4)**, 1613–1623.
23. Born, K., Fink, A.H., Paeth, H., 2008. Dry and wet periods in the northwestern Maghreb for present day and future climate conditions. *Meteorol. Z.* **17(5)**, 533–551.
24. Bradley, J.V., 1968. Distribution-Free Statistical Test. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersy.
25. Braud, I., Creutin, J.D., Barancourt, C., 1993. The relation between the mean areal rainfall and the fractional area where it rains above a given threshold. *J. Appl. Meteorol.* **32(2)**, 193–202.
26. Brohan, P., Kennedy, J.J., Harris, I., Tett, S.F., Jones, P.D., 2006. Uncertainty estimates in regional and global observed temperature changes: A new data set from 1850. J. *Geophys. Res. Atmos.* **111(D12)**.
27. Brown, S.J., 2018. The drivers of variability in UK extreme rainfall. *Int. J. Climatol.* **38**, e119–e130.
28. Buishand, T.A., 1991. Extreme rainfall estimation by combining data from several sites. *Hydrol. Sci. J.* **36(4)**, 345–365.
29. Burnham, K.P., Anderson, D.R., 2002. Model selection and multimodel inference: A practical information-theoretic approach. New York : Springer-Verlag
30. Capot-Rey, R., 1946. Études récentes sur le climat de l'Afrique du nord et du Sahara. *In Annales de géographie*. **55(297)**,39--48).
31. Carré, M., Azzoug, M., Zaharias, P. *et al.*, 2018. Modern drought conditions in western Sahel unprecedented in the past 1600 years. *Clim. Dyn.*, 1–16.
32. Casella, G., Berger, R., 2002. Statistical inference, 2nd edn. Duxbury, Pacific Grove.
33. Ceppi, P., P. M. Della-Marta, and C. Appenzeller, 2008. Extreme Value Analysis of Wind Speed Observations over Switzerland. *Arbeitsberichte der MeteoSchweiz*. 219, 48p
34. Chakravarti, I.M., Laha, R.G., Roy, J., 1967. In: Handbook of methods of applied statistics vol Volume I. John Wiley and Sons, pp. 392–394.
35. Chamani, R., 2012. Etude des Evénements Extrêmes : cas des Températures et Précipitations à Douala. Université de Yaoundé I. [Consulté le 31 octobre 2019]. Disponible à l'adresse : https://www.researchgate.net/profile/Romeo_Chamani2/publication/275029277_Study_of_Extreme_Events_Case_of_Temperatures_and_Precipitations_in_Douala/links/552f96b20cf22d437170f70b/Study-of-Extreme-Events-Case-of-Temperatures-and-Precipitations-in-Douala.pdf.
36. Chamani, R., Monkam, D., Djomou, Z.Y., 2018. Return times and return levels of July–September extreme rainfall over the major climatic sub-regions in Sahel. *Atmos. Res.* **212**, 77–90.
37. Chamani, R., Monkam, D., Djomou, Z.Y., 2019. Analysis of return periods and return levels of Yearly July–September extreme droughts in the West African Sahel. *Clim. Dyn.* **52(5-6)**, 3421–3433.

38. Charney, J., Stone, P.H., Quirk, W.J., 1975. Drought in the Sahara: a biogeophysical feedback mechanism. *Science* **187(4175)**, 434–435.
39. Cheng, L., AghaKouchak, A., Gilleland, E., Katz, R.W., 2014. Non-stationary extreme value analysis in a changing climate. *Clim. Change* **127(2)**, 353–369.
40. Coelho, C.A.S., Ferro, C.A.T., Stephenson, D.B., Steinskog, D.J., 2008. Methods for exploring spatial and temporal variability of extreme events in climate data. *J. Clim.* **21(10)**, 2072–2092.
41. Coles, S., 2001. An introduction to statistical modeling of extreme values. London: Springer.
42. Cooley, D., 2013. Return periods and return levels under climate change. In Extremes in a changing climate, Springer, Dordrecht, pp. 97–114.
43. Corti, S., Molteni, F., Palmer, T.N., 1999. Signature of recent climate change in frequencies of natural atmospheric circulation regimes. *Nature* **398(6730)**, 799.
44. Cunnane, C., 1988. Methods and merits of regional flood frequency analysis. *J. Hydrol.* **100(1–3)**, 269–290.
45. Dai, A., Lamb, P. J., Trenberth, K.E., Hulme, M., Jones, P.D., Xie, P., 2004. The recent Sahel drought is real. *Int. J. Climatol*. **24(11)**, 1323–1331.
46. Dai, A., 2013: Increasing drought under global warming in observations and models. *Nat. Clim. Change* **3(1)**, 52.
47. Davison, A.C., Smith, R.L., 1990. Models for exceedances over high thresholds. *J. R. Stat. Soc. Series B (Methodological)* 393–442.
48. Delworth, T.L., Broccoli, A.J., Rosati, A. et al., 2006. GFDL's CM2 global coupled climate models. Part I: Formulation and simulation characteristics. *J. Clim.* **19(5)**, 643–674.
49. Demirdjian, L., Zhou, Y., Huffman, G.J., 2018. Statistical Modeling of Extreme Precipitation with TRMM Data. *Journal of Applied Meteorology and Climatology* **57(1)**, 15–30.
50. Diasso, U., Abiodun, B.J., 2017. Drought modes in West Africa and how well CORDEX RCMs simulate them. *Theor. Appl. Climatol.* **128(1–2)**, 223–240.
51. Diatta, S., Fink, A.H., 2014. Statistical relationship between remote climate indices and West African monsoon variability. *Int. J. Climatol.* **34(12)**, 3348–3367.
52. Di Baldassarre, G., Montanari, A., Lins, H., Koutsoyiannis, D., Brandimarte, L., Blöschl, G., 2010. Flood fatalities in Africa: from diagnosis to mitigation. *Geophys. Res. Lett.* **37(22)**.
53. Dilley, M., Chen, R.S., Deichmann, U, Lerner-Lam, A.L., Arnold, M., Agwe, J., Buys, P., Kjevstad, O., Lyon, B., Yetman, G., 2005. Natural disaster hotspots: a global risk analysis. The World Bank Group, Washington D.C.
54. Djomou, Z.Y., Monkam, D., Woafo, P., 2014. Variability and trends of local/regional scale surface climate in northern Africa during the twentieth century. *Theor. Appl. Climatol.* **117(3–4)**, 625–641.
55. Djomou, Z.Y., Monkam, D., Chamani, R., 2015. Characterization of climatic zones, variability and trend in northern Africa. *Clim. Dyn*. **44(11–12)**, 3481–3491.
56. Dore, M.H., 2005. Climate change and changes in global precipitation patterns: what do we know? *Environ. Int.* **31(8)**, 1167–1181.
57. Dong, B., Sutton, R., 2015. Dominant role of greenhouse-gas forcing in the recovery of Sahel rainfall. *Nat. Clim. Change* **5(8)**, 757.

58. Duhan, D., Pandey, A., Srivastava, P., 2018. Rainfall variability and its association with El Niño Southern Oscillation in Tons River Basin, India. *Meteor. Atmos. Phys.* **130(4)**, 40–425.
59. Dyer, E.L., Jones, D.B., Nusbaumer, J., Li, H., Collins, O., Vettoretti, G., Noone, D., 2017. Congo Basin precipitation: Assessing seasonality, regional interactions, and sources of moisture. *J. Geophys. Res. Atmos.* **122(13)**, 6882–6898.
60. Easterling, D.R., 2013. Global Data Sets for Analysis of Climate Extremes. Springer: Berlin, Germany, pp. 347–361.
61. Ebi, K.L., Bowen, K., 2016. Extreme events as sources of health vulnerability: Drought as an example. *Weather Clim. Extremes* **11**, 95–102.
62. Eliazar, I., Klafter, J., 2010. Randomized central limit theorems: A unified theory. *Phys. Rev. E* **82(2)**, 021122.
63. Endreny, T.A., Imbeah, N., 2009. Generating robust rainfall intensity–duration–frequency estimates with short-record satellite data. *J. Hydrol.* 371(1–4), 182–191.
64. Enfield, D.B., Mestas-Nuñez, A.M., Trimble, P.J., 2001. The Atlantic multidecadal oscillation and its relation to rainfall and river flows in the continental US. *Geophys. Res. Lett.* **28(10)**, 2077–2080.
65. Folland, C.K., Palmer, T.N., Parker, D.E., 1986. Sahel rainfall and worldwide sea temperatures, 1901–85. *Nature* **320(6063)**, 602.
66. Gilleland, E., Katz, R. W., 2016. extRemes 2.0: an extreme value analysis package in R. *Journal of Statistical Software* **72(8)**, 1–39.
67. FAO (United Nations Food and Agriculture Organization)., 2011. Disaster Risk Management Strategy in West Africa and the Sahel FAO (2011–2013). FAO, Rome, Italy.
68. 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* **24 (2)**, 180–190.
69. Fischer, E.M., Seneviratne, S.I., Vidale, P.L., Lüthi, D., Schär, C., 2007. Soil moisture–atmosphere interactions during the 2003 European summer heat wave. *J. Clim.* **20(20)**, 5081–5099.
70. Fontaine, B., Trzaska, S., Janicot, S., 1998. Evolution of the relationship between near global and Atlantic SST modes and the rainy season in West Africa: statistical analyses and sensitivity experiments. *Clim. Dyn.* **14(5)**, 353–36.
71. Frei, C., Christensen, J.H., Déqué, M., Jacob, D., Jones, R.G., Vidale, P.L., 2003. Daily precipitation statistics in regional climate models: Evaluation and intercomparison for the European Alps. *J. Geophys. Res. Atmos.* **108(D3**).
72. Gao, M., Mo, D., Wu, X., 2016. Nonstationary modeling of extreme precipitation in China. *Atmos. Res.*, **182**, 1–9.
73. Gao, M., Zheng, H., 2018. Nonstationary extreme value analysis of temperature extremes in China. *Stochastic Environ. Res. Risk Assess.* 1–17.
74. Giannini, A., Saravanan, R., Chang, P., 2003. Oceanic forcing of Sahel rainfall on interannual to interdecadal time scales. *Science* **302(5647)**, 1027–1030.
75. Giannini, A., Biasutti, M., Verstraete, M.M., 2008. A climate model-based review of drought in the Sahel: desertification, the re-greening and climate change. *Global Planet. Change* **64(3–4)**, 119–128.
76. Giannini, A., Salack, S., Lodoun, T., Ali, A., Gaye, A.T., Ndiaye, O., 2013. A unifying view of climate change in the Sahel linking intra-seasonal, interannual and longer time scales. *Environ. Res. Lett.* **8(2)**, 024010.

77. Giannini, A., 2016. 40 years of climate modeling: the causes of late-20th century drought in the Sahel. Berlin: Springer, pp. 265–291.
78. Gizaw, M.S., Gan, T.Y., 2017. Impact of climate change and El Niño episodes on droughts in sub-Saharan Africa. *Clim. Dyn.* **49(1–2)**, 665–682.
79. Gilleland, E., Katz, R.W., 2005. Extremes Toolkit (extRemes): Weather and climate applications of extreme value statistics. [Consulté le 02 avril 2019]. Disponible à l'adresse : http://jcsites. juniata.edu/faculty/pelkey/ tutorial.pdf
80. Gilleland, E., Katz, R.W., 2006. Analyzing seasonal to interannual extreme weather and climate variability with the extremes toolkit. *18th Conf. on Climate Variability and Change,* Atlanta, GA, Amer. Meteor. Soc., P2.15. [Consulté le 02 avril 2019]. Disponible à l'adressehttp://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.451.4433&rep=rep1&type=pdf
81. Gilleland, E., Katz, R.W., 2016. extRemes 2.0: an extreme value analysis package in R. *Journal of Statistical Software*, **72(8)**, 1–39.
82. Giorgi, F., 2002. Variability and trends of sub-continental scale surface climate in the twentieth century. Part I: observations. *Clim. Dyn*. **18(8)**, 675–691.
83. Giorgi, F., Im, E.S., Coppola, E., Diffenbaugh, N.S., Gao, X.J., Mariotti, L., Shi, Y., 2011. Higher hydroclimatic intensity with global warming. *J. Clim***.** **24(20)**, 5309–5324.
84. Gizaw, M.S., Gan, T.Y., 2017. Impact of climate change and El Niño episodes on droughts in sub-Saharan Africa. *Clim. Dyn.* **49(1–2)**, 665–682.
85. Gobin, A., Nguyen, H.T., Pham, V.Q., Pham, H.T.T., 2016. Heavy rainfall patterns in Vietnam and their relation with ENSO cycles. *Int. J. Climatol.* **36(4)**, 1686–1699.
86. 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). *Hydrol. Sci. J.* **57(6)**, 1067–1080.
87. Gnedenko, B., 1943. Sur la distribution limite du terme maximum d'une série aléatoire. *Annals of mathematics* 423–453.
88. Grasa, A.A., 1989. Econometric Model Selection: A New Approach. Kluwer Academic Publishing, New York.
89. Greene, A.M., Giannini, A., Zebiak, S.E., 2009. Drought return times in the Sahel: a question of attribution. *Geophys. Res. Lett.* **36(12)**.
90. 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. *J. Clim.* **18(9)**, 1326–1350.
91. Gumbel, E.J., 1958: Statistics of extremes. Columbia University Press. New York, 375pp.
92. Haensler, A., Saeed, F., Jacob, D., 2013. Assessing the robustness of projected precipitation changes over central Africa on the basis of a multitude of global and regional climate projections. *Clim. Change* **121(2)**, 349–363.
93. Harris, I., Jones, P.D., Osborn, T.J., Lister, D.H., 2014. Updated high-resolution grids of monthly climatic observations—the CRU TS3.10 dataset. *Int. J. Climatol.* **34**, 623–642.
94. Hagos, S.M., Cook, K.H., 2008. Ocean warming and late-twentieth-century Sahel drought and recovery. *J. Clim*. **21(15)**, 3797–3814.
95. Haylock, M., Nicholls, N., 2000. Trends in extreme rainfall indices for an updated high-quality data set for Australia, 1910–1998. Int. *J. Climatol*. **20(13)**, 1533-1541.

96. Haylock, M.R., Peterson, T. C., Alves, L.M. *et al*., 2006. Trends in total and extreme South American rainfall in 1960–2000 and links with sea surface temperature. *J. Clim.* **19(8)**, 149–1512.
97. Heffernan, O., 2013. The dry facts. *Nature* **501(7468)**, S2.
98. Held, I.M., Delworth, T.L., Lu, J., Findell, K.U., Knutson, T.R., 2005. Simulation of Sahel drought in the 20th and 21st centuries. *PNAS*, **102(50)**, 17891–17896.
99. Hellmuth, M.E., A. Moorhead, M.C. Thomson, and J. Williams, eds., 2007. Climate risk management in Africa: Learning from practice. International Research Institute for Climate and Society (IRI), New York, USA, 116 pp.
100. Hua, W., Zhou, L., Chen, H., Nicholson, S.E., Raghavendra, A., Jiang, Y., 2016. Possible causes of the Central Equatorial African long-term drought. *Environ. Res. Lett.* **11(12)**, 124002.
101. Hua, W., Zhou, L., Chen, H., Nicholson, S.E., Jiang, Y., Raghavendra, A., 2018. Understanding the Central Equatorial African long-term drought using AMIP-type simulations. *Clim. Dyn.* **50(3-4)**, 1115–1128.
102. Huang, B., Thorne, P.W., Banzon, V.F. *et al.*, 2017. Extended reconstructed sea surface temperature, version 5 (ERSSTv5): upgrades, validations, and intercomparisons. *J Clim.* **30(20)**, 8179–8205.
103. Hubert, P., Bader, J.C., Bendjoudi, H., 2007. Un siècle de débits annuels du fleuve *Sénégal. Hydrol. Sci. J.* **52(1)**, 68–73.
104. Hulme, M., 2001. Climatic perspectives on Sahelian desiccation: 1973–1998. *Global Environ. Change* **11(1)**, 19–29.
105. Hurrell, J.W., Van Loon, H., 1997. Decadal variations in climate associated with the North Atlantic Oscillation. *Clim. Change* **36(3–4)**, 301–326.
106. Hwang, Y.T., Frierson, D.M., Kang, S.M., 2013. Anthropogenic sulfate aerosol and the southward shift of tropical precipitation in the late 20th century. *Geophys. Res. Lett.* **40(11)**, 2845–2850.
107. IPCC, 2001. Climate Change 2001: The Scientific Basis. Contribution of Working Groupe I to the third Assessment Report of Intergovernmental Panel on Climate Change, Figure 2.32, Cambridge University Press.
108. IPCC, 2007. Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Solomon, S., Qin, D., Manning, M., Chen, Z., Marquis, M., Averyt, K.B., Tignor, M., and Miller, H.L. Eds. Cambridge University Press, Cambridge, UK and New York, NY USA, 996pp.
109. IPCC, 2012. In Managing the Risks of Extreme Events and Disasters to Advance Climate Change Adaptation. A Special Report of Working Groups I and II of the Intergovernmental Panel on Climate Change, Field, C.B., Barros, V., Stocker, T.F., Qin, D., Dokken, D.J., Ebi, K.L., Mastrandrea, M.D., Mach, K.J., Plattner, G-K., Allen, S.K., Tignor, M., Midgley, P.M (eds). Cambridge University Press: Cambridge, UK, New York, NY, 582.
110. IPCC, 2014. Climate change 2014: impacts, adaptation, and vulnerability. Part A: global and sectoral aspects. Contribution of working group II to the fifth assessment report of the intergovernmental panel on climate change. Cambridge University Press, Cambridge.
111. Jackson, B., Nicholson, S. E., Klotter, D., 2009. Mesoscale convective systems over western equatorial Africa and their relationship to large-scale circulation. *Mon. Weather Rev.* **137(4)**, 1272–1294.
112. Janicot, S., 1992. Spatiotemporal variability of West African rainfall. Part I: Regionalizations and typings. *J. Clim.* **5(5)**, 489–497.

113. Janicot, S., Fontaine, B., 1993. L'évolution des idées sur la variabilité interannuelle récente du cycle de l'eau atmosphérique en Afrique de l'Ouest. *La météorologie*.
114. Janicot, S., Moron, V., Fontaine, B., 1996. Sahel droughts and ENSO dynamics. *Geophys. Res. Lett.* **23(5)**, 515–518.
115. Jones, P.D., Harris, I.C., 2013. CRU TS3.10. Climatic Research Unit (CRU) Time-Series (TS) Version 3.10 of Highresolution Gridded Data of Month-by-month Variation in Climate (Jan. 1901–Dec. 2009). NCAS British Atmospheric Data Centre. [Consulté le 02 avril 2019]. Disponible à l'adresse : http ://catalogue.ceda.ac.uk/uuid/ac3e6be017970639a9278e64d3fd5508.
116. Joly, M., Voldoire, A., 2009. Influence of ENSO on the West African monsoon: temporal aspects and atmospheric processes. *J. Clim.* **22(12)**, 3193–3210.
117. Jury, M.R., 2010. Ethiopian decadal climate variability. *Theor. Appl. Climatol.* **101(1–2)**, 29–40.
118. Kasei, R., Diekkrüger, B., Leemhuis, C., 2010. Drought frequency in the Volta basin of West Africa. *Sustainability Sci*. **5(1)**, 89.
119. Knutti, R., Sedláček, J., 2013. Robustness and uncertainties in the new CMIP5 climate model projections. *Nat. Clim. Change* **3(4)**, 369.
120. Karl, T.R., Derr, V.E., Easterling, D.R. *et al*., 1995. Critical issues for long-term climate monitoring. *Clim. Change* **31(2–4)**, 185–221.
121. Karl, T.R., Nicholls, N., Ghazi, A., 1999. CLIVAR/GCOS/WMO workshop on indices and indicators for climate extremes: Workshop summary. *Clim. Change* **42**, 3–7.
122. Katsanos, D., Retalis, A., Tymvios, F., Michaelides, S., 2016. Analysis of precipitation extremes based on satellite (CHIRPS) and in situ dataset over Cyprus. *Natural Hazards* **83(1)**, 53–63.
123. Katz, R.W., Parlange, M.B., Naveau, P., 2002. Statistics of extremes in hydrology. *Adv. Water Resour*. **25(8–12)**, 1287–1304.
124. Katz, R.W., Brush, G.S., Parlange, M.B., 2005. Statistics of extremes: modeling ecological disturbances. *Ecology* **86(5),** 1124–1134.
125. Katz, R.W., 2010. Statistics of extremes in climate change. *Clim. Change*. **100(1)**, 71–76.
126. Kendall, M.G., 1938. A new measure of rank correlation. *Biometrika*, **30(1/2)**, 81–93.
127. Kenyon, J., Hegerl, G.C., 2010. Influence of modes of climate variability on global precipitation extremes. *J. Clim*. **23(23)**, 6248–6262.
128. Kiely, G., 1999. Climate change in Ireland from precipitation and streamflow observations. *Adv. Water Resour*. **23(2)**, 141–151.
129. Klein Tank, A.M.G., Zwiers, F.W., Zhang, X., 2009. Guidelines on analysis of extremes in a changing climate in support of informed decisions for adaptation. WCDMP-No. 72, WMO-TD No. 1500, 56 pp. Disponible en à l'adresse: www.wcrp-climate.org/documents/WCDMP_TD_1500.pdf.
130. Kunkel, K.E., 2003. North American trends in extreme precipitation. *Nat. Hazard* **29(2)**, 291–305.
131. Kunkel, K.E., Frankson, R.M., 2015. Global land surface extremes of precipitation: Data limitations and trends. *Journal of Extreme Events* **2(02)**, 1550004.
132. Kwiatkowski, D., Phillips, P.C., Schmidt, P., Shin, Y., 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of econometrics* **54(1–3)**, 159–178.

133. Lamb, P.J., 1982. Persistence of Subsaharan drought. *Nature* **299(5878)**, 46.

134. Lambert, S.J., Fyfe, J.C., 2006. Changes in winter cyclone frequencies and strengths simulated in enhanced greenhouse warming experiments: results from the models participating in the IPCC diagnostic exercise. *Clim. Dyn.* **26(7–8)**, 713–728.

135. Lau, W.K.M., Wu, H.T., Kim, K.M., 2013. A canonical response of precipitation characteristics to global warming from CMIP5 models. *Geophys. Res. Lett*. **40(12)**, 3163–3169.

136. Lazoglou, G., Anagnostopoulou, C., Tolika, K., Kolyva-Machera, F., 2018. A review of statistical methods to analyze extreme precipitation and temperature events in the Mediterranean region. *Theor. Appl. Climatol.* 1–19.

137. Leadbetter, M.R., 1983. Extremes and local dependence in stationary sequences. *Probability Theory and Related Fields* **65(2)**, 291–306.

138. Le Barbé, L., Lebel, T., Tapsoba, D., 2002. Rainfall variability in West Africa during the years 1950–90. *J. Clim.***15(2)**, 187–202.

139. Lebel, T., Diedhiou, A., Laurent, H., 2003. Seasonal cycle and interannual variability of the Sahelian rainfall at hydrological scales. *J. Geophys. Res. Atmos.* **108(D8)**.

140. Lebel, T., Ali, A., 2009. Recent trends in the Central and Western Sahel rainfall regime (1990–2007). *J. Hydrol.* **375(1-2**), 52–64.

141. Lebel, T., Cappelaere, B., Galle, S. *et al.*, 2009: AMMA-CATCH studies in the Sahelian region of West-Africa: an overview. *J. Hydrol.* **375(1-2**), 3–13.

142. Leroux, M., 1996. La dynamique du temps et du climat. Paris, Masson, Enseignement des sciences de la terre. 310 p.

143. Li, Y., Cai, W., Campbell, E.P., 2005. Statistical modeling of extreme rainfall in southwest Western Australia. *J. Clim.*, **18(6)**, 852-863.

144. Li, Z., Li, C., Xu, Z., Zhou, X., 2014. Frequency analysis of precipitation extremes in Heihe River basin based on generalized Pareto distribution. *Stochastic Environ. Res. Risk Assess*. **28(7**), 1709–1721.

145. Losada, T., Rodríguez-Fonseca, B., Polo, I., Janicot, S., Gervois, S., Chauvin, F., Ruti, P., 2010. Tropical response to the Atlantic Equatorial mode: AGCM multimodel approach. *Clim. Dyn.* **35(1)**, 45–52.

146. Lott, F., 2016. A new theory for downslope windstorms and trapped mountain waves. *J. Atmos. Sci.* **73(9),** 3585–3597.

147. Mathon, V., Laurent, H., 2001. Life cycle of Sahelian mesoscale convective cloud systems. *Q. J. R. Meteorolog. Soc.*, **127(572)**, 377–406.

148. Mantua, N.J., Hare, S.R., Zhang, Y., Wallace, J.M., Francis, R.C., 1997. A Pacific interdecadal climate oscillation with impacts on salmon production. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* **78(6)**, 1069–1080.

149. Mathon, V., Laurent, H., Lebel, T., 2002. Mesoscale convective system rainfall in the Sahel. *J. Appl. Meteorol,* **41(11)**, 1081–1092.

150. Mann, H.B., 1945. Nonparametric tests against trend. Econometrica: *Journal of the Econometric Society* 245–259.

151. Mantua, N.J., Hare, S.R., 2002. The Pacific decadal oscillation. *J. Oceanogr.* **58(1)**, 35–44.

152. Martin, E.R., Thorncroft, C.D., 2014. The impact of the AMO on the West African monsoon annual cycle. *Q. J. R. Meteorolog. Soc.* **140(678)**, 31–46.

153. Masih, I., Maskey, S., Mussá, F.E.F., Trambauer, P., 2014. A review of droughts on the African continent: a geospatial and long-term perspective. *Hydrol. Earth Syst. Sci*. **18(9)**, 3635–3649.

154. Manetsa, V., Tsalefac, M., 2013. Variabilité pluviométrique dans le bassin forestier du Congo (1951-2002*). In : Les forêts du Bassin du Congo et l'adaptation aux changements climatiques.* Sonwa, D.J., Nkem, J.N. éd. ; préface de Fatima Denton. Paris : Karthala, c2013. 230 p. Hommes et sociétés.

155. Mbouna, A. D., Tompkins, A. M., Lenouo, A., Asare, E. O., Yamba, E. I., Tchawoua, C., 2019. Modelled and observed mean and seasonal relationships between climate, population density and malaria indicators in Cameroon. *Malar. J.* **18(1)**, 359.

156. McCann, J.C., 1999. Climate and causation in African history. *The International journal of African historical studies*. **32(2/3),** 261–279.

157. McLeod, A.I., 2011. Kendall: Kendall rank correlation and Mann-Kendall trend test. R package version 2.2. [Consulté le 02 avril 2019]. Disponible à l'adresse : https://cran.r-project.org/web/packages/Kendall/index.html

158. Mohino, E., Janicot, S., Bader, J., 2011. Sahel rainfall and decadal to multi-decadal sea surface temperature variability. *Clim. Dyn.* **37(3–4**), 419–440.

159. Méndez, F.J., Menéndez, M., Luceño, A., Losada, I. J., 2007. Analyzing monthly extreme sea levels with a time-dependent GEV model. *J. Atmos. Oceanic Technol.* **24(5)**, 894–911.

160. Meehl, G.A., Zwiers, F., Evans, J., Knutson, T., Mearns, L., Whetton, P., 2000. Trends in extreme weather and climate events: issues related to modeling extremes in projections of future climate change. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* **81(3)**, 427–436.

161. Mestas-Nunez, A.M., Miller, A.J., 2006. Interdecadal variability and climate change in the eastern tropical Pacific: A review. *Prog. Oceanogr.* **69(2–4)**, 267–28.

162. Min, S.K., Zhang, X., Zwiers, F.W., Hegerl, G.C., 2011. Human contribution to more-intense precipitation extremes. *Nature* **470(7334)**, 378.

163. Mitchell, T.D., Jones, P.D., 2005. An improved method of constructing a database of monthly climate observations and associated high-resolution grids. *Int. J. Climatol.* **25(6)**, 693–712.

164. Monerie, P.A., Fontaine, B., Roucou, P., 2012. Expected future changes in the African monsoon between 2030 and 2070 using some CMIP3 and CMIP5 models under a medium-low RCP scenario. *J. Geophys. Res. Atmos.* **117(D16)**.

165. Mouhamed, L., Traore, S.B., Alhassane, A., Sarr, B., 2013. Evolution of some observed climate extremes in the West African Sahel. *Weather Clim. Extremes* **1**, 19–25.

166. Mounier, F., Janicot, S., Kiladis, G.N., 2008. The West African monsoon dynamics.

167. Part III : The quasi-biweekly zonal dipole. *J. Clim*. **21(9)**, 1911–1928.

168. Naveau, P., Nogaj, M., Ammann, C., Yiou, P., Cooley, D., Jomelli, V., 2005. Statistical methods for the analysis of climate extremes. *C.R. Geosci*. **337(10–11)**, 1013–1022.

169. Ndjendole, S., Pérard, J., 2003. Estimation et spatialisation des durées de retour des fortes pluies en Centrafrique. *Publications de l'Association internationale de climatologie* **15**, 319–325.

170. New, M., Hulme, M., Jones, P., 1999. Representing twentieth-century space–time climate variability. Part I: Development of a 1961–90 mean monthly terrestrial climatology. *J. Clim*. **12(3)**, 829–856.

171. New, M., Todd, M., Hulme, M., Jones, P., 2001. Precipitation measurements and trends in the twentieth century. *Int. J. Climatol.* **21(15)**, 1889–1922.

172. New, M., Hulme, M., Jones, P., 2000. Representing twentieth-century space–time climate variability. Part II: Development of 1901–96 monthly grids of terrestrial surface climate. *J. Clim*. **13(13)**, 2217–2238.

173. New, M., Hewitson, B., Stephenson, D.B. *et al.*, 2006. Evidence of trends in daily climate extremes over southern and west Africa. *J. Geophys. Res. Atmos.* 111(D14).

174. Niang, I., O. Ruppel, M. Abdrabo, A. Essel, C. Lennard, J. Padgham, Urquhart, P., 2014. Africa. Climate Change 2014: Impacts, adaptation, and vulnerability. Part B: Regional Aspects. Contribution of Working Group II to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, V. Barros, C. Field, D. Dokken, M. Mastrandrea, K. Mach, T. Bilir, M. Chatterjee, K. Ebi, Y. Estrada, R. Genova, B. Girma, E.

175. Niasse, M., Afouda, A., Amani, A. (Eds.)., 2004. Reducing West Africa's vulnerability to climate impacts on water resources, wetlands, and desertification: elements for a regional strategy for preparedness and adaption. IUCN–the World Conservation Union.

176. Nicholson, S.E., 1981. Rainfall and atmospheric circulation during drought periods and wetter years in West Africa. *Mon. Weather Rev.* **109(10),** 2191–2208.

177. Nicholson, S.E., 2000. The nature of rainfall variability over Africa on time scales of decades to millenia. *Global Planet. Change*, **26(1–3)**, 137–158.

178. Nicholson, S., 2005. On the question of the “recovery” of the rains in the West African Sahel. *J. Arid. Environ.* **63(3)**, 615–641.

179. Nicholson, S.E., 2009. A revised picture of the structure of the “monsoon” and land ITCZ over West Africa. *Clim. Dyn*. **32(7-8)**, 1155–1171.

180. Nicholson, S.E., 2013. The West African Sahel: A review of recent studies on the rainfall regime and its interannual variability. *ISRN Meteorology*, 2013.

181. Nicholson, S.E., 2017. Climate and climatic variability of rainfall over eastern Africa. *Rev. Geophys.* **55(3)**, 590–635.

182. Nicholson, S.E., Funk, C., Fink, A.H., 2018a. Rainfall over the African continent from the 19th through the 21st century. *Global Planet. Change* **165**, 114–127.

183. Nicholson, S.E., Fink, A.H., Funk, C., 2018b. Assessing recovery and change in West Africa's rainfall regime from a 161-year record. *Int. J. Climatol*. **38(10)**, 3770–3786.

184. NOAA, 2017. Historical El Niño/La Niña episodes (1950–2016): col and warmepisodes by season. [Consulté le 01 avril 2019]. Disponible à l’adresse : http://origin.cpc.ncep.noaa.gov/products/analysis_monitoring/ensostuff/ONI_v5.php.

185. Null, J., 2017. El Nino and La Nina Years and Intensities Based on Oceanic Nino Index (ONI). Golden Gate Weather Services. [Consulté le 02 Janvier 2018]. Disponible à l’adresse : https://ggweather.com/enso/oni. htm.

186. Okonkwo, G.I., Mbajiorgu, C.C., 2010. Rainfall intensity-duration-frequency analysis for Southeastern Nigeria. *Agricultural Engineering International: CIGR Journal* **12(1)**.

187. Onyutha, C., 2018. Trends and variability in African long-term precipitation. *Stochastic Environ. Res. Risk Assess*. **32(9)**, 2721–2739.

188. Oyegoke, E.S., Sonuga, J.O., 1983. A New Technique for the Analysis of Extreme Rainfall with Application to Lagos Metropolis, Nigeria. *Hydrol. Res.* **14(3)**, 127–138.
189. Page, C.M., Nicholls, N., Plummer, N. *et al*., 2004. Data rescue in the southeast Asia and south Pacific region: challenges and opportunities. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* **85(10)**, 1483–1490.
190. 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. *Int. J. Climatol.* **31(13)**, 1908–1926.
191. Pall, P., Allen, M.R., Stone, D.A., 2007. Testing the Clausius–Clapeyron constraint on changes in extreme precipitation under CO2 warming. *Clim. Dyn.* **28(4)**, 351–363.
192. Pall, P., Aina, T., Stone, D.A. *et al.*, 2011. Anthropogenic greenhouse gas contribution to flood risk in England and Wales in autumn 2000. *Nature*, **470(7334)**, 382.
193. Palutikof, J.P., Brabson, B.B., Lister, D.H., Adcock, S.T., 1999: A review of methods to calculate extreme wind speeds. *Meteorol. Appl.* **6(2)**, 119–132.
194. Panthou, G., Vischel, T., Lebel, T., Blanchet, J., Quantin, G., Ali, A., 2012. Extreme rainfall in West Africa: A regional modeling. *Water Resour. Res.* **48(8).**
195. Panthou, G., Vischel, T., Lebel, T., Quantin, G., Pugin, A. C. F., Blanchet, J., Ali, A., 2013. From pointwise testing to a regional vision: An integrated statistical approach to detect nonstationarity in extreme daily rainfall. Application to the Sahelian region. *J. Geophys. Res.: Atmospheres*. **118(15)**, 8222–8237.
196. Panthou, G., Vischel, T., Lebel, T., 2014. Recent trends in the regime of extreme rainfall in the Central Sahel. *Int. J. Climatol.* **34(15)**, 3998–4006.
197. Panthou, G., Lebel, T., Vischel, T. *et al*., 2018. Rainfall intensification in tropical semi-arid regions: The Sahelian case. *Environ. Res. Lett.* **13(6),** 064013.
198. Pettitt, A.N., 1979. A non-parametric approach to the change-point problem. *Applied statistics*, 126–135.
199. Pokam, W.M., Djiotang, L.A.T., Mkankam, F.K., 2012. Atmospheric water vapor transport and recycling in Equatorial Central Africa through NCEP/NCAR reanalysis data. *Clim. Dyn.* **38(9-10)**, 1715–1729.
200. R Core Team, 2017. R: a language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. [Consulté le 02 avril 2019]. Disponible à l'adresse : https://www.r-project.org/
201. Raggad, B., 2018. Stationary and Non-stationary Extreme Value Approaches for Modelling Extreme Temperature: the Case of Riyadh City, Saudi Arabia. *Environmental Modeling & Assessment*, **23(1)**, 99–116.
202. Rayner, N. A.A., Parker, D.E., Horton, E.B. et al., 2003. Global analyses of sea surface temperature, sea ice, and night marine air temperature since the late nineteenth century. *J. Geophys. Res*. **108 (D14)**,
203. Re, M., Barros, V.R., 2009. Extreme rainfalls in se South America. *Clim. Change* **96(1–2)**, 119–136.
204. Ripley, B., 1987. Stochastic Simulation. Wiley: New York.
205. Rodríguez-Fonseca, B., Mohino, E., Mechoso, C.R. et al., 2015. Variability and predictability of West African droughts: A review on the role of sea surface temperature anomalies. *J. Clim*. **28(10)**, 4034–4060.
206. Rodríguez-Fonseca, B., Suárez-Moreno, R., Ayarzagüena, B. et al., 2016. A review of ENSO influence on the North Atlantic. A non-stationary signal. *Atmosphere* **7(7)**, 87.
207. Romero, R., Ramis, C., Alonso, S., 1997. Numerical simulation of an extreme rainfall event in Catalonia: Role of orography and evaporation from the sea. *Q. J. R. Meteorolog. Soc.* **123(539),** 537–559.
208. Rosenzweig, C., Tubiello, F. N., Goldberg, R., Mills, E., Bloomfield, J., 2002. Increased crop damage in the US from excess precipitation under climate change. *Global Environ. Change* **12(3)**, 197–202.

209. Rowell, D.P., Folland, C.K., Maskell, K., Ward, M.N., 1995. Variability of summer rainfall over tropical North Africa (1906–92): Observations and modelling. *Q. J. R. Meteorolog. Soc.* **121(523)**, 669–704.

210. Salack, S., Saley, I.A., Bliefernicht, J., 2018. Observed data of extreme rainfall events over the West African Sahel. *Data in brief* **20**, 1274–1278.

211. Santos, E.B., Lucio, P.S., Santos e Silva, C. M., 2015. Seasonal analysis of return periods for maximum daily precipitation in the Brazilian Amazon. *Journal of Hydrometeorology*, **16(3)**, 973–984.

212. Sharma, P., Khare, M., Chakrabarti, S.P., 1999. Application of extreme value theory for predicting violations of air quality stand*ards for an urban road intersection. Transportation Research Part D: Transport and Environment* **4(3)**, 201–216.

213. Sall, S.M., Viltard, A., Sauvageot, H., 2007. Rainfall distribution over the Fouta Djallon—Guinea. *Atmos. Res.* **86(2)**, 149–161.

214. Sahn, D.E., Stifel, D.C., 2000. Poverty comparisons over time and across countries in Africa. *World development* **28(12)**, 212–2155.

215. Salack, S., Giannini, A., Diakhaté, M., Gaye, A.T., Muller, B., 2014. Oceanic influence on the sub-seasonal to interannual timing and frequency of extreme dry spells over the West African Sahel. *Clim. Dyn.*, **42(1–2)**, 189–201.

216. Salack, S., Klein, C., Giannini, A. *et al*., 2016. Global warming induced hybrid rainy seasons in the Sahel. Environ. Res. Lett. **11(10)**, 104008.

217. Samimi, C., Fink, A.H., Paeth, H., 2012. The 2007 flood in the Sahel: causes, characteristics and its presentation in the media and FEWS NET. *Nat. Hazards Earth Syst. Sci.* **12(2)**.

218. Sanogo, S., Fink, A.H., Omotosho, J.A., Ba, A., Redl, R., Ermert, V., 2015. Spatio-temporal characteristics of the recent rainfall recovery in West Africa. *Int. J. Climatol.* **35(15)**, 4589–4605.

219. Santos, E.B., Lucio, P.S., e Silva, C.M.S., 2016. Estimating return periods for daily precipitation extreme events over the Brazilian Amazon. *Theor. Appl. Climatol.* **126(3–4)**, 585–595.

220. Sarr, B., 2012. Present and future climate change in the semi-arid region of West Africa: a crucial input for practical adaptation in agriculture. *Atmos. Sci. Lett.* **13(2)**, 108–112.

221. Seneviratne, S.I., Donat, M.G., Pitman, A.J., Knutti, R., Wilby, R.L., 2016. Allowable CO2 emissions based on regional and impact-related climate targets. *Nature* **529(7587)**, 477.

222. Sighomnou, D., Tanimoun, B., Alio, A., Zomodo, L., Ilia, A., *et al.*, 2012. Crue exceptionnelle et inondations au cours des mois d'aout et septembre 2012 dans le Niger moyen et inférieur. *Autorité du Bassin du Niger (ABN)*, Niamey.

223. Sillmann, J., Croci-Maspoli, M., Kallache, M., Katz, R.W., 2011. Extreme cold winter temperatures in Europe under the influence of North Atlantic atmospheric blocking. *J. Clim*. **24(22)**, 5899– 5913.

224. Sillmann, J., Kharin, V.V., Zwiers, F.W., Zhang, X., Bronaugh, D., 2013. Climate extremes indices in the CMIP5 multimodel ensemble: Part 2. Future climate projections. *J. Geophys. Res. Atmos.* **118(6)**, 2473–2493.

225. Shadmani, M., Marofi, S., Roknian, M., 2012. Trend analysis in reference evapotranspiration using Mann-Kendall and Spearman's Rho tests in arid regions of Iran. *Water Resour. Manage*. **26(1)**, 211–224.

226. Stott, P.A., Stone, D.A., Allen, M.R., 2004. Human contribution to the European heatwave of 2003. *Nature.* **432(7017)**, 610.

227. Stott, P., Christidis, N., Otto, F., Sun, Y., Vanderlinden, J. P., *et al*., 2015. Attribution of Extreme Weather Events in the Context of Climate Change. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change*. **7(1)**, 23–41.
228. Sultan, B., Janicot, S., 2003. The West African monsoon dynamics. Part II: The "preonset" and "onset" of the summer monsoon. *J. Clim.* **16(21)**, 3407–3427.
229. Smith, R.L., 1985. Maximum likelihood estimation in a class of nonregular cases. *Biometrika*, **72(1)**, 67–90.
230. Sonkoué, D., Monkam, D., Fotso-Nguemo, T.C., Yepdo, Z.D., Vondou, D.A., 2018. Evaluation and projected changes in daily rainfall characteristics over Central Africa based on a multi-model ensemble mean of CMIP5 simulations. *Theor. Appl. Climatol.* 1–20.
231. Soro, G.E., Goula, B.T., 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). *J. Appl. Sci*. **10(9)**, 704–715.
232. Su, C., Chen, X., 2019. Covariates for nonstationary modeling of extreme precipitation in the Pearl River Basin, China. *Atmos. Res.* **229**, 224–239. doi:10.1016/j.atmosres.2019.06.017
233. Supari, Tangang, F., Salimun, E., Aldrian, E., Sopaheluwakan, A., Juneng, L., 2018. ENSO modulation of seasonal rainfall and extremes in Indonesia. *Clim. Dyn.* **51(7–8)**, 2559–2580.
234. Sun, Q., Miao, C., Duan, Q., Ashouri, H., Sorooshian, S., Hsu, K.L., 2018. A review of global precipitation data sets: Data sources, estimation, and intercomparisons. *Rev. Geophys*. **56(1)**, 79–107.
235. Sultan, B., Janicot, S., 2003. The West African monsoon dynamics. Part II: The "preonset" and "onset" of the summer monsoon. *J. Clim.*, **16(21)**, 3407–3427.
236. Sutton, R.T., Hodson, D.L.R., 2005. Atlantic Ocean forcing of North American and European summer climate. *Science* **309(5731)**, 115–118.
237. Tan, X., Gan, T.Y., 2017. Non-stationary analysis of the frequency and intensity of heavy precipitation over Canada and their relations to large-scale climate patterns. *Clim. Dyn.* **48(9–10)**, 2983–3001.
238. Tarhule, A., 2005. Damaging rainfall and flooding: the other Sahel hazards. *Clim. Change* **72(3)**, 355–377.
239. Taylor, C.M., Lambin, E.F., Stephenne, N., Harding, R.J., Essery, R.L., 2002. The influence of land use change on climate in the Sahel. *J. Clim.* **15(24)**, 3615–3629.
240. Taylor, C.M., Belušić, D., Guichard, F. *et al*., 2017. Frequency of extreme Sahelian storms tripled since 1982 in satellite observations. *Nature* **544(7651)**, 475.
241. Tchuenté, A.T.K., De Jong, S.M., Roujean, J L., Favier, C., Mering, C., 2011. Ecosystem mapping at the African continent scale using a hybrid clustering approach based on 1-km resolution multi-annual data from SPOT/VEGETATION. *Remote Sens. Environ.* **115(2)**, 452–464.
242. Tebaldi, C., Mearns, L.O., Nychka, D., Smith, R.L., 2004. Regional probabilities of precipitation change: A Bayesian analysis of multimodel simulations. *Geophys. Res. Lett.* **31(24)**.
243. Ting, M., Kushnir, Y., Seager, R., Li, C., 2011. Robust features of Atlantic multi-decadal variability and its climate impacts. *Geophys. Res. Lett*. **38(17)**.
244. Traore, S.B., Ali, A., Tinni, S.H. *et al.*, 2014. AGRHYMET: A drought monitoring and capacity building center in the West Africa Region. *Weather Clim. Extremes* **3**, 22–30.
245. Trapletti, A., Hornik, K., LeBaron, B., 2009. Time series analysis and computational finance. R Package Version 0.10-22. [Consulté le 01 avril 2019]. Disponible à l'adresse : https://cran.r-project.org/web/packages/tseries/tseries.pdf.
246. Trenberth, K.E., Stepaniak, D.P., 2001. Indices of el niño evolution. *J. Clim.* **14(8)**, 1697–1701.

247. Tschakert, P., 2007. Views from the vulnerable: understanding climatic and other stressors in the Sahel. *Global Environ. Change* **17(3–4),** 381–396.

248. Tschakert, P., Sagoe, R., Ofori-Darko, G., Codjoe, S.N., 2010. Floods in the Sahel: an analysis of anomalies, memory, and anticipatory learning. *Clim. Change* **103(3–4),** 471–502.

249. 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. *Hydrol. Sci. J.* **55(4**), 555–564.

250. Vischel, T., Panthou, G., Peyrillé, P. *et al.*, 2019. Precipitation Extremes in the West African Sahel: Recent Evolution and Physical Mechanisms. In Tropical Extremes, Elsevier, pp. 95–138.

251. Vizy, E.K., Cook, K.H., 2018. Mesoscale convective systems and nocturnal rainfall over the West African Sahel: role of the Intertropical front. *Clim. Dyn*. **50(1–2)**, 587–614.

252. Wahlstrom, M., Guha-Sapir, D., 2015. The human cost of weather-related disasters 1995–2015. UNISDR, CRED, Geneva, Switzerland

253. Webster, P.J., Holland, G.J., Curry, J.A., Chang, H.R., 2005. Changes in tropical cyclone number, duration, and intensity in a warming environment. *Science* **309(5742)**, 1844–1846.

254. Wan, S., Hu, Y., You, Z., Kang, J., Zhu, J., 2013. Extreme monthly precipitation pattern in China and its dependence on Southern Oscillation. *Int. J. Climatol.* **33(4)**, 806–814.

255. Wang, S., Huang, J., He, Y., Guan, Y., 2014. Combined effects of the Pacific decadal oscillation and El Nino-southern oscillation on global land dry–wet changes. *Scientific reports*, **4**, srep06651.

256. Ward, M.N., 1998. Diagnosis and short-lead time prediction of summer rainfall in tropical North Africa at interannual and multidecadal timescales. *J. Clim.* **11(12)**, 3167**–**3191.

257. Ward Jr, J.H., 1963. Hierarchical grouping to optimize an objective function. *J. Am. Stat. Assoc.* **58(301)**, 236–244.

258. Wehner, M.F., 2004. Predicted twenty-first-century changes in seasonal extreme precipitation events in the parallel climate model. *J. Clim*. **17(21)**, 4281–4290.

259. Wilks, D.S., 2011. Statistical methods in the atmospheric sciences. Int Geophys.

260. Winschall, A., Sodemann, H., Pfahl, S., Wernli, H., 2014. How important is intensified evaporation for Mediterranean precipitation extremes? *J. Geophys. Res. Atmos.* **119(9)**, 5240–5256.

261. Wauthy, B., 1983. Introduction à la climatologie du Golfe de Guinée. *Océanogr. Trop.* **18(2)** 103–138, Cah. ORSTOM, Sér. Océanogr.

262. Wauthy, B., 1983. Introduction à la climatologie du Golfe de Guinée. *Océanographie Tropicale* **18(2)**, 103–138.

263. Wald, A., 1943. Tests of statistical hypotheses concerning several parameters when the number of observations is large. *Transactions of the American Mathematical society* **54(3)**, 42–482.

264. Wolter, K., 1989. Modes of tropical circulation, Southern Oscillation, and Sahel rainfall anomalies. *J. Clim.* **2(2)**, 149–172.

265. Wu, M. L.C., Reale, O., Schubert, S.D., Suarez, M.J., Thorncroft, C.D., 2012. African easterly jet: Barotropic instability, waves, and cyclogenesis. *J. Clim.* **25(5)**, 1489–1510.

266. Yabi, I., Afouda, F., 2012. Extreme rainfall years in Benin (West Africa). *Quat. Int.* **262**, 39–43.

267. Yue, S., Pilon, P., Cavadias, G., 2002. Power of the Mann–Kendall and Spearman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series. *J. Hydrol.* **259(1–4)**, 254–271.

268. Zahiri, E.P., Bamba, I., Famien, A.M., Koffi, A.K., Ochou, A.D., 2016. Mesoscale extreme rainfall events in West Africa: The cases of Niamey (Niger) and the Upper Ouémé Valley (Benin). *Weather Clim. Extreme*, **13**, 15–34.

269. Zhang, X., Wang, J., Zwiers, F.W., Groisman, P.Y., 2010. The influence of large-scale climate variability on winter maximum daily precipitation over North America. *J. Clim*. **23(11)**, 2902–2915.

270. Zhang, R., Delworth, T.L., 2006. Impact of Atlantic multidecadal oscillations on India/Sahel rainfall and Atlantic hurricanes. *Geophys. Res. Lett*. **33(17)**.

271. Zhang, X., Alexander, L., Hegerl, G.C. *et al.*, 2011. Indices for monitoring changes in extremes based on daily temperature and precipitation data. *Wiley Interdiscip. Rev. Clim. Change* **2(6)**, 851–870.

Liste de publications, communications et posters

Publications

1. **Chamani, R**., Monkam, D., Djomou, Z.Y., 2019. Analysis of return periods and return levels of Yearly July–September extreme droughts in the West African Sahel. *Clim. Dyn.* **52(5-6)**, 3421–3433. doi : 10.1007/s00382-018-4336-7

2. **Chamani, R**., Monkam, D., Djomou, Z.Y., 2018. Return times and return levels of July–September extreme rainfall over the major climatic sub-regions in Sahel. *Atmos. Res*. **212**, 77-90. doi : 10.1016/j.atmosres.2018.04.026.

3. Fotso-Nguemo, T.C., **Chamani, R**., Yepdo, Z.D., Sonkoué, D., Matsaguim, C.N., Vondou, D.A., Tanessong, R.S., 2018. Projected trends of extreme rainfall events from CMIP5 models over Central Africa. *Atmos. Sci. Lett.* **19(2)**, e803. doi : 10.1002/asl.803.

4. Djomou, Z.Y., Monkam, D., **Chamani, R**., 2015. Characterization of climatic zones, variability and trend in northern Africa. *Clim. Dyn.* **44(11-12)**, 3481–3491. doi : 10.1007/s00382-015-2485-5.

Communications

Présentations

1. Noutchie, S.Y.N., **Chamani, R.**, Lenouo, A., Tchawoua, C., 2019. Evidence of drought events over Congo basin since 1970. *An oral presentation to the AFRICAN CLIMATE RISKS CONFERENCE*. 7-9 October 2019, Addis Ababa, Ethiopia. Thematic Area 3 - Parallel Session 1. UNECA Conference Room 3.

2. Dommo, A., **Chamani, R.**, 2016. Use of homogeneity tests for the detection of inhomogeneities in climate data: Case of some meteorological stations throughout Cameroon. *In American Geophysical Union, Ocean Sciences Meeting 2016*, Febuary 2016, abstract# PC34A–2159.

3. **Chamani, R.**, Monkam, D., 2015. Return times of drought over West African Sahel. *American Geophysical Union* Accepted le 24 Feb 2015. A poster presentation at the 2015 Join Assembly, taking place Monday through Thursday, 4-7 May 2015 at the Palais des congress de Montréal, in Montréal, Canada.

4. Siewe, K.A., **Chamani, R.**, Monkam, D., 2014. Modélisation climatique régionale en Afrique. *Carrefour Sciences. Le bulletin d'information de l'Institut de recherche pour le développement (IRD)* **8**, 10-11.

5. Monkam, D., Siewe, K.A., Yepdo, D.Z., Kamsu, T.P.H., **Chamani, R.,** 2014**.** Les changements Climatiques à l'échelle de l'Afrique Centrale[56]. *PROMOTE 2014 – PAVILLON FRANCE Conférence << En route pour COP 21 >>* 11 Décembre 2014, Yaoundé, Cameroun.

[56] http://www.pprfth-ac.org/edito/sites/default/files/les_changements_climatiques_a_l_echelle_de_l_afrique_centrale.pdf.

Posters

1. Nguemo, T.C., **Chamani, R.**, Yepdo, Z.D., Sonkoué, D., Matsaguim, C.N., Vondou, D.A., Tanessong, R.S., 2019. Projected trends of heavy rainfall events from CMIP5 models over Central Africa. CMIP6 Model Analysis Workshop 25-28 March 2019, Barcelona, Italy. Session 7 - Regional and Impact. Poster: 7-P05. Available at: https://cmip6workshop19.sciencesconf.org/data/Abstract Book.pdf

2. **Chamani, R**, Fotso, N.T.C., Siéwé, K.A., Yepdo, D.Z., Vondou, D.A., Monkam, D., Tchawoua, C., 2016. Projections of daily extremes rainfall over Central Africa using CMIP5 models. Accepted to *The International Conference on Regional Climate - CORDEX 2016 (ICRC-CORDEX 2016)*, 17–20th May 2016 in Stockholm, Sweden. Abstract Book, Poster Sessions, p 205. Available at: http://www.icrc cordex2016.org/ images/pdf/Programme/Abstracts/CORDEX2016_Abstractbook_rev2.pdf/.

3. Siewe, K.A., **Chamani, R.**, Monkam, D., Yepdo, D.Z., Mkankam, K.F., 2015. Analyzing future extreme rainfalls changes over the Central Africa using CMIP5 models. *American Geophysical Union*. Accepted the 24 Feb 2015. A poster presentation at the 2015 Join Assembly, taking place Monday through Thursday, 4-7 May 2015 at the Palais des congress de Montréal, in Montréal, Canada.

4. **Chamani, R.**, Monkam, D., 2014. Return Times of Seasonal Extreme Rainfall over the Major Climatic Regions in African Sahel. *Opening seminar of the Doctoral assessment,* January 22, 2014, Faculty of Science, University of Douala, Cameroon.

5. **Chamani, R.**, Monkam, D., 2013. Return Times of Seasonal Extreme Rainfall over the Major Climatic Regions in African Sahel. *Seminar of C3A "Forest from central Africa: Present and past biodiversity: What is at stake for the futur?".* From 21th to 22th October 2013, Yaoundé, Cameroon.