

IMPACT DU CHANGEMENT CLIMATIQUE SUR LE RISQUE HYDROLOGIQUE

Philippe Cantet*, Patrick Arnaud*

*CEMAGREF

3275 route de Cézanne CS 40061, 13182 Aix-en-Provence, Cedex 5

Email : philippe.cantet@cemagref.fr

Telephone : +33 (0)4.42.66.79.30

Fax : +33 (0)4.42.66.99.05

RÉSUMÉ

Nous étudions les impacts du changement climatique sur les valeurs extrêmes de pluie à l'aide d'un générateur de pluies horaires. Les paramètres du modèle sont liés à des caractéristiques moyennes de la pluie journalière. À partir de longues séries journalières issues de 139 postes pluviométriques de la métropole française, nous étudions, à l'échelle locale, l'évolution des paramètres du générateur de pluies sur la période 1960-2003 à l'aide du test du rapport de vraisemblance maximales en utilisant le modèle *Poisson-Pareto-Peak-Over-Threshold*. La significativité d'une tendance linéaire des paramètres peut alors être prise en compte dans la simulation d'événements pluvieux. On peut alors apprécier les impacts de l'évolution climatique sur les événements pluvieux extrêmes. Les résultats montrent qu'un changement dans les caractéristiques moyennes provoquent un plus grand impact sur les extrêmes. Les plus gros changements ont lieu aux alentours de Paris et de Strasbourg avec une augmentation de la probabilité d'occurrence d'événements "extrêmes" pouvant plus être que doublée. Une transformation de la pluie en débit sur les pluies simulées a également été faite sur des bassins versants virtuels. Les changements observés sur les pluies sont alors amplifiés pour les débits sur des bassins peu productifs alors que sur des bassins très productifs ces changements sont du même ordre que pour les pluies.

ABSTRACT

Impact of climate change on hydrological risks

We studied impacts of climate change on rainfall extreme values throughout an hourly rainfall generator. The parameters of the model have been based on mean characteristics of daily rainfalls. From 139 rain gauge series taken from metropolitan France over the period 1960-2003, we studied the evolution of rainfall generator parameters with the maximum-likelihood ratio test in using the *Poisson-Pareto-Peak-Over-Threshold* model at a local scale. The significance of a linear trend parameters could be taken into account in the rainy event simulation. It was therefore possible to assess the impact of climate evolution on extreme rainy events. The results show that a change on mean characteristics causes a bigger impact on extremes. The biggest changes are situated around Paris and Strasbourg where an increase of extreme event occurrence probability can more than double. A rainfall-runoff transformation with simulated rainfalls has also been done on virtual basins. The observed changes in rainfall are accentuated for discharges in less productive basins whereas in very productive basins, these changes are in the same order of magnitude as rainfall changes.

Mots Clés : Changement climatique, Générateur stochastique de pluies horaires, Modèle *Poisson-Pareto-Peak-Over-Threshold*, Test du rapport des vraisemblances maximales, Transformation pluies-débit, Risques hydrologiques

Keywords : Climate change, Hourly rainfall generation model, *Poisson-Pareto-Peak-Over-Threshold* model, Maximum-likelihood ratio test, Rainfall-runoff model, hydrological risks

ABRIDGED ENGLISH VERSION

Nowadays, climate changes are widely considered a reality by scientists [IPCC, 2001]. The mean world temperature has increased about 0.6°C ($\pm 0.2^{\circ}\text{C}$) since the end of the XIX^{th} century. Precipitations seem to increase in the north Hemisphere. Nevertheless, scientists cannot easily evaluate its impact on the extreme hydrometeorological phenomena using classical statistical methods in France [Renard, 2006], [Pujol et al., 2007]. This problem comes from a lack of distancing in the observed rain event time series to evaluate the extreme phenomena trend. Besides, global climatic models show many difficulties in modelling extreme meteorological processes [Moberg and Jones, 2004]. Studying the flow alone is not sufficient because of changes in the basins, which occur independently of climate change (urbanisation, fire, deforestation, hydraulic installations, ...). An original approach to study climate change is proposed by modelling flood generator processes using an hourly rainfall generation model adapted to different climates [Arnaud et al., 2007] coupled with rainfall-runoff modelisation [Arnaud and Lavabre, 2002]. In contrast to classical methods, the model parameters are calculated by mean climatic characteristics and not by extreme values. This method permitted to check out the sampling problem. From 139 rain gauges series in metropolitan France (located in Figure 1), we studied the evolution of rainfall generator parameters over the period 1960-2003 on a local scale. The study principle is illustrated in Figure 2.

The generator analyzes and generates rainy events like being a succession of daily rainfall over 4 mm having at least a daily accumulation over 20 mm. From these events, we have defined three variables obtained by daily information :

- NE (rainy event occurrence) is the average number of events per year,

- μ_{PJmax} (rainy event intensity) is the average, on all events, of the maximal daily rainfall,
- $DTOT$ (rainy event duration) is the average duration (in days) of a event.

Besides we distinguished two seasons : summer from June to November and winter from December to May. These 3×2 daily parameters made it possible to run the hourly rainfall generation model on periods as long as wanted in order to do a probabilistic study on the extreme rainfall.

The event definition allowed us to consider the *Poisson-Pareto-Peak-Over-Threshold* model : the series of event occurrences is a Poisson process and the rainfall intensities follow a Generalized Pareto Distribution (GPD) [Ramachandra Rao and Hamed, 1999].

For the study of a possible trend, we used the POT model while supposing that the intensity of the Poisson law (we worked on waiting times which follow an exponential law [Lang et al., 1999]) and the scale parameter of the GPD depend linearly on time. The best model (stationary or linear trend) was chosen from the maximum-likelihood ratio test (Equation 1, 3 and 4) and thus the behaviour of the series was determined [Coles, 2001]. The results are illustrated on Figure 3 for the occurrence parameter NE and on the Figure 4 for the intensity parameter μ_{PJmax} . The $DTOT$ linear trend has been tested by the classic linear regression test. We mainly observed a significant upward trend on the East France stations.

So we can suggest different possible scenarios : if the linear trend is significant according to the trend test, we could estimate generator parameters for different years between 1960 and 2003. With the rainfall generator, we could evaluate consequences of climate change on rainfall distribution. Figure 5 shows that the differences between rainfall quantiles under stationarity hypothesis

and rainfall quantiles under unstationarity hypothesis increase with return period. Figure 6 shows the frequency gap between stationarity hypothesis and unstationarity hypothesis on each station. The biggest changes are situated around Paris and Strasbourg where an increase of extreme event occurrence probability can more than double.

The 139 rain gauge stations were considered representative of virtual basin pluviometry. The basin productivity parameters taken in rainfall-runoff transformation noted S_0/A are illustrated in Table I. This study does not consist in the calculation of new distributions of discharge under unstationarity hypothesis. We have just wanted to assess possible changes in discharge caused by climatic change. The observed changes in rainfall are accentuated for discharges in less productive basins whereas in very productive basins, these changes are of the same order than rainfall changes (Figure 7).

INTRODUCTION

Le changement climatique est aujourd'hui une réalité largement reconnue dans la communauté scientifique [IPCC, 2001]. La température mondiale moyenne a ainsi augmenté d'environ 0.6°C ($\pm 0.2^\circ\text{C}$) depuis la fin du *XIX*^e siècle. Les précipitations seraient elles aussi en hausse dans l'hémisphère Nord. Néanmoins il nous est actuellement difficile d'en évaluer l'impact sur les phénomènes hydrométéorologiques extrêmes par des méthodes statistiques classiques sur la France [Renard, 2006], [Pujol et al., 2007]. Le problème vient du manque de recul dans les chroniques de pluies observées pour évaluer une tendance sur les phénomènes extrêmes. De plus, les modèles climatiques globaux montrent des difficultés à modéliser les processus météorologiques extrêmes [Moberg and Jones, 2004]. L'étude unique

des débits n'est pas non plus satisfaisante de part la non stationnarité du fonctionnement hydrologique de certains bassins versants, indépendamment du changement climatique (urbanisation, incendie, déforestation, aménagements hydrauliques, problèmes météorologiques de "détarage" des stations de mesures, ...). Comment détecter alors une évolution dans le régime de crues? Une approche originale du changement climatique est abordée par la modélisation des processus générateurs de crues, à travers l'utilisation d'un générateur stochastique de pluies horaires testé sous différents climats [Arnaud et al., 2007] et couplé à une modélisation de la pluie en débit [Arnaud and Lavabre, 2002].

L'évolution climatique est détectée à travers les paramètres du générateur stochastique de pluie. Contrairement aux méthodes classiques, ces paramètres sont directement liés à des caractéristiques climatiques moyennes et non aux valeurs extrêmes observées. Ces trois caractéristiques définissant l'occurrence des événements, la durée des événements et l'intensité des averses sont particulièrement bien adaptées pour examiner le signal pluie et sont peu sensibles à l'échantillonnage des valeurs extrêmes. Elles permettent de différencier les différents types de climat présents en France métropolitaine. Par exemple le climat "océanique" est caractérisé par des événements de longue durée, le climat "alpin" par un grand nombre d'événement alors que le climat "méditerranéen" par une forte intensité des événements.

I. LES DONNÉES

Les données disponibles, mises gracieusement à notre disposition par Météo-France, sont les Séries Quotidiennes de Référence (SQR) qui ont été mises en place et utilisées dans le cadre du projet IMFREX (<http://medias.cnrs.fr/imfrex/web/>). Nous avons alors à notre disposition des

chroniques de pluies journalières de longueurs très variables et s'étalant au maximum entre 1881 et 2003 sur 308 stations de mesures de la France métropolitaine. Leur localisation est présentée sur la Figure 1. Les données sont associées à des

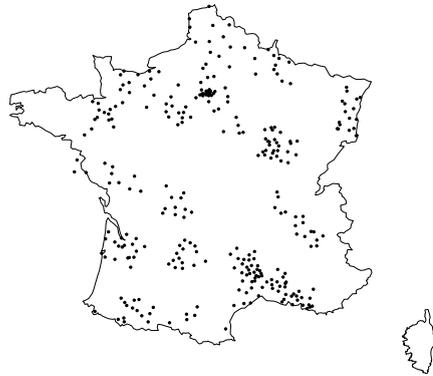


FIG. 1. Localisation des 308 stations de mesure des Séries Quotidienne de Référence.

FIG. 1. Localisation of the 308 daily-rain-gauge stations

codes de qualité notés :

- 1 pour les données validées (exploitables),
- 2 pour les données douteuses ou en attente de validation (mais jugées exploitables),
- 9 pour les données manquantes, en attente de correction, ou correspondant à un cumul sur plusieurs jours (jugées inexploitables).

Un critère synthétique est aussi disponible jugeant de l'arrêt dans l'homogénéité de la série.

Les données étudiées dans cette étude seront les données associées à un code de qualité 1 et 2, et dont le critère d'arrêt n'est pas atteint (recommandations de Météo-France). Nous pouvons alors penser que les séries sont de bonne qualité et exemptes de ruptures nettes expliquées par des biais météorologiques. Pour faire un compromis entre les longueurs des séries et le nombre de postes à étudier, nous restreignons notre étude à la période 1960-2003. Nous obtenons alors des données journalières sur 139 postes ayant au maximum 10% de données manquantes.

À partir de ces 139 chroniques de pluies journalières, nous souhaitons évaluer le changement du régime pluviographique et en analyser ses impacts sur les valeurs extrêmes de pluies à l'aide d'un générateur de pluies horaires.

II. LE GÉNÉRATEUR DE PLUIES HORAIRES : SHYPRE

A. Principe du modèle

SHYPRE est un modèle de simulation d'hydrogrammes basé sur un générateur de pluies horaires couplé à un modèle de transformation de la pluie en débit. Il a été développé au Cemagref d'Aix-en-Provence par les thèses [Cernesson, 1993] et [Arnaud, 1997]. Ce générateur est fondé sur une description des hyétogrammes par des variables aléatoires. L'ensemble de ces variables peut être paramétré par trois variables issues d'information journalière. Le modèle construit des événements pluvieux constitués d'averses à partir de la simulation des variables descriptives. Par une méthode de Monte-Carlo, il permet alors de générer des longues chroniques horaires statistiquement semblables aux chroniques observées. Une structure unique du modèle, paramétré par l'information journalière, permet la modélisation des pluies aussi bien du climat "tempéré" que du climat "tropical" [Arnaud et al., 2007]. La régionalisation des trois paramètres du générateur de pluies à partir de 2817 postes journaliers sur l'ensemble de la France [Sol and Desouches, 2005] permet d'obtenir des quantiles de pluies de différentes durées pour différentes périodes de retour en tout point du territoire français sur une maille de 1 km^2 [Arnaud et al., 2006]. Une comparaison avec une approche régionale sur la région Languedoc-Roussillon montre que l'application de cette version du générateur de pluies reproduit très correctement les quantiles de pluies journalières, tout en fournissant une information aux pas de temps plus fins [Neppel et al., 2007].

B. Les trois paramètres du modèle

Le générateur analyse et génère des événements pluvieux caractérisés comme étant une succession de pluies journalières supérieures à 4 mm comprenant au moins un cumul journalier supérieur à 20 mm. À partir de ces événements on a défini trois variables issues de l'information journalière :

- NE (occurrence des événements) est le nombre moyen d'événements par année,
- μ_{PJmax} (intensité des événements) est la moyenne, sur tous les événements, de la pluie maximale en un jour,
- $DTOT$ (durée des événements) est la durée moyenne (en jours) d'un événement.

De plus on distingue deux saisons : l'été de juin à novembre et l'hiver de décembre à mai. À partir de l'information journalière, les 3×2 paramètres permettent de faire fonctionner le générateur de pluie horaire sur de longues périodes de simulations permettant une étude probabiliste des pluies extrêmes.

Nous pouvons alors coupler le générateur de pluie à un modèle pluie-débit. Ainsi à l'aide des pluies simulées, nous pouvons reconstruire des crues et en estimer leur fréquence (Figure 2). L'objet de notre étude n'est pas de reconstruire des quantiles de crues sous l'hypothèse du changement climatique mais d'évaluer si les écarts trouvés pour les pluies s'accroissent lors de la génération de crues.

C. Le modèle pluie-débit : GR

Nous utilisons ici une simplification du modèle GR3H [Edijatno and Michel, 1989]. Ce modèle est constitué de deux réservoirs : un de production et un de transfert. Dans notre étude, seule l'influence du paramètre de production noté S_0/A a été testée. Ce paramètre compris entre 0 et 1 est d'autant plus fort que le bassin est productif.

À partir des 139 chroniques homogénéisées par Météo-France, nous évaluons la tendance des trois paramètres du générateur de pluies horaires au cours de ces quarante dernières années à l'échelle locale. Quel test choisir pour détecter au mieux les tendances de ces paramètres ?

III. HYPOTHÈSES DE CHANGEMENT CLIMATIQUE

On souhaite tester l'hypothèse nulle H_0 : stationnarité en moyenne de la série contre l'hypothèse alternative H_1 : instationnarité en moyenne de la série. Il existe pour cela plusieurs tests comme par exemple le test non paramétrique de Mann-Kendall [Mann, 1945], [Kendall, 1975] ou les tests paramétriques de la régression linéaire et du rapport des vraisemblances maximales [Coles, 2001]. Selon la nature des séries étudiées, ces tests ne sont pas aussi puissants les uns par rapport aux autres. Après une étude statistique, le test adéquat à notre problème semble être le test du rapport des vraisemblances maximales proposé par [Coles, 2001]. Ce résultat rejoint celui de [Renard, 2006].

A. Test du rapport des vraisemblances maximales (RVM)

On suppose deux modèles alternatifs M_0 et M_1 , de dimensions d_0 et d_1 avec M_0 emboîté dans M_1 (c'est à dire, en simplifiant la définition, que l'on retrouve M_0 en prenant une valeur particulière des paramètres de M_1). On teste l'hypothèse H_0 : le modèle M_0 modélise bien le phénomène contre l'hypothèse H_1 : le modèle M_1 modélise mieux le phénomène que le modèle M_0 . On note $\mathcal{L}_i(X; \theta_i)$ la log-vraisemblance d'un échantillon X pour le modèle M_i . Soit $\hat{\theta}_i$ le vecteur de dimension d_i des paramètres maximisant $\mathcal{L}_i(X; \cdot)$. Alors en posant

$$D = -2(\mathcal{L}_0(X; \hat{\theta}_0) - \mathcal{L}_1(X; \hat{\theta}_1)) \quad (1)$$

On a sous H_0 et pour une taille d'échantillon assez grande, $D \stackrel{H_0}{\sim} \chi_{d_1-d_0}^2$. On

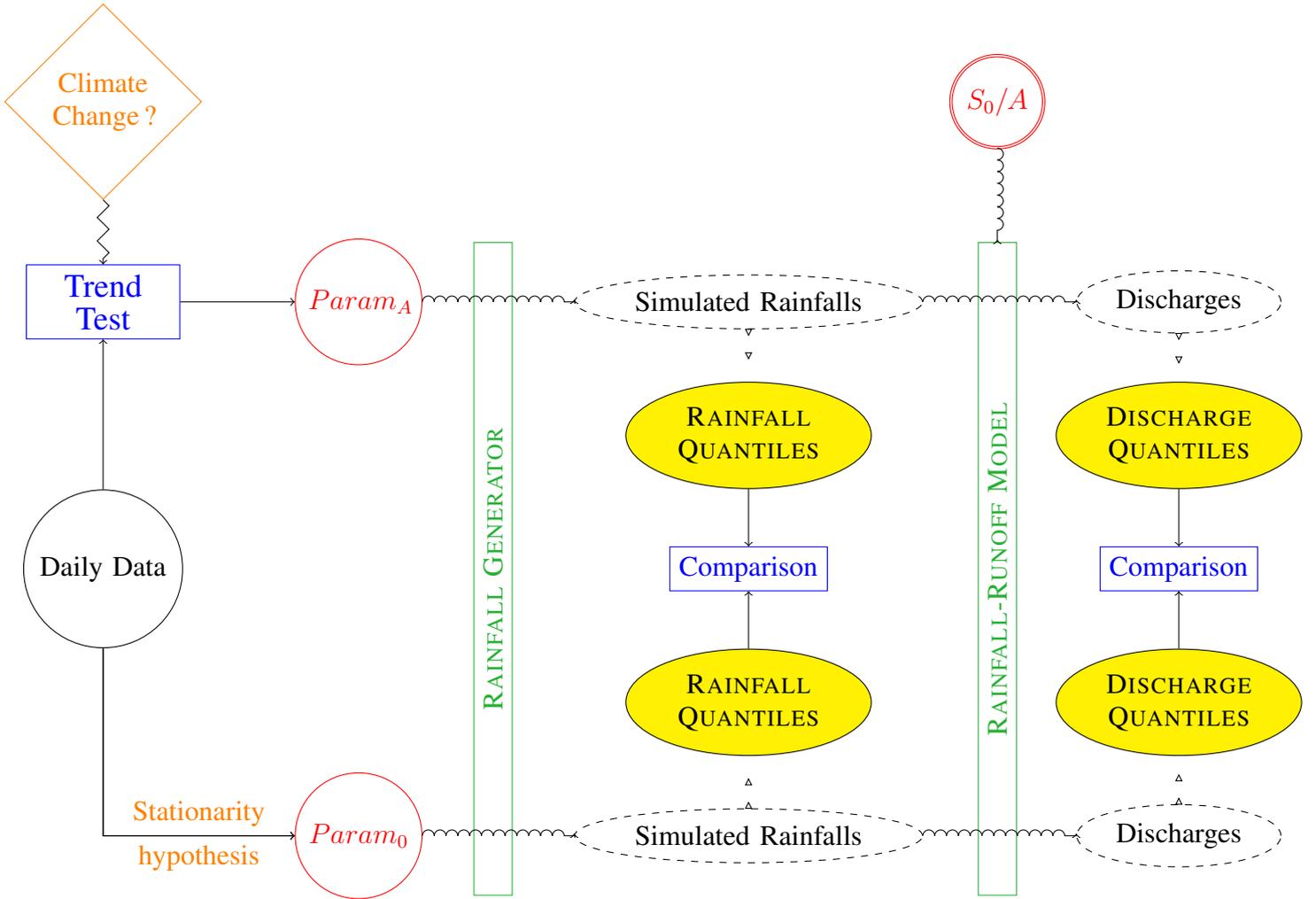


FIG. 2. Principe de l'étude

FIG. 2. Study principle

rejette donc l'hypothèse H_0 , avec un risque α , si $D > u_\alpha$ avec $\mathbb{P}(\chi_{d_1-d_0}^2 > u_\alpha) = \alpha$. On définit également la notion p-value qui est utilisé dans la suite pour le rejet ou non de H_0 : le p-value d'un test est le plus petit niveau de test à partir duquel on rejette H_0 . Dans notre cas, il est égal au quantile d'ordre $1 - D$ d'une loi $\chi_{d_1-d_0}^2$. On rejette donc l'hypothèse H_0 avec un risque α si le p-value est inférieur à α .

B. Mise en place du test du rapport des vraisemblances maximales à notre problème

Notre générateur de pluies horaires est paramétré avec les 3 paramètres journaliers NE , $\mu_{P, Jmax}$ et $DTOT$. Sachant que le paramètre $DTOT$ influe peu sur

les résultats du modèle, nous allons donc principalement nous intéresser à l'évolution des 2 paramètres restants : NE et $\mu_{P, Jmax}$. Nous adoptons la méthodologie *Peak-Over-Threshold* pour la recherche d'instationnarité.

Soit n le nombre d'événement entre l'année A_1 et l'année $(A_1 + A)$. Soit (X_1, \dots, X_n) , la pluie journalière maximale en millimètre de ces n événements. Soit (t_1, \dots, t_n) la série représentant les dates de ces X_i en jour. L'instant $t = 1$ correspond au premier janvier de A_1 , puis t_i correspond au nombre de jours séparant l'instant $t = 0$ à la date de la pluie maximale journalière de l'événement i . Soit $N_{[d_1, d_2]}$ la variable occurrence des événements

entre le début du jour d_1 et la fin du jour d_2 de la chronique. Par exemple $N_{[1,365]}$ compte le nombre d'événement au cours de la première année de la série. Dans le cadre de l'échantillonnage par valeurs supérieures à un seuil, il est fréquent de supposer que le nombre d'événement par unité de temps (en général l'année) suit une loi de Poisson [Ramachandra Rao and Hamed, 1999], [Lang et al., 1999]. Un événement, par définition, doit comporter au moins une pluie journalière dépassant 20 mm. On peut donc dire que $N_{[t,t]} \stackrel{\text{def}}{=} N_{[t]}$ suit une loi de Poisson non homogène de paramètre $\lambda(t)$. $\lambda(t)$ correspond alors au nombre moyen d'événements par jour à l'instant t . On a donc $N_{[1,t]}$ suit une loi de Poisson de paramètre $t\lambda(t)$. Soit L le nombre total de jours de la chronique ($L \approx 365.25A$). La log-vraisemblance d'un processus de Poisson d'intensité $\lambda(t)$ dépendant du temps $t \in [0, L]$ s'écrit :

$$\mathcal{L}_n^{P1} = \int_0^L \lambda(t)dt + \sum_{i=1}^n \log(\lambda(t_i)) \quad (2)$$

On peut alors tester l'hypothèse H_0 : (M0) $\lambda(t) = \lambda_0$ contre l'hypothèse H_1 : (M1) $\lambda(t) = \lambda_0 + \lambda_1 t$ à l'aide du test RVM (voir Section III-A) avec $d_1 - d_0 = 2 - 1 = 1$. On peut également regarder l'évolution du temps d'attente d'un événement au cours du temps. En effet dans un processus de Poisson d'intensité $\lambda(t)$, le temps d'attente suit une loi exponentielle de paramètre $\lambda(t)$ [Lang, 1999]. On peut donc construire une nouvelle log-vraisemblance :

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_n^{P2} &= \sum_{i=1}^n \log(\lambda(t_i)) \\ &\quad - \sum_{i=1}^n \lambda(t_i)(t_i - t_{i-1}) \\ &\quad \text{avec } t_0 = 1 \end{aligned} \quad (3)$$

Nous avons donc proposé deux modèles applicables au test RVM pour évaluer l'évolution du paramètre NE au cours

du temps. Le test sur les temps d'attente (Équation 3) semble préférable d'après une étude sur des données simulées.

Les événements sont considérés indépendants, les variables $(X_i)_{i=1..n}$ sont donc indépendantes et distribuées selon la même famille de loi. Les dépassements $(X_i)_{i=1..n} > u$ sont modélisés par une loi de Pareto généralisée [Muller, 2006]. Pour caractériser le changement climatique, on suppose alors que le paramètre d'échelle $\sigma(t)$ varie dans le temps alors que l'on suppose la stationnarité du paramètre de forme ξ , notamment en raison des incertitudes d'échantillonnage [Renard, 2006]. La log-vraisemblance s'écrit alors (dans notre cas $u=20$) :

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_n^{GPD} &= - \sum_{i=1}^n \log(\sigma(t_i)) \\ &\quad - \left(1 + \frac{1}{\xi}\right) \sum_{i=1}^n \log\left(1 + \frac{\xi(x_i - u)}{\sigma(t_i)}\right) \end{aligned} \quad (4)$$

On peut alors tester l'hypothèse H_0 : (M0) $\sigma(t) = \sigma_0$: μ_{PJmax} est stationnaire contre l'hypothèse H_1 : (M1) $\sigma(t) = \sigma_0 + \sigma_1 t$: μ_{PJmax} croit linéairement en fonction du temps à l'aide du test RVM (voir Section III-A) avec $d_1 - d_0 = 3 - 2 = 1$. On peut alors calculé le paramètre "intensité des événements" pour chaque année. En effet, si H_0 est rejeté au seuil α alors μ_{PJmax} au début de l'année ($A_1 + A$) est égal à $\frac{\sigma_0 + \sigma_1 (365.25A)}{1 - \hat{\xi}}$.

Le paramètre λ_0 est estimé analytiquement sous l'hypothèse H_0 de stationnarité. Les autres paramètres $\hat{\lambda}_i$ (sous H_1) et $\hat{\sigma}_i$ sont estimés à l'aide de la méthode du gradient conjugué de la fonction "optim" du langage R (<http://www.r-project.org/>).

Remarque 1 : Les deux processus (Poisson et GPD) étant indépendants [Ramachandra Rao and Hamed, 1999], nous pouvons donc analyser les deux processus séparément.

Est ce que l'évolution d'un paramètre moyen provoque un plus grand

changement dans les pluies extrêmes ? En tenant compte de la significativité de ces tendances locales, nous pouvons alors proposer une nouvelle distribution des pluies en prenant en compte l'hypothèse d'instationnarité dans notre générateur de pluie.

C. Application du test RVM sur les données SQR sur la période 1960-2003

Sur chacun des 139 postes retenus, on calcule la significativité de la tendance linéaire des paramètres par les 2 tests RVM (Équation 1, 3 et 4) sur la période 1960-2003. Nous pouvons alors travailler sur l'année entière ou alors en distinguant les deux saisons "hiver" (de décembre à mai) et "été" (de juin à novembre) pour savoir si le comportement d'une saison est plus soumis au changement climatique que l'autre. On peut également apprécier s'il existe un "glissement" entre les deux saisons. Les résultats sont présentés sur la Figure 3 pour le paramètre NE et sur la Figure 4 pour le paramètre μ_{PJmax} .

On remarque alors une augmentation significative du nombre d'événement par année dans la moitié nord de la France. Cette augmentation se déroule principalement lors de la saison "hiver". Par contre il semble que cette tendance soit à la baisse sur le pourtour méditerranéen notamment dans les Cévennes. Quant à l'intensité des événements, on observe une baisse dans le Centre-Ouest principalement en hiver. Il semble qu'en hiver les événements du Centre-Ouest soient plus fréquents mais moins intenses. L'augmentation de l'intensité aux alentours de Paris et dans l'Est de la France en hiver n'est pas négligeable. On peut s'attendre à des changements importants dans le comportement des extrêmes dans ces régions. Cette tendance est plutôt à la hausse sur le pourtour Est de la Méditerranée. Il ne semble pas qu'il y ait un fort "glissement" des événements d'une saison à l'autre. On aperçoit seulement un petit décalage dans les saisons dans la

région parisienne et aux alentours de Dijon que nous n'étudierons pas ici.

Remarque 2 : On étudie également la tendance du paramètre $DTOT$ à l'aide du test de la regression linéaire sur les moyennes "saisonniers". On observe principalement une hausse significative sur les postes de la moitié Est de la France.

Remarque 3 : Nous retrouvons globalement des résultats similaires à ceux issus du projet IMFREX (<http://medias.cnrs.fr/imfrex/web/>).

D. Conséquences sur les distributions de pluies

Nous avons donc pour les 139 postes une tendance significative ou non des paramètres journaliers de notre générateur de pluie. Nous pouvons alors proposer plusieurs scénarios possibles : si la tendance linéaire d'un paramètre est significative au vue du test, nous pouvons alors estimer ce paramètre pour différentes années entre 1960 et 2003 et donc évaluer les conséquences du changement climatique sur les événements pluvieux extrêmes au sens des résultats du générateur de pluie. En effet, à l'aide de notre générateur de pluie, on peut prendre en compte le changement climatique à travers l'évolution des paramètres moyens au cours des années pour en évaluer les impacts sur les distributions des pluies de durées allant d'une heure à dix jours. Nous pouvons alors regarder si une faible augmentation des paramètres moyens provoque une augmentation plus forte dans les extrêmes pour différentes durées de pluie. Toutefois nous faisons l'hypothèse forte que le processus de la pluie ne change pas au cours du temps, c'est à dire que notre signal pluie est toujours caractérisé de la même façon par nos trois paramètres journaliers NE , $DTOT$ et μ_{PJmax} au fil des années.

Nous fixons le seuil de premier espèce $\alpha = 0.1$. C'est à dire que l'on a théoriquement, au pire des cas, une chance sur dix de considérer une tendance linéaire de la

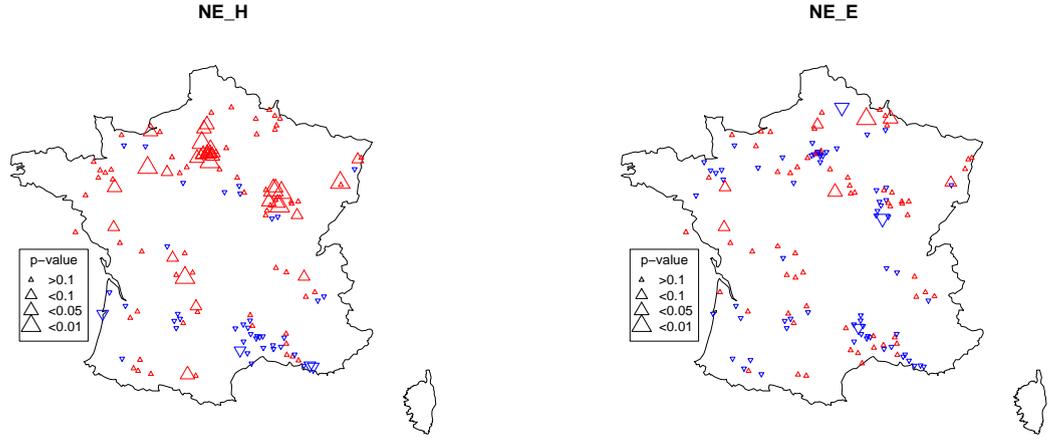


FIG. 3. Résultats des tests RVM sur chacun des 139 postes pour la variable NE : Tendence (à la hausse si rouge et pointe vers le haut, à la baisse si bleu et pointe vers le bas) et valeur des p-values (en fonction de la taille). On teste sur la saison "hiver" (NE_H) et sur la saison "été" (NE_E).

FIG. 3. Trend test results on each of 139 stations for the variable NE : trend (upward if red and point toward the top, downward if blue and point toward the bottom) and the value of the p-values (according to size). We test on the "winter" season (NE_H) and the "summer" season (NE_E).

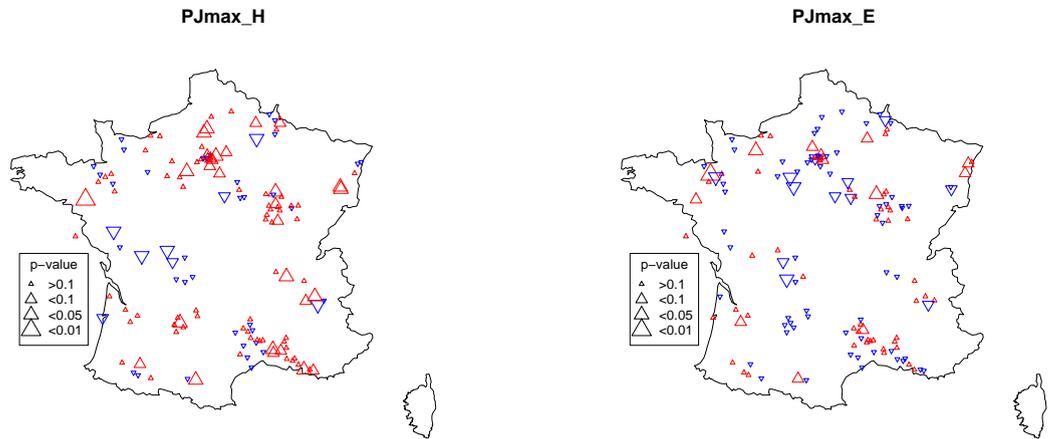


FIG. 4. Résultats des tests RVM sur chacun des 139 postes pour la variable μ_{PJmax} : Tendence (à la hausse si rouge et pointe vers le haut, à la baisse si bleu et pointe vers le bas) et valeur des p-values (en fonction de la taille). On teste sur la saison "hiver" ($PJmax_H$) et sur la saison "été" ($PJmax_E$).

FIG. 4. Trend test results on each of 139 stations for the variable μ_{PJmax} : trend (upward if red and point toward the top, downward if blue and point toward the bottom) and the value of the p-values (according to size). We test on the "winter" season ($PJmax_H$) and the "summer" season ($PJmax_E$).

série alors qu'il n'y en a pas. Pour faire la correspondance avec les Figures 3 et 4, on applique la tendance linéaire sur les postes où le p-value est inférieur à 0.1 pour les différents paramètres.

Nous notons $Param_0$ le jeu de paramètres sous hypothèse de stationnarité, c'est à dire en calculant la moyenne des paramètres sur la chronique entière et $Param_A$ le jeu de paramètres sous hypothèse d'instationnarité en se plaçant à l'année A . Sur certains postes où la stationnarité pour

chacun des paramètres n'est pas rejetée, nous avons $Param_0 \equiv Param_A$. En comparant les résultats donnés par $Param_{2003}$ aux résultats donnés par $Param_0$, on peut alors évaluer l'importance de la prise en compte de l'évolution climatique dans la détermination des risques hydrologiques. On a deux façons de comparer deux distributions. On peut calculer les quantiles d'une période de retour donnée pour les deux distributions et en faire le ratio. Nous obtenons alors un pourcentage de hausse

ou de baisse du volume associé à la période de retour. Nous pouvons alors apprécier si une évolution d'un paramètre moyen est accentuée pour les extrêmes. Soit q_T^0 le volume de la pluie maximale en 24 heures associé à la période de retour T donnée par la paramétrisation $Param_0$. Soit q_T^A le volume de la pluie maximale en 24 heures associé à la période de retour T donnée par la paramétrisation $Param_A$. Nous calculons alors le ratio $R_T = \frac{q_T^{2003}}{q_T^0}$ pour $T = 2, 5, 10, 100, 1000$ ans. Sur la Figure 5, on compare le ratio R_2 aux ratios R_T avec $T > 2$ ans pour chaque poste. On peut alors évaluer l'augmentation des différences entre la simulation $Param_0$ et $Param_{2003}$ en fonction de la période de retour. En effet, pour la plupart des postes, on a $|R_{T1} - 1| > |R_{T2} - 1|$ pour $T1 > T2$. Il semble donc que le comportement des extrêmes est plus influencé que le comportement moyen par l'évolution climatique pour les pluies en 24 heures. Cette même étude a été faite pour les pluies en 1 heure. On retrouve le même résultat mais les différences sont moins accentuées ce qui est dû au comportement quasi exponentielle des pluies en 1 heure du générateur de pluie.

En terme de risque, nous préférons regarder l'évolution de la probabilité qu'un événement se produise. Dans un cadre stationnaire la notion de période de retour est alors utilisée dont l'interprétation est généralement "une valeur de période de retour T ans est dépassée en moyenne tous les T ans". Dans un contexte d'instationnarité cette définition n'est plus adéquate. On utilisera alors l'interprétation suivante, en considérant qu'à l'intérieur d'une même année le changement climatique est quasi-nul : "le quantile de période de retour T calculé classiquement en une année t est la valeur ayant une probabilité $1/T$ d'être dépassée au cours de l'année considérée" [Renard, 2006]. Par exemple, si on trouve qu'en 1960 la valeur x a une période de retour $T = 100$ ans alors qu'en 2003 cette

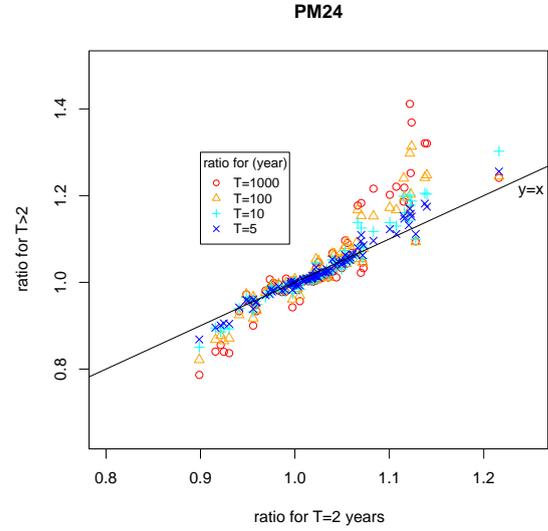


FIG. 5. $R_T = \frac{q_T^{2003}}{q_T^0}$ avec $T = 5, 10, 100, 1000$ ans en fonction de R_2

FIG. 5. Ratios between rainfall quantile under unstationary hypothesis (in 2003) and rainfall quantile under stationary hypothesis for different return period ($T = 5, 10, 100, 1000$ years) depending on ratios of quantiles for $T = 2$ years

même valeur x a une période de retour $T = 50$ ans, on dit alors que cet événement est 2 fois plus probable en 2003 qu'en 1960. À partir des simulations données par les paramétrisations $Param_0$ et $Param_{2003}$, nous évaluons le décalage en fréquence des événements. Notre quantile x de référence est le quantile donné par la paramétrisation $Param_0$ pour une période de retour T donnée. Nous pouvons alors calculer la période de retour T_{2003} associée à la valeur x avec la paramétrisation $Param_{2003}$. Les résultats sont fournis sur la Figure 6. On retrouve le fait que les pluies extrêmes sont plus affectées que les pluies courantes par l'évolution climatique. En effet il y a beaucoup plus de postes où la période de retour de référence $T = 100$ ans devient $T < 50$ ans (resp. $T > 200$ ans) que de postes qui passent de $T = 5$ ans à $T < 2.5$ ans (resp. $T > 10$ ans) avec l'hypothèse d'instationnarité. Les plus grands changements se situent aux alentours de Paris et dans le Nord-Est de la France avec des événements "extrêmes" deux fois plus

fréquents mais aussi une réelle diminution de la fréquence des événements "extrêmes" au Sud de Paris. On constate globalement en France une augmentation dans l'occurrence d'événements extrêmes à part dans le Centre-Ouest et au Sud de Paris.

Une évolution dans la distribution des

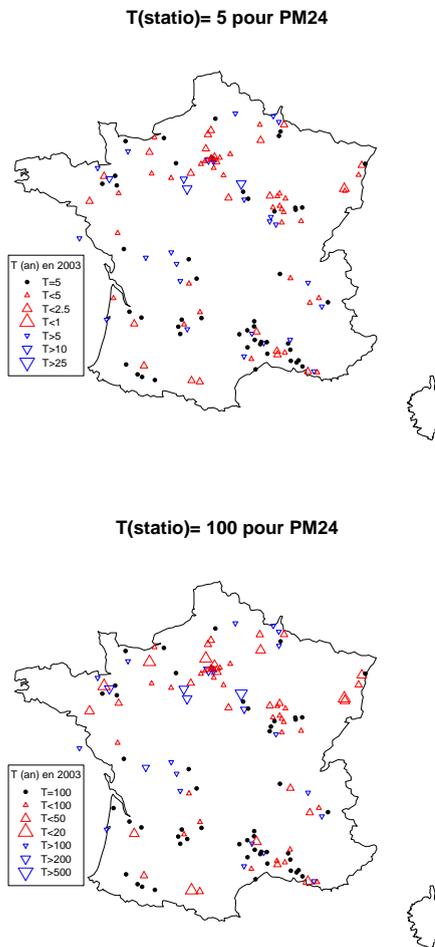


FIG. 6. Décalage en fréquence de la pluie maximale en 24 heures entre l'hypothèse de stationnarité (référence) et l'hypothèse d'instationnarité (on se place en 2003) pour les événements courants ($T = 5$ ans) et extrêmes ($T = 100$ ans).

FIG. 6. Frequency gap of 24 hours maximal rainfall between the stationary hypothesis (reference) and the unstationary hypothesis (in 2003) for current events ($T = 5$ years) and extreme events ($T = 100$ years)

pluies extrêmes est-elle accentuée pour les débits ? Un bassin productif est-il plus soumis à un changement de régime pluviographique qu'un bassin non productif ? Nous mettons alors en place des bassins versants

virtuels. À l'aide du modèle pluie-débit, nous pouvons alors avoir une première idée des impacts possibles du changement climatique sur les crues.

E. Impact sur le risque hydrologique

En couplant le générateur de pluie à un modèle pluie-débit, nous pouvons alors évaluer l'évolution du risque hydrologique par rapport à l'évolution climatique observée sur les données SQR. Les 139 postes étudiés dans la Section III-D sont alors considérés représentatifs de la pluviométrie de bassins versants virtuels. Nous traitons alors les cas de bassins plus ou moins productifs selon la valeur du paramètre de production. Les 139 bassins sont considérés hydrologiquement identiques avec une superficie de 1 km^2 . Seul la pluviométrie les différencie. On considère que la pluie tombée est uniforme sur tout le bassin virtuel. Afin d'évaluer seulement l'impact de l'évolution de la pluviométrie sur les débits, nous supposons que le paramètre de production S_0/A est constant au cours des années. Il ne s'agit pas de calculer les distributions des débits sous l'hypothèse du changement climatique mais d'évaluer si ses impacts s'accroissent pour les débits. Les valeurs du paramètre de production S_0/A prises dans les transformations de la pluie en débit sont présentées dans le Tableau I. De manière similaire à la Section III-D, on calcule les ratios des quantiles de débits ($\frac{q_T^{2003}}{q_T^0}$) pour différentes périodes de retour T sur des bassins plus ou moins productifs. On compare ces ratios aux ratios des quantiles de pluie. La Figure 7 montre que pour des bassins très productifs les écarts entre les quantiles de débit sont du même ordre que les écarts constatés sur les quantiles des pluies. Par contre pour les bassins peu productifs, les écarts entre les quantiles de débit s'accroissent par rapport aux écarts constatés sur les quantiles des pluies notamment pour les grandes périodes de retour. Ce phénomène est lié à la non linéarité de la relation entre la

Saison	Very Productive Basin	Middle Basin	Few Productive Basin
Summer	0.7	0.45	0.15
Winter	0.9	0.6	0.3

TABLE I
VALUES OF THE PRODUCTION PARAMETER OF VIRTUAL BASINS TAKEN IN RAINFALL-RUNOFF TRANSFORMATION.

TABLE I
VALUES OF BASIN PRODUCTIVITY PARAMETERS TAKEN IN RAINFALL-RUNOFF TRANSFORMATION.

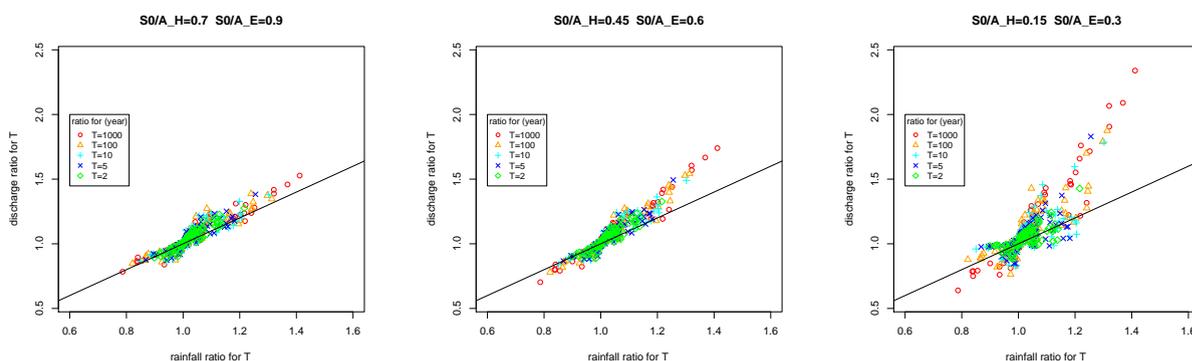


FIG. 7. Ratios of 24 hours mean maximum discharges quantiles depending on ratios of 24 hours maximal rainfall quantiles for basins more or less productive basins.

FIG. 7. Ratios of 24 hours mean maximum discharges quantiles depending on ratios of 24 hours maximal rainfall quantiles for basins more or less productive basins.

pluie et le débit prise en compte dans le modèle hydrologique choisi.

CONCLUSION ET PERSPECTIVES

L'étude des impacts du changement climatique sur le risque hydrologique a été faite à travers un générateur stochastique de pluies couplé à un modèle pluie-débit. À partir de séries longues de 43 ans, nous avons pu détecter la présence ou non d'une tendance dans les paramètres du générateur de pluie à l'aide du test des rapports de vraisemblances maximales. Ces paramètres liés à des caractéristiques moyennes permettent de s'affranchir du problème d'échantillonnage rencontré par les méthodes classiques de détection de tendance des extrêmes. L'évolution de ces paramètres a été prise en compte à l'échelle locale dans le générateur de pluie.

Globalement il semble qu'il y ait une tendance à la hausse de la pluviométrie en

France excepté dans le Centre-Ouest et au sud de Paris. Des changements importants sont constatés aux alentours de Paris et de Strasbourg avec une augmentation de la probabilité d'occurrence des événements "extrêmes" pouvant plus que doublée à l'inverse du sud de Paris. Nous avons remarqué que ces changements influent plus sur les événements pluvieux extrêmes que sur les événements pluvieux courants. Une première étude sur les débits montre que les impacts du changement climatique sur les pluies sont amplifiés pour les bassins peu productifs. De plus nous pouvons penser que ces impacts sont minimisés par l'invariabilité du paramètre de production S_0/A . En effet on peut penser que l'augmentation de l'occurrence des événements entraîne des états statistiquement plus humides et donc une hausse de la productivité des bassins. Cette étude n'a pas pris en compte tous les paramètres du

fonctionnement hydrologique d'un bassin versant mais elle permet d'avoir une première idée sur les conséquences du changement climatique sur les événements hydrologiques extrêmes. Une réelle augmentation des crues est à envisager dans la région parisienne d'après les forts changements pluviographiques dans cette zone et la relativement faible productivité de ces bassins versants. Une étude plus précise sur la transformation de la pluie en débit reste toutefois à effectuer pour conclure à un réel changement du risque hydrologique.

Ici l'évolution des paramètres moyens a été calculée à partir de données fournies par Météo-France. Un futur travail pourrait nous amener à travailler avec des modèles climatiques. En effet le projet IMFREX (<http://medias.cnrs.fr/imfrex/web/>)

propose des scénarios d'évolution de certaines variables fortement corrélées aux paramètres de notre générateur de pluie à partir de deux modèles climatiques différents. On pourrait alors évaluer de nouvelles distributions de pluie selon ces scénarios. Nous pourrions également coupler les prévisions des modèles climatiques aux données observées, notamment grâce à l'approche bayésienne, pour cartographier l'évolution de ces paramètres sur toute la France et en déduire une nouvelle carte des risques.

RÉFÉRENCES

- [Arnaud, 1997] Arnaud, P. (1997). *Modèle de prédetermination de crues basé sur la simulation stochastique des pluies horaires*. PhD thesis, Université Montpellier II.
- [Arnaud et al., 2007] Arnaud, P., Fine, J., and Lavabre, J. (2007). An hourly rainfall generation model adapted to all types of climate. *Accepted in Atmospheric Research*.
- [Arnaud and Lavabre, 2002] Arnaud, P. and Lavabre, J. (2002). Coupled rainfall model and discharge model for flood frequency estimation. *Water Resources Research*, 38 :1075–1085.
- [Arnaud et al., 2006] Arnaud, P., Lavabre, J., Sol, B., and Desouches, C. (2006). Cartographie de l'aléa pluviographique de la France. *La Houille Blanche*, 5 :102–111.
- [Cernesson, 1993] Cernesson, F. (1993). *Modèle simple de prédetermination des crues de fréquences courantes à rares sur petits bassins versants méditerranéens*. PhD thesis, Université Montpellier II.
- [Coles, 2001] Coles, S. (2001). *An introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*. Springer-Verlag, Heidelberg, Germany.
- [Edijatno and Michel, 1989] Edijatno and Michel, C. (1989). Un modèle pluie-débit journalier à trois paramètres. *La Houille Blanche*, 2 :113–121.
- [IPCC, 2001] IPCC (2001). *Climate change 2001 : Impacts, adaptation and vulnerability. contribution of working group ii to the third assessment report of the intergovernmental panel on climate change*. Technical report, Cambridge University Press, UK.
- [Kendall, 1975] Kendall, M. G. (1975). *Rank Correlation Methods*. Charles Griffin, London, UK.
- [Lang, 1999] Lang, M. (1999). Theoretical discussion and monte-carlo simulations for a negative binomial process paradox. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 13 :183–200.
- [Lang et al., 1999] Lang, M., Ouarda, B., and Bobee, B. (1999). Towards operational guidelines for over-threshold modelling. *Hydrologic Journal*, 225 :103–117.
- [Mann, 1945] Mann, H. B. (1945). Non-parametric tests against trend. *Econometrica*, 13 :245–259.
- [Moberg and Jones, 2004] Moberg, A. and Jones, P. (2004). Regional climate model simulations of daily maximum and minimum near-surface temperature across Europe compared with observed station data 1961-1990. *Climate Dynamics*, 23 :695–715.
- [Muller, 2006] Muller, A. (2006). *Comportement asymptotique de la distribution des pluies extrêmes en France*. PhD thesis, Université de Montpellier II.
- [Neppel et al., 2007] Neppel, L., Arnaud, P., and Lavabre, J. (2007). Connaissance régionale des pluies extrêmes. comparaison de deux approches appliquées en milieu méditerranéen. *C. R. Geoscience*, 339 :820–830.
- [Pujol et al., 2007] Pujol, N., Neppel, L., and Sabatier, R. (2007). Regional tests for trend detection in maximum precipitation series in the French Mediterranean region. *Hydrological Sciences Journal*, 52 :956–973.
- [Ramachandra Rao and Hamed, 1999] Ramachandra Rao, A. and Hamed, K. (1999). *Flood frequency analysis*. CRC Press, Boca Raton, FL, USA.
- [Renard, 2006] Renard, B. (2006). *Détection et prise en compte d'éventuels impacts du changement climatique sur les extrêmes hydrologiques en France*. PhD thesis, INP Grenoble.
- [Sol and Desouches, 2005] Sol, B. and Desouches, C. (2005). Spatialisation à résolution kilométrique sur la France de paramètres liés aux précipitations. Technical report, Météo France, Convention Météo France DPPR n° 03/1735.