

# MODÈLE POT NON-STATIONNAIRE POUR L'ANALYSE DES TEMPÉRATURES ET DES PRÉCIPITATIONS EXTRÊMES AU BURKINA FASO.

Béwentaoré Sawadogo <sup>1,3</sup> & Liliane Bel <sup>2</sup> & Diakarya Barro <sup>3</sup>

<sup>1</sup> *UMR MIA-Paris, INRA, AgroParisTech, Université Paris Saclay, 75005, Paris, France, sbewentaore@yahoo.fr*

<sup>2</sup> *UMR MIA-Paris, INRA, AgroParisTech, Université Paris Saclay, 75005, Paris, France, liliane.bel@agroparistech.fr*

<sup>3</sup> *LANIBIO, UFR-SEG, Université Ouaga II, 12 BP417 Ouagadougou 12, Burkina Faso, dbarro2@gmail.com*

**Résumé.** Dans cette étude, les tendances des températures et des précipitations extrêmes au Burkina Faso sont évaluées en utilisant la théorie statistique des valeurs extrêmes, en particulier l'approche des dépassements de seuil dans un contexte non-stationnaire. La méthode de Parey et al. [3] est utilisée pour décrire les tendances dans les paramètres de la distribution des excès au dessus d'un seuil fixé et l'intensité du processus de Poisson non-stationnaire. A partir de l'extrapolation des tendances identifiées, les niveaux de retour non-stationnaires et leur intervalle de confiance sont également calculés.

**Mots-clés.** Modèle POT non-stationnaire, pluies Extrêmes, Changement climatique.

**Abstract.** In this study, extreme temperature and precipitation trends in Burkina Faso are evaluated using the statistical theory of extreme values, in particular the approach of threshold exceedances in a non-stationary context. A method of Parey et al.[3] is used to describe trends in the parameters of the excess distribution above a fixed threshold and the intensity of the non-stationary Poisson process. From the extrapolation of identified trends, the non-stationary return levels and their confidence interval are also calculated.

**Key words.** Non Stationary POT Model, Extreme Rainfall, Climate Change.

## 1 Introduction

Les évènements climatiques extrêmes causent chaque année à travers le monde des pertes en vies humaines ainsi que de nombreux dégâts matériels. Ce ne sont certes pas des phénomènes nouveaux, mais ils ont pris une ampleur particulièrement importante au cours

de ces trente dernières années[4]. En effet, selon des rapports d'évaluation du changement climatique du GIEC (2018), la température moyenne de l'air augmente actuellement de  $0.2 \mp 0.1^\circ \text{C}$  tous les dix ans. Toujours selon ces rapports (GIEC, 2018), le réchauffement dépassera  $1.5^\circ\text{C}$  entre 2030 et 2052 et se manifestera dans la plupart des régions du monde, par une recrudescence des chaleurs extrêmes, des précipitations intenses et des risques de sécheresse.

Au Burkina Faso, le Ministère de l'Environnement de l'Économie Verte et du Changement Climatique dans son Programme d'Action National d'Adaptation aux variabilités et aux changements climatiques (PANA, 2006), a montré que les températures et les précipitations sont soumises à une forte variabilité spatiale et temporelle avec une tendance à la baisse des cumuls pluviométriques et des pluies journalières et une légère tendance à la hausse des températures [4]. Des travaux réalisés à cet effet sur le Burkina Faso par Diallo B. [5] ont permis également de montrer que la pluviométrie a baissé globalement et que la température est en hausse avec des écarts de  $0.74^\circ \text{C}$ ,  $1.05^\circ\text{C}$  et  $1.24^\circ\text{C}$  respectivement sur la zone soudanienne au Sud, la zone soudano-sahélienne au centre et la zone sahélienne au Nord. Selon les dernières publications de l'Agence Nationale de la Météorologie, la pluviométrie a amorcé un retour vers des périodes humides depuis la fin des années 1980 et les décennies 1990 et 2000. Le retour des pluies est plus lié à une fréquence élevée des évènements de forte intensité pluviométrique qu'à une augmentation du nombre de jours pluvieux. Les souvenirs les plus marquants remontent au 1er Septembre 2009 où Ouagadougou et ses environs ont enregistré une pluie de 261.3 mm. Cette pluie a causé plus de 150000 sinistrés, la destruction de plusieurs ponts et plus de 9300 hectare de cultures ont été inondés sur l'ensemble du pays. Dans cette étude on cherche à détecter et analyser les tendances récentes des températures et des précipitations extrêmes au Burkina Faso. Pour cela, nous utilisons les méthodes développées par [1], [2] et [3], dans le cadre des méthodes POT (Peak Over Threshold) dans un contexte non stationnaire. Ces méthodes permettent de détecter des tendances polynomiales (on se restreindra aux ordres 1 et 2) dans le paramètre d'intensité des occurrences de dépassement et le paramètre d'échelle de la loi de Pareto Généralisée. Ces techniques sont mises en œuvre sur les observations des deux paramètres météorologiques collectés sur la période 1957-2016.

## 2 Méthodologie

### 2.1 Données

L'étude présentée ici utilise des séries chronologiques de températures et de précipitations journalières entre 1957 et 2016 de dix stations synoptiques extraites de la base de données climatologiques du Burkina Faso. Ces stations ont été choisies de sorte à garantir une bonne uniformité spatiale, une bonne représentativité des différentes régimes climatiques et la qualité des données. Afin de limiter le problème lié au cycle saisonnier des précipitations et des températures, sur chaque station nous avons travaillé respectivement

à partir de la sous-série correspondant aux jours les plus pluvieux et les jours plus chauds. Les périodes du 15 Mars au 15 Juin et de Juin à Octobre ont été retenues respectivement pour les séries temporelles de températures et de précipitations.

## 2.2 POT non stationnaire

L'approche POT (Peak Over Threshold) donne la loi de la variable excédentaire au delà d'un certain seuil fixé  $u$  assez grand. Dans un cadre stationnaire, il est établi que la loi des excédents converge vers une distribution généralisée de Pareto (S-GP) donnée par :

$$S - GP(z \mid \sigma_u, \xi) = 1 - (1 + \xi z \sigma_u^{-1})_+^{-\frac{1}{\xi}}.$$

La loi des occurrences des excès est elle donnée par un processus de Poisson d'intensité  $\lambda$  constante.

La présence de certains types de variabilités dans les extrêmes des séries météorologiques (tendance, effets saisonniers, régimes climatiques, dépendance avec d'autres covariables) peut remettre en cause l'hypothèse de stationnarité, c'est en particulier le cas des séries météorologiques dans le contexte actuel de changement climatique. Pour prendre en compte cette question de non stationnarité des extrêmes météorologiques, nous utilisons une méthodologie basée sur l'approche des dépassements de seuil à paramètre dépendant du temps et d'autres covariables. Ainsi, les modèles de tendance ci-dessous ont été retenus pour traduire la relation entre les paramètres de la NS-GP( $\sigma_u(s), \xi(s)$ ) (distribution of non-stationary generalized Pareto) avec les covariables :

$$\left. \begin{aligned} \sigma_u(s) &= \exp \left( \sigma_0(s) + \sum_{j=1}^{n_\sigma(s)} \sigma_j(s) X_j^{(\sigma)}(s) \right) \\ u(s) &= u_0(s) + \sum_{j=1}^{n_u(s)} u_j(s) X_j^{(u)}(s) \\ \xi(s) &= \xi_0(s) + \sum_{j=1}^{n_\xi(s)} \xi_j(s) X_j^{(\xi)}(s) \end{aligned} \right\} s \in \mathcal{S} \subset \mathbb{R}^2, \quad (1)$$

où  $X_1^{(u)}(\cdot; \cdot), \dots, X_{n_u(s)}^{(u)}(\cdot; \cdot); X_1^{(\sigma)}(\cdot; \cdot), \dots, X_{n_\sigma(s)}^{(\sigma)}(\cdot; \cdot)$  et  $X_1^{(\xi)}(\cdot; \cdot), \dots, X_{n_\xi(s)}^{(\xi)}$  sont des covariables appropriées. Les  $u_0(s), \dots, u_{n_u(s)}; \sigma_0(s), \dots, \sigma_{n_\sigma(s)}$  et  $\xi_0(s), \dots, \xi_{n_\xi(s)}$  sont des réels et  $\mathcal{S}$  l'ensemble spatial de sites couverts par l'enquête. Dans ce nouveau cadre statistique, la variable excédentaire  $Z \sim \text{NS-GP}(\sigma_u(s), \xi(s))$  dont la distribution de probabilité est donnée par :

$$NS - GP(z \mid \sigma_u(s), \xi(s)) = 1 - (1 + \xi(s) z \sigma_u^{-1}(s))_+^{-\frac{1}{\xi(s)}}, \quad (2)$$

où  $\sigma_u(s)$  et  $\xi(s)$  sont respectivement les paramètres d'échelle et de forme au site  $s$  donnés par la relation 1 avec  $x_+ = \max(0, x)$ . La série des dates des dépassements est modélisée ici par un processus de Poisson non stationnaire dont l'intensité  $\lambda$  pour toute position  $s \in \mathcal{S}$  est fonction du temps et d'autres covariables selon le modèle de tendance suivant :

$$\lambda(s) = \lambda_0(s) + \sum_{j=1}^{n_\lambda(s)} \lambda_j(s) X_j^{(\lambda)}(s), s \in \mathcal{S} \subset \mathbb{R}^2, \quad (3)$$

où  $X_1^{(\lambda)}(.;.), \dots, X_{n_\lambda(s)}^{(\lambda)}(.;.)$  sont des covariables appropriées. Les  $\lambda_0(s), \dots, \lambda_{n_\lambda(s)}$  sont des réels.

Dans cet environnement non-stationnaire, le niveau de retour  $z_m$  associé à une période de retour d'intérêt  $m$  est défini comme le niveau unique pour lequel le nombre moyen de dépassements sur les  $m$  années est égal à un. Autrement dit,  $E(N(t)) = 1$ , où  $N(t)$  représente le nombre de dépassements à l'instant  $t$ . Étant donné un niveau de retour d'intérêt  $z_m$  Parey et al. ([1], [2]) établissent à partir de la relation 2 que l'expression du niveau de retour  $z_m(s)$  pour tout  $s \in \mathcal{S}$  est solution de :

$$\sum_{t=t_0}^{t_0+mn_z} \left( 1 + \frac{\xi}{\sigma_u(s, t)} (z_m(s) - u) \right)^{-\frac{1}{\xi}} \lambda(s, t) = 1, \quad (4)$$

où le paramètre de forme  $\xi$  et le seuil  $u$  ont été gardés constants et  $n_z$  est le nombre de jours par an. La définition du niveau de retour dans le contexte stationnaire est un cas particulier de la définition donnée ci-dessus (il suffit de prendre  $\lambda(s, t) = 1$ ).

### 3 Résultats

Les paramètres de l'intensité de la loi NS-PP et d'échelle de la loi NS-GP sont estimés par la méthode du Maximum de Vraisemblance. Les tendances sont identifiées dans les paramètres des distributions des valeurs extrêmes comme décrites ci-dessus. Le paramètre de forme  $\xi$  et le seuil  $u$  ont été gardés constants afin de ne pas augmenter l'incertitude sur l'estimation des paramètres et des quantiles extrêmes. Tandis que le paramètre d'échelle  $\sigma_u$  et l'intensité des occurrences des évènements extrêmes  $\lambda$  sont des polynômes restreints au second ordre fonction du temps, i.e :

$$\left. \begin{aligned} \sigma_u(t) &= \exp(s_0 + s_1 \times t + s_2 \times t^2) \\ \lambda(t) &= \alpha_0 + \alpha_1 \times t + \alpha_2 \times t^2 \\ \xi(t) &= cste \end{aligned} \right\} s \in \mathcal{S} \subset \mathbb{R}^2.$$

On utilise le test du rapport de vraisemblance au risque de 5% pour déterminer le degré des polynômes en  $t$  ajustant aux mieux les données pour les deux paramètres les températures et les précipitations. Les résultats sont consignés dans la table 1. Pour les températures minimales et maximales, le degré du polynôme ajustant la tendance du paramètre d'intensité des occurrences est toujours strictement supérieur à 0, ce qui montre une évolution à la hausse des occurrences de températures extrêmes. Le paramètre d'échelle lui reste constant dans plus de la moitié des stations. Contrairement aux températures, l'intensité des occurrences des pluies extrêmes reste pratiquement constante pour la même période sur la majeure partie du territoire national. A partir des tendances identifiées dans l'intensité des occurrences de la loi NS-PP et le paramètre d'échelle de la loi NS-GP, nous

		Ouag	Dor	Ouah	Déd	Bog	Fad	Bob	Bor	Pô	Gao
Tmin	$\sigma$	1	0	0	0	0	1	0	1	0	1
	$\lambda$	2	2	1	1	2	2	1	1	0	2
Tmax	$\sigma$	1	1	0	1	0	0	1	0	0	0
	$\lambda$	2	1	0	2	0	2	2	2	0	1
Pluies	$\sigma$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$\lambda$	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0

TABLE 1 – Degré de la tendance optimale du paramètre d'échelle ( $\sigma_u(t)$ ) et l'intensité du processus de Poisson non stationnaire ( $\lambda(t)$ ) pour les températures et les précipitations.

avons calculé les niveaux de retour (4) associés à quelques périodes de retour d'intérêt  $m = 20, 30, 50$  et 100 ans aussi bien pour les températures que pour les précipitations. La figure (1a) (resp (1b)) montre la carte extrapolée par krigeage du niveau de retour de Tmax de période 20 ans ( resp. 100 ans). Les températures maximales susceptibles d'être observées en moyenne une fois au moins tous les 20 ans (resp. 100 ans) atteignent  $45^\circ \text{C}$  (resp.  $48^\circ \text{C}$ ) dans la zone sub-sahélienne au centre. Pour les mêmes périodes de retour, les températures maximales attendues tournent entre  $40^\circ \text{C}$  (resp.  $45^\circ \text{C}$ ) dans les zones sahélienne au nord et nord soudanienne au sud. Les niveaux de retour de période de retour 100 ans pour les pluies journalières varient entre 240 mm et 270 mm selon les localités. Les valeurs les plus fortes sont estimées pour les régions des Hauts bassin (Bobo) et l'Est (Fada, Bogandé). Aucune structure spatiale n'a pu être exhibée sur ces estimations, ce qui tendrait à montrer que les précipitations extrêmes sont très localisées.

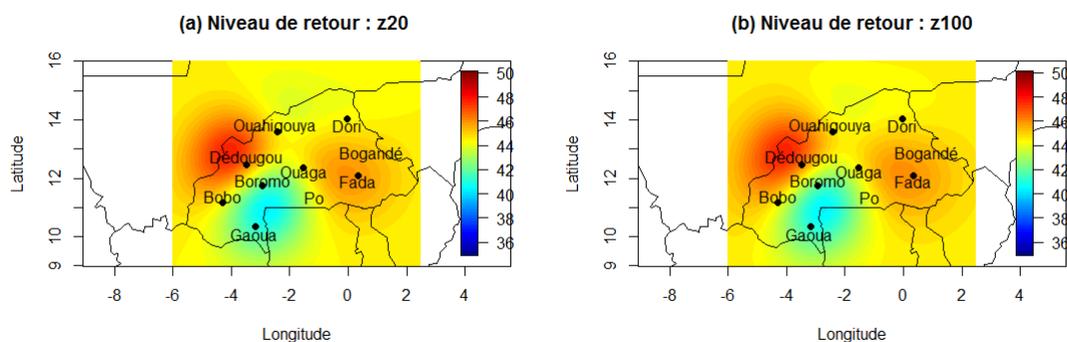


FIGURE 1 – Niveaux de retour spatialisés pour Tmax sur 20 et 100 ans.

## 4 Conclusion.

Cette étude a permis de décrire l'évolution récente des températures et des précipitations extrêmes au Burkina Faso dans un cadre non-stationnaire. Sur la même période 1957-2016, l'intensité des occurrences des températures extrêmes présente une légère tendance (polynomiale) à la hausse avec une faible structure spatiale contrairement aux précipitations intenses. Les niveaux de retour sur 20, 30, 50 et 100 ans et leur intervalle de confiance à 95% des extrêmes de ces paramètres météorologiques sont calculés. En perspective, dans nos futurs travaux, nous comptons mieux intégrer l'aspect spatial à l'aide des processus  $\ell$ -Pareto [8].

## Références

- [1] Parey S., Malek F., Laurent C., Dacunha-Castelle D., (2007), *Trends and climate evolution : Statistical approach for very high temperatures in France*, Climatic Change 81 :331–352 DOI 10.1007/s10584-006-9116-4
- [2] Parey S., Thu Huong Hoang T. , Dacunha-Castelle D., (2010b), *Different ways to compute temperature return levels in the climate change context*, Environmetrics 2010; 21 : 698–718, Published online 13 July 2010 in Wiley Online Library (wileyonlinelibrary.com) DOI : 10.1002/env.1060
- [3] Acero F. J. , Garcia J. A., Gallego M. C., Parey S., Dacunha-Castelle D. , (2014), *Trends in summer extreme temperatures over the Iberian Peninsula using nonurban station data*, JOURNAL OF GEOPHYSICAL RESEARCH : ATMOSPHERES, VOL. 119, 39–53, doi :10.1002/2013JD020590, 2014
- [4] PANA, 2006. *Document, Ministère de l' Environnement de l' Économie Verte et du Changement Climatique*. Burkina Faso, 1-76.
- [5] Diallo, B., 2010. *Perceptions endogènes, analyses agro climatiques et stratégies d'adaptation aux variabilités et changements climatiques des populations dans trois zones climatiques du Burkina Faso*. Mémoire de fin d'études d'ingénieur en agro météorologie, Niamey, Niger, 1-75.
- [6] de Haan, L. and Ferreira, A. (2006). *Extreme Value Theory : An Introduction*. Springer Series in Operations Research and Financial Engineering. New York : Springer. MR2234156
- [7] Beirlant, J., Goegebeur, Y., Segers, J., Teugels, J., 2004. *Statistics of Extremes : Theory and Applications*. Vol. 558. John Wiley & Sons.
- [8] Ferreira, A. and de Haan, L. (2014). *The generalized Pareto process ; with a view towards application and simulation*. Bernoulli 20(4), 1717–1737.