HAL
open science

# Estimation de mesures de risque pour des pluies extrêmes dans la région Cévennes-Vivarais

Jonathan El Methni, Stéphane Girard, Laurent Gardes

## To cite this version:

Jonathan El Methni, Stéphane Girard, Laurent Gardes. Estimation de mesures de risque pour des pluies extrêmes dans la région Cévennes-Vivarais. Evénements extrêmes d'inondation : de l'étude de l'aléa à la gestion du risque pour les ouvrages hydrauliques, Nov 2013, Lyon, France. pp.CDROM. hal-00905192

**HAL Id: hal-00905192**

**https://hal.science/hal-00905192v1**

Submitted on 18 Nov 2013

**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.

# ESTIMATION DE MESURES DE RISQUE POUR DES PLUIES EXTRÊMES DANS LA RÉGION CÉVENNES-VIVARAIS

## *Estimation of risk measures for extreme pluviometrical measurements in the Cévennes-Vivarais region*

**Jonathan EL METHNI[1], Laurent GARDES[2]**
**Stéphane GIRARD[1]**

[1]Equipe Mistis, INRIA Rhône-Alpes & Laboratoire Jean Kuntzmann – 655, avenue de l'Europe, Montbonnot, 38334 Saint-Ismier cedex, France – jonathan.el-methni@inria.fr & stéphane.girard@inria.fr

[2]Université de Strasbourg & CNRS, IRMA, UMR 7501 – 7, rue René Descartes, 67084 Strasbourg cedex, France – gardes@unistra.fr

*On dénombre de nombreuses mesures de risque dans la littérature dont la Value-at-Risk et la Conditional Tail Expectation. En termes statistiques, la Value-at-Risk est un quantile de la distribution de la variable aléatoire d'intérêt. En termes hydrologiques, la Value-at-Risk de la distribution des pluies est le niveau de retour. La Conditional Tail Expectation est la moyenne des précipitations plus élevées que la Value-at-Risk. On s'intéresse à l'estimation de ces mesures de risque dans le cas de pluies extrêmes modélisées par des lois à queues lourdes. Afin de prendre en compte les facteurs géographiques dans notre estimation on considèrera aussi ces mesures de risque en présence d'une covariable. On donnera les propriétés théoriques de nos estimateurs et on illustrera leurs comportements sur un jeu de données pluviométriques provenant de la région Cévennes-Vivarais.*

*Mots-clefs : Mesure de risque, lois à queues lourdes, estimateurs à noyau, statistique des valeurs extrêmes.*

*Many risk measures can be found in the literature such as the Value-at-Risk and the Conditional Tail Expectation. In statistical terms, the Value-at-Risk is a upper quantile of the distribution of the variable of interest. In hydrology, the Value-at-Risk of the rainfall distribution is the return level. The Conditional Tail Expectation is the mean of the rainfalls larger than the Value-at-Risk. Here, we focus on the estimation of these risk measures in case of extreme rainfall modeled by heavy-tailed distributions. In order to take into account the geographical factors, we also assume that these risk measures depend on a covariate. We present the theoretical properties of our estimators and we illustrate their behaviour on a real data set of daily rainfalls in the Cévennes-Vivarais region.*

*Key-words : Risk measure, heavy-tailed distributions, kernel estimators, extreme-value statistics.*

## I INTRODUCTION

La maîtrise des risques est un sujet de préoccupation aussi bien en hydrologie, qu'en finance et en actuariat. Se prémunir des risques en finance et en actuariat est primordial pour respectivement se prévenir des crises financières ou d'importants sinistres à rembourser. En hydrologie, l'étude des pluies et débits extrêmes est d'un grand intérêt afin d'anticiper des catastrophes telles que des inondations et ainsi permettre l'aménagement du territoire. On appelle mesure de risque une fonction associant à une variable aléatoire $Y$ une valeur positive ou nulle quantifiant le risque. La plus utilisée d'entre elles est la Value-at-Risk au niveau $\alpha \in ]0, 1[$ notée VaR($\alpha$) voir [Morgan, 1997] et [Jorion, 2007] pour plus de détails. Elle représente le quantile d'ordre $\alpha$ de la fonction de survie $\bar{F}(y) = P(Y > y)$ de la variable aléatoire $Y$ et elle est définie par :

$$VaR(\alpha) := \bar{F}^{-1}(\alpha).$$

Soit $Y$ une variable aléatoire désignant une hauteur de pluie. En hydrologie il est classique de s'intéresser à l'estimation de la hauteur de pluie journalière pouvant être dépassée en moyenne une fois toutes les $N$ années, par exemple tous les 100 ans, on parle dans ce cas de pluie centennale. Statistiquement parlant, cela revient à estimer le quantile des précipitations d'ordre 1/(365.25*$N$) appelé niveau de retour à $N$ ans. On notera donc que la VaR coïncide avec le niveau de retour.

On trouve dans la littérature une liste de propriétés que doit vérifier une mesure de risque pour être cohérente voir [Artzner, 1999]. Une des conditions est la sous-additivité ; pour deux variables aléatoires $Z$ et

*T*, une mesure de risque ρ est dite sous-additive si ρ(Z)+ρ(T)≥ρ(Z+T). Il s'avère que la VaR n'est pas cohérente car elle n'est pas toujours sous-additive. Un autre point de critique envers la VaR est le fait qu'elle ne fournit pas d'information sur ce qui se passe dans la queue de distribution. En effet, des lois à queues légères et des lois à queues lourdes peuvent avoir la même VaR voir [Tasche, 2002]. Cette mesure de risque ne fournit qu'une information ponctuelle et donc sous-estime l'impact des pluies extrêmes.

Dans le but de trouver une alternative à la Value-at-Risk et de prendre en compte les incertitudes sur les événements extrêmes, d'autres mesures de risque cohérentes et tenant compte de l'information contenue dans la queue de distribution ont été introduites. Nous nous proposons de faire le lien entre les mesures de risque utilisées en finance et en actuariat et le risque en hydrologie. Ces nouveaux outils apportent de nouvelles informations dans le cadre de la prévention des risques.

Ainsi, la Conditional Tail Expectation (voir [Landsman, 2003] et [Brazaukas, 2008]) au niveau $\alpha\in]0, 1[$ notée CTE(α) est une mesure de risque définie par :

$$CTE(\alpha) := \mathrm{E}(Y \mid Y > VaR(\alpha)).$$

C'est une mesure de risque cohérente. Elle donne des informations sur la distribution de *Y* au-delà de la VaR(α) et donc contrairement à la VaR(α), sur l'épaisseur de la queue de distribution. Elle est aussi appelée Tail-Value-at-Risk ou Tail Conditional Expectation ou encore Expected Shortfall. Pour un niveau $\alpha\in]0,1[$, elle représente la moyenne des (1-α)100% précipitations plus élevées que le niveau de retour.

## II MESURES DE RISQUE EXTREMES AVEC COVARIABLE

L'apport nouveau de ce travail consiste à appliquer les mesures de risque utilisées en finance à l'hydrologie. Plus précisément, on s'intéresse à l'estimation de ces mesures de risque dans le cas de pluies extrêmes modélisées par une variable aléatoire *Y* et prenant en compte les facteurs géographiques modélisés par une covariable $X\in\mathrm{R}^p$. Pour cela on remplace α par une suite $\alpha_n \to 0$ quand la taille *n* de l'échantillon augmente.

Rappelons que l'estimation de la VaR des pluies extrêmes en présence d'une covariable pour des lois à queues lourdes a déjà été étudiée dans [Daouia, 2011].

La fonction de répartition de la loi conditionnelle de *Y* sachant *X*=*x* est notée $F(y|x)=\mathrm{P}(Y<y|X=x)$. On définit le moment conditionnel d'ordre $a\geq 0$ de *Y* sachant $Y>y>0$ par :

$$\varphi_a(y \mid x) = \mathrm{E}\left(Y^a \mathbf{1}\{Y > y\} \mid X = x\right), \tag{1}$$

L'ordre $a\geq 0$ est tel que le moment conditionnel d'ordre *a* existe. En particulier si *a*=0, on a $\varphi_0(y \mid x) = \bar{F}(y \mid x) = 1 - F(y \mid x)$. Pour tout $x\in\mathrm{R}^p$, la fonction :

$$VaR(\alpha \mid x) := \varphi_0^{-1}(\alpha \mid x),$$

est appelée quantile conditionnel. On dit d'un quantile conditionnel qu'il est extrême lorsque $\alpha=\alpha_n \to 0$ quand $n \to \infty$. Ainsi la CTE en présence d'une covariable pour des quantiles conditionnels extrêmes s'écrit :

$$CTE(\alpha_n \mid x) := \frac{1}{\alpha_n}\varphi_1\left(\varphi_0^{-1}(\alpha_n \mid x) \mid x\right).$$

Tout comme la VaR(α|*x*), elle ne dépend que du moment conditionnel (1) c'est donc cette quantité que l'on va chercher à estimer dans un premier temps.

## III DEFINITION DES ESTIMATEURS ET LEURS PROPRIETES ASYMPTOTIQUES

Soient $\{(X_i, Y_i), i=1,\ldots,n\}$ des copies indépendantes du couple aléatoire $(X,Y) \in\mathrm{R}^p\times\mathrm{R}$ où *Y* est une variable d'intérêt associée à une covariable *X*. Afin d'estimer $\varphi_a(.\mid x)$ , on se propose d'utiliser un estimateur à noyau classique. Il est défini pour $(x,y) \in\mathrm{R}^p\times\mathrm{R}$ par :

$$\hat{\varphi}_{a,n}(y \mid x) = \frac{\sum_{1}^{n} K_h(x - X_i) Y_i^a \mathbf{1}\{Y_i > y\}}{\sum_{1}^{n} K_h(x - X_i)}, \tag{2}$$

où $\mathbf{1}\{.\}$ est la fonction indicatrice et $h=h_n$ est une suite non aléatoire telle que $h \to 0$ quand $n \to \infty$ appelée paramètre de lissage. On a également introduit $K_h(t) = K(t/h)/h^p$ où la fonction $K$ appelée noyau est une densité de probabilité sur $\mathrm{R}^p$. Cet estimateur consiste à faire la moyenne des observations $(X_i, Y_i)$ pour lesquelles $X_i$ est proche de $x$ et $Y_i$ plus grand que $y$. Le terme $K_h(x - X_i)$ donne plus de poids aux $X_i$ les plus proches de $x$. Il permet également de calculer l'estimateur pour tout $x$, y compris pour les points où l'on ne dispose pas de mesure $X_i$.

Puisque $\hat{\varphi}_{a,n}(.\mid x)$ est une fonction décroissante, on peut définir un estimateur de $\varphi_a^{-1}(\alpha \mid x)$ pour $\alpha \in ]0,1[$ par $\hat{\varphi}_{a,n}^{-1}(\alpha \mid x)$. Les deux estimateurs $\hat{\varphi}_{a,n}(.\mid x)$ et $\hat{\varphi}_{a,n}^{-1}(.\mid x)$ nous permettent d'estimer toutes les mesures de risque basées sur les moments conditionnels et en particulier on a :

$$VaR_n(\alpha_n \mid x) := \hat{\varphi}_{0,n}^{-1}(\alpha_n \mid x),$$

$$CTE_n(\alpha_n \mid x) := \frac{1}{\alpha_n} \hat{\varphi}_{1,n}\left(\hat{\varphi}_{0,n}^{-1}(\alpha_n \mid x) \mid x\right).$$

La normalité asymptotique des estimateurs ci-dessus est établie dans le cas où la loi conditionnelle de $Y$ sachant $X=x$ est à queue lourde. Comme exemple de lois à queues lourdes on pourra citer la loi de Fréchet et la loi de Pareto. Cela revient à supposer que la fonction de survie conditionnelle de $Y$ sachant $X=x$ est à variations régulières d'indice $-1/\gamma(x)$ à l'infini, voir [Bingham, 1987] pour plus de détails sur les fonctions à variations régulières. Cela signifie que pour tout $y>0$, on a :

$$\bar{F}(y \mid x) = 1 - F(y \mid x) \approx y^{-1/\gamma(x)},$$

avec $\gamma(.)$ une fonction inconnue et positive de la covariable $x$ que l'on appelle « indice de queue conditionnel » ou « indice des valeurs extrêmes conditionnel » [Gardes, 2008]. L'épaisseur de la queue de distribution augmente avec l'indice des valeurs extrêmes. L'exposant $1/\gamma(x)$ est aussi appelé dimension fractale voir [Turcotte, 1993] et [Bernardara, 2008].

Dans [El Methni, 2013] on donne des conditions suffisantes pour avoir les convergences en loi de nos estimateurs. En introduisant une suite $(\alpha_n)_{n\geq 1}$ telle que $\alpha_n \to 0$ et $nh^p\alpha_n \to \infty$ quand $n \to \infty$, on a alors :

$$\sqrt{nh^p\alpha_n}\left(\frac{CTE_n(\alpha_n \mid x)}{CTE(\alpha_n \mid x)} - 1\right) \xrightarrow{d} \mathrm{N}\left(0, \frac{2(1-\gamma(x))\gamma(x)^2}{1-2\gamma(x)} \frac{\|K\|_2^2}{g(x)}\right),$$

pour tout $x \in \mathrm{R}^p$ tel que la densité $g(x)$ de $X$ est positive et $0<\gamma(x)<1/2$.

Remarquons que la variance asymptotique est grande pour des points $x$ où la densité de points $g(x)$ est faible ou lorsque l'épaisseur de la queue (donnée par $\gamma(x)$) est grande. Pour quantifier l'incertitude de notre estimateur de la CTE, on dispose donc de l'intervalle de niveau de confiance IC à $(1-\eta)\%$ en chaque point $x$ qui est donné par :

$$\mathrm{IC}_{1-\eta}(x) = CTE_n(\alpha_n \mid x)\left(1 \pm \|K\|_2 \phi^{-1}\left(1 - \frac{\eta}{2}\right)\hat{\gamma}_n(x)\sqrt{\frac{2(1-\hat{\gamma}_n(x))}{nh^p\alpha_n\hat{g}_n(x)(1-2\hat{\gamma}_n(x))}}\right)$$

où $\hat{g}_n(x) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} K_h(x - X_i)$ est un estimateur à noyau de la densité $g(x)$ et $\phi$ est la fonction de répartition de la loi Normale centrée réduite.

La condition $nh^p\alpha_n \to \infty$ est restrictive sur le choix de $\alpha_n$, impliquant une borne inférieure sur $\alpha_n$. Cette restriction est une conséquence de l'estimateur à noyau (2) qui ne permet pas d'extrapoler au-delà du

maximum de l'échantillon dans la boule *B(x,h)*. En conséquence, $\alpha_n$, doit être un ordre de quantile extrême se trouvant dans l'échantillon. Afin de s'affranchir de cette condition et de pouvoir estimer des mesures de risque pour un niveau de confiance arbitrairement petit on introduit alors une méthode d'extrapolation inspirée de l'estimateur de Weissman [Weissman, 1978] :

$$\begin{aligned} VaR_n^W(\beta_n \mid x) &:= VaR_n(\alpha_n \mid x)\left(\frac{\alpha_n}{\beta_n}\right)^{\hat{\gamma}_n(x)}, \\ CTE_n^W(\beta_n \mid x) &:= CTE_n(\alpha_n \mid x)\left(\frac{\alpha_n}{\beta_n}\right)^{\hat{\gamma}_n(x)}, \end{aligned} \tag{3}$$

où $0 < \beta_n < \alpha_n$ et où $\hat{\gamma}_n(x) = \frac{1}{12.8}\sum_{j=1}^{9}\left(\log\left(VaR_n(\alpha_n / j \mid x)\right) - \log\left(VaR_n(\alpha_n \mid x)\right)\right)$ est un estimateur de l'indice de queue conditionnel. C'est un estimateur de type Hill adapté à la présence d'une covariable voir [Gardes, 2008]. On pourra se reporter à [Bernardara, 2008] qui compare quatre estimateurs de l'indice des valeurs extrêmes $\gamma$ dans le cas de lois à queues lourdes sans covariable : par maximum de vraisemblance, par la méthode des L-moments, à l'aide de l'estimateur de Hill (voir [Hill, 1975]) et à l'aide de l'estimateur de Hill généralisé. Le terme d'extrapolation $(\alpha_n / \beta_n)^{\hat{\gamma}_n(x)}$ permet d'estimer la CTE pour un niveau $\beta_n$ arbitrairement petit. La loi asymptotique de cet estimateur de type Weissman est établie dans [El Methni, 2013]. On est ainsi capable d'estimer les mesures de risque de cet article pour un niveau $\beta_n$ arbitrairement petit.

## IV APPLICATIONS

On se propose d'illustrer le comportement et l'efficacité de nos estimateurs sur un jeu de données pluviométriques provenant de la région Cévennes-Vivarais (Sud de la France). Ce jeu de données nous provient de Météo-France. Il consiste en des relevés journaliers de pluie mesurés en 523 stations de 1958 à 2000. Dans ce contexte, la variable d'intérêt *Y* est la hauteur de pluie donnée en millimètres (mm). Le nombre de mesures varie en chaque station, le nombre total étant *n*=5513734. Pour covariable on prendra les coordonnées géographiques des stations. L'ensemble des stations est représenté sur la Figure 1 ci-dessous.

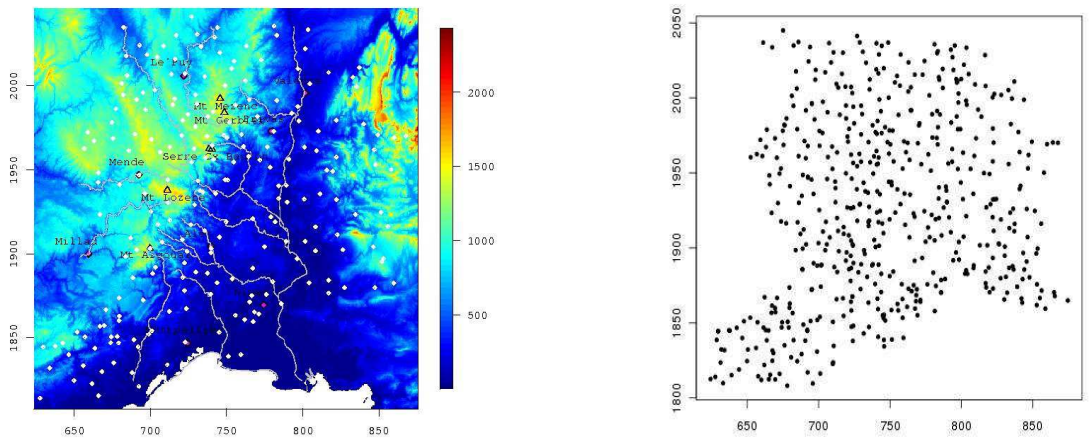


Figure 1 : A gauche: Carte de la région géographique d'intérêt avec quelques stations d'observations (losanges blancs) représentées en fonction de leurs coordonnées géographiques. Horizontalement on a la longitude (en kilomètres), verticalement la latitude (en kilomètres) et en échelle de couleurs l'altitude (en mètres). Sur la carte, les montagnes sont représentées par des triangles, les cours d'eau par des lignes grises et les principales villes par des losanges roses. A droite: l'ensemble des 523 stations d'intérêt.

Les précipitations extrêmes dans la région Cévennes-Vivarais ont déjà fait l'objet de diverses études [Bois, 1997] et [Gardes, 2010]. Les premiers contributeurs ont utilisé un jeu de données de pluies horaires mesurées entre les années 1948 et 1991 sur 48 stations. Ils se sont intéressés au niveau de retour à 10 ans des précipitations qu'ils ont estimé en ajustant une loi de Gumbel aux données et en utilisant une méthode de krigeage [Krige, 1951]. Les seconds contributeurs ont supposé que les pluies extrêmes pouvaient être modélisées par une loi à queue lourde. Partant d'un jeu de données de pluies horaires mesurées entre les années 1993 et 2000 sur 142 stations, ils ont estimé le niveau de retour à 10 ans des précipitations par la méthode des plus proches voisins. Les résultats obtenus permirent à ces auteurs de remettre en cause l'hypothèse selon laquelle la loi des précipitations dans la région Cévennes-Vivarais est une loi à queue légère. Compte tenu de ce travail, nous avons alors supposé que la loi des pluies journalières dans cette région était à queue lourde.

Notre but est d'estimer des mesures de risque pour des extrêmes pluviométriques en des sites où il n'y a pas de station. Nos estimateurs de mesures de risque dépendent principalement des deux paramètres de contrôle $h$ et $\alpha_n$. Le choix de $\alpha_n$ est un problème classique en théorie des valeurs extrêmes. En particulier une valeur de $\alpha_n$ trop grande engendre une grande variance (car on dispose de peu d'observations) et une valeur trop petite un biais important (car on sort de la queue de distribution). De même le problème du choix de $h$ qui contrôle le degré de lissage est classique en statistique non-paramétrique. Afin de choisir ces paramètres en pratique, on a mis en place une procédure de validation croisée de type « leave-one-out » nous donnant simultanément les valeurs optimales à prendre pour la mise en application. La procédure est décrite avec précision dans [El Methni, 2013]. L'efficacité de nos estimateurs et de la procédure y est aussi illustrée sur des simulations. On obtient comme valeur pour nos deux paramètres de contrôle $\alpha_n$ = 1/(365.25*3) correspondant à un niveau de retour à 3 ans. En ce qui concerne le lissage on obtient h=24 km correspondant au rayon de la boule délimitant les informations que l'on utilisera pour effectuer l'interpolation par noyau, voir Figure 2.

Nos estimateurs de mesures de risque sont calculés sur une grille régulière couvrant la région géographique d'intérêt. Cette grille consiste en 200 x 200 sites. Dans notre cas on se limite à une covariable $X$ à $p$=2 dimensions qui dépend de la longitude $z_1$ et de la latitude $z_2$. Nous pouvons alors obtenir une estimation de $\gamma(x)$ voir Figure 3.

Pour illustrer notre estimation et donc la manière avec laquelle on interpole par noyau on procède comme suit : - Etape 1 : On se place au point $g$ de la grille qui sera le centre de la boule.

- Etape 2 : On fixe le rayon $h$ de la boule de centre g que l'on notera $B(g,h)$.
- Etape 3 : On ne sélectionne que les stations $x_t$ pour lesquelles $x_t \in B(g,h)$.

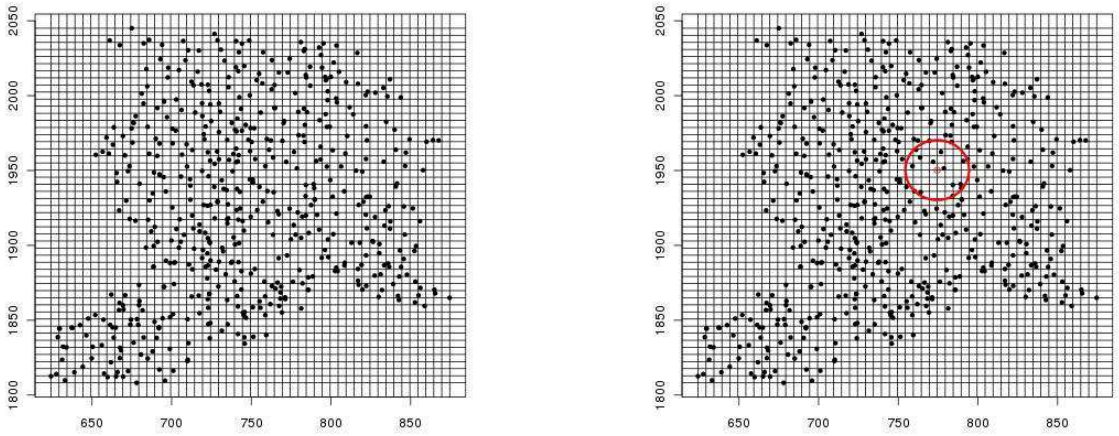


Figure 2 : A gauche : les 523 stations d'intérêt et la grille régulière couvrant la région géographique d'intérêt. A droite : la boule $B(g,h)$ où l'on effectue l'interpolation.

On a choisi pour noyau, un noyau bi-quadratique : $K(x) = K(z_1, z_2) = \frac{15}{16}\left(1-\left(z_1^2+z_2^2\right)\right)^2 \mathbf{1}\left\{z_1^2+z_2^2 \le 1\right\}$.

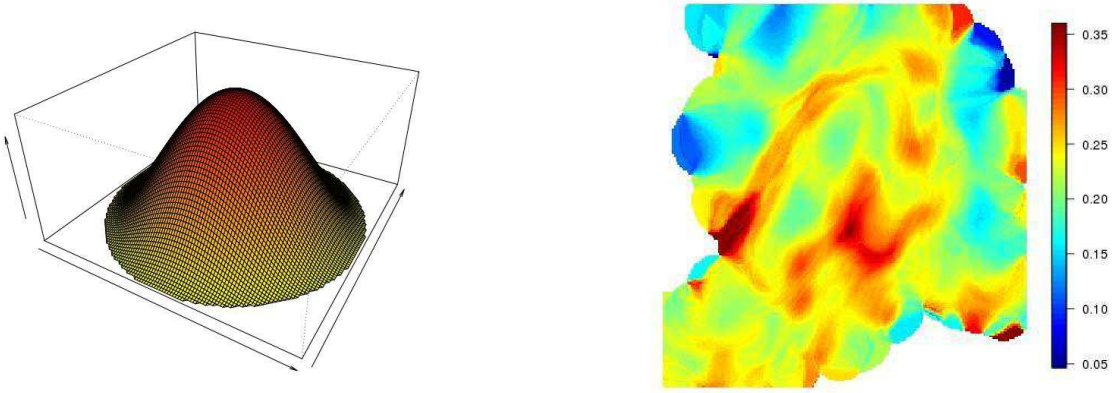


Figure 3 : A gauche : représentation du noyau bi-quadratique. A droite : carte d'estimation de $\gamma(x)$.

On remarque que, sur toute la grille, l'estimation de $\gamma(x)$ est significativement inférieure à 1/2 on peut ainsi utiliser nos estimateurs de mesures de risque. Dans [Ceresetti, 2012] les auteurs identifient une différence de la distribution des pluies extrêmes entre les plaines et les régions montagneuses. Ils en concluent que les valeurs prises par $\gamma$ peuvent être très différentes selon la position géographique. On remarque ici que les plus fortes valeurs de $\gamma(x)$ ne se situent pas sur les sommets des Cévennes mais à leurs pieds ce qui est en accord avec les travaux de [Ceresetti, 2012].

Afin de vérifier que l'indice de queue conditionnel n'est pas constant sur la région étudiée nous avons calculé les intervalles de confiance à 95% en chaque site et il s'est avéré qu'il n'y avait aucune valeur commune aux intervalles, on ne peut donc pas supposer $\gamma(x)$ constant sur toute la grille. Afin d'extrapoler et de pouvoir utiliser notre estimateur de type Weissman (3), il faut auparavant calculer le niveau de retour à 3 ans et la CTE correspondante. On remarque que les plus forts niveaux de retour de pluies ainsi que les plus fortes valeurs de la CTE correspondante se situent sur les sommets des Cévennes. Les résultats sont donnés dans la Figure 4.

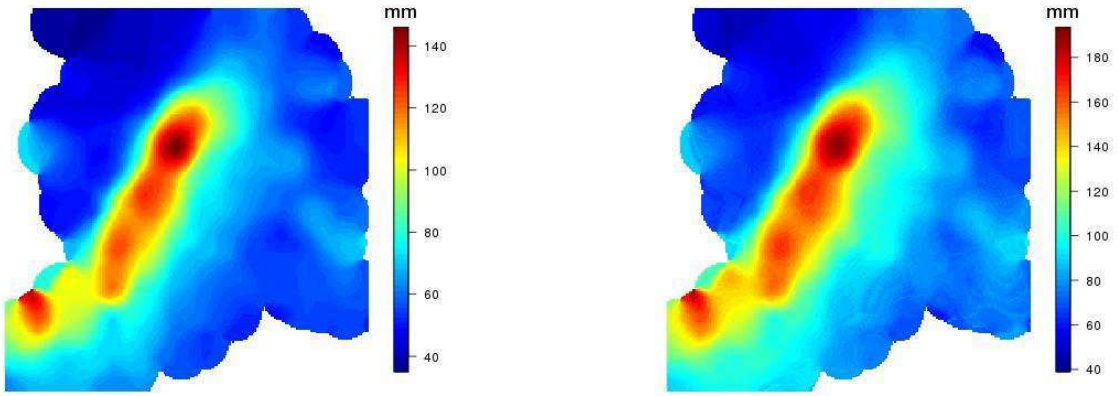


Figure 4 : A gauche : carte du niveau de retour à 3 ans. A droite : carte de la CTE correspondant à un niveau de retour à 3 ans.

On peut maintenant extrapoler nos estimations et ainsi passer à l'estimation d'une pluie centennale autrement dit un niveau de retour à 100 ans et également calculer la CTE correspondante à ce niveau de retour, voir Figure 5. La CTE est un complément au niveau de retour permettant de mieux mesurer la lourdeur de la queue de distribution et ainsi repérer les zones où les pluies sont plus importantes.

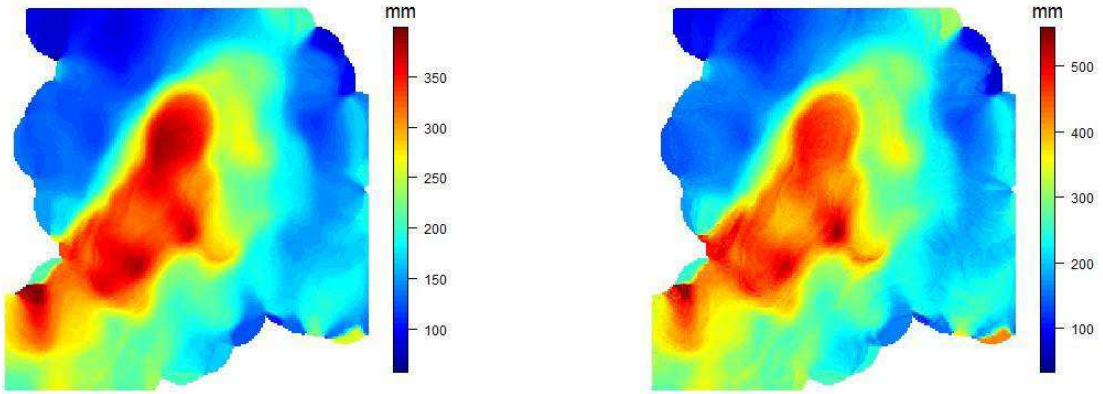


Figure 5 : A gauche : carte du niveau de retour à 100 ans. A droite : carte de la CTE correspondant à un niveau de retour à 100 ans.

Il apparaît que le niveau de retour décroît globalement avec l'altitude ainsi les plus fortes valeurs se situent sur les principaux sommets des Cévennes que sont le Mont Mézenc, le Mont Gerbier de Jonc, la Croix de Bauzon, le Mont Lozère et le Mont Aigoual. Des résultats similaires ont été obtenus dans [Ceresetti, 2012] où les auteurs utilisent une technique de krigeage [Krige, 1951]. La dérive du taux de précipitations en fonction de l'altitude est en adéquation avec les statistiques descriptives des précipitations dans la région Cévennes-Vivarais voir [Molinié, 2012]. Tout comme pour le niveau de retour, il apparaît que la CTE augmente globalement avec l'altitude même si les plus fortes valeurs se situent aux pieds des massifs. Cela s'explique par le rôle prépondérant joué par l'estimation de $\gamma(x)$ dans l'extrapolation. Notons que les amplitudes des précipitations sont très différentes pour les deux mesures de risque. En effet pour le niveau de retour on a un maximum qui se situe aux alentours de 350 mm alors que pour la CTE correspondante il est proche de 500 mm. On peut aussi remarquer que les endroits à risque ne sont pas exactement les mêmes.

## V CONCLUSIONS

Ce travail nous a permis de faire le lien entre les mesures de risque utilisées en finance et en actuariat et le risque en hydrologie. Nous avons ainsi introduit une nouvelle méthode statistique permettant d'estimer des mesures de risque extrêmes en des sites où l'on ne dispose pas de stations de mesure. Ces mesures de risque sont un nouvel outil dans la prévention des risques en hydrologie. Plus particulièrement on a pu présenter une application à la région Cévennes-Vivarais en comparant l'estimation du niveau de retour à 100 ans et de la CTE correspondante.

Il serait très intéressant de prendre d'autres covariables en compte. Par exemple on pourrait tenir compte de l'altitude, l'orientation par rapport à la mer ou encore le type de temps. Pour cela il nous faudrait définir de nouvelles distances. On pourrait par exemple se servir de la distance du randonneur pour la prise en compte de l'altitude et de l'éloignement entre deux points. Notre jeu de données consistant en seulement 42 ans de valeurs quotidiennes, il n'y a pas de tendance globale sur une si courte période. Nos résultats ont été obtenus sous hypothèse d'indépendance et de stationnarité temporelle. Afin de prendre en compte la saisonnalité des données on envisagera l'utilisation de méthodes de stationnarisation issues de la statistique des séries temporelles.

## VI REFERENCES

Artzner P., Delbaen F., Eber J.M., Health D. (1999). – Coherent measure of risk. *Mathematical Finance*, **9**:203-228.

Bernardara P., Schertzer D., Sauquet E., Tchiguirinskaia I., Lang M. (2008). – The flood probability distribution tail : how heavy is it? *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, **22**:107-122.

Bingham N.H., Goldie C.M., Teugels J.L. (1987). – *Regular Variation.* Cambridge University Press.

Bois P., Obled C., de Saintignon M., Mailloux H. (1997). – Atlas expérimental des risques de pluies intenses dans la région Cévennes_Vivarais. *Pôle Grenoblois d'études et de recherche pour la prévention des risques naturels,* Grenoble 2ème édition.

Brazaukas V., Jones B., Puri L., Zitikis R. (2008). – Estimating conditional tail expectation with actuarial applications in view. *Journal of Statistical Planning and Inference*, **128**:3590-3604.

Ceresetti D., Ursu E., Carreau J., Anquetin S., Creutin J.D., Gardes L., Girard S., Molinié G. (2012). – Evaluation of classical spatial-analysis schemes of extreme rainfall. *Natural Hazards and Earth System Sciences*, **12**:3229-3240.

Daouia A., Gardes L., Girard S., Lekina A. (2011). – Kernel estimators of extreme level curves. *Test*, **20**:311-333.

El Methni J., Gardes L., Girard S. (2013). – Non parametric estimation of extreme risk measures from conditional heavy-tailed distributions. *Research report,* http://hal.archives-ouvertes.fr/.

Gardes L. et Girard S. (2008). – A moving window approach for nonparametric estimation of the conditional tail index. *Journal of Multivariate Analysis*, **99**:2368-2388.

Gardes L. et Girard S. (2010). – Conditional extremes from heavy-tailed distributions : an application to the estimation of extreme rainfall return levels. *Extremes*, **13**:177-204.

Hill B.M. (1975). – A simple general approach to inference about the tail of a distribution. *The annals of statistics*, **3**:1163-1174.

Jorion P. (2007). – *Value at risk: the new benchmark for managing financial risk.* McGraw Hill New York.

Krige D.G. (1951). – A statistical approach to some basic mine valuation problems on the witwatersrand. *Journal of the Chemical , Metallurgical and Mining Society of South Africa*, **52**:119-139.

Landsman Z. et Valdez E.A. (2003). – Tail conditional expectations for elliptical distributions. *North American Actuarial Journal*, **7**:55-71.

Molinié G., Yates E., Ceresetti D., Anquetin S., Boudevillain B, Creutin J.D., Bois P. (2012). – Rainfall regimes in a mountainous mediterranean region : Statistical analysis at short time steps. *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, **51**:429-448.

Morgan J.P. (1997). – *CreditMetrics-Technical Document.* JP Morgan New York.

Tasche D. (2002). – Expected shortfall and beyond. *Journal of Banking and Finance*, 26:1519-1533.

Turcotte D.L. et Greene A. (1993). – Scale-invariant approach to flood frequency analysis. *Stochastic Hydrology and Hydraulics*, **7**:33-40.

Weissman I. A. (1978). – Estimation of parameters and large quantiles based on the *k* largest observations. *Journal of American Statistical Association*, **73**:812-815.