



HAL
open science

Vers la modélisation statistique de précipitations urbaines à fine échelle spatio-temporelle

Chloé Serre-Combe, Nicolas Meyer, Thomas Opitz, Gwladys Toulemonde

► To cite this version:

Chloé Serre-Combe, Nicolas Meyer, Thomas Opitz, Gwladys Toulemonde. Vers la modélisation statistique de précipitations urbaines à fine échelle spatio-temporelle. RESSTE 2023 - Journée "Événements extrêmes et risques", Jun 2023, Marseille, France. <hal-04374066>

HAL Id: hal-04374066

<https://hal.science/hal-04374066v1>

Submitted on 8 Jan 2024

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.



HAL Authorization

VERS LA MODÉLISATION STATISTIQUE DE PRÉCIPITATIONS URBAINES À FINE ÉCHELLE SPATIO-TEMPORELLE

1^{er} Juin 2023 – Journée RESSTE

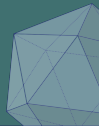
Chloé SERRE-COMBE¹, Nicolas MEYER², Thomas OPITZ³ et Gwladys TOULEMONDE⁴

^{1,2,4} LEMON, Inria et IMAG, Université de Montpellier

³ INRAE Avignon, BioSp



IMAG
INSTITUT MONTPELLIERAIN
ALEXANDER GOETHEBIECK

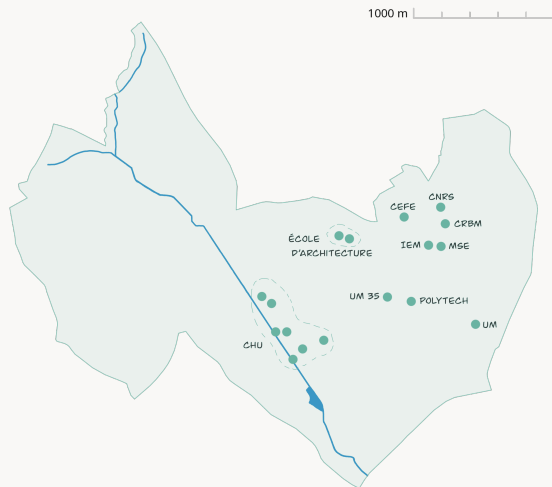


2 km



- ▶ **Situation géographique :**
Bassin versant du Verdanson, affluent du Lez, situé en zone urbaine
- ▶ **Contexte :**
Épisodes méditerranéens, risque de submersion des routes

STATIONS DE MESURES



17 pluviomètres

- ▶ **Source :** Observatoire urbain de l'HydroScience Montpellier¹
- ▶ **Période :** 2019 à 2022
- ▶ **Fine échelle temporelle :**
À la minute avec agrégation à 5 minutes
- ▶ **Fine échelle spatiale :**
Inter-distance entre 77 et 1531 mètres

¹FINAUD-GUYOT et al. 2023

Generalized Pareto Distribution

$$\bar{H}_\xi \left(\frac{y}{\sigma} \right) = \begin{cases} \left(1 + \xi \frac{y}{\sigma} \right)_+^{-1/\xi} & \text{si } \xi \neq 0, \\ e^{-\frac{y}{\sigma}} & \text{si } \xi = 0, \end{cases}$$

où $a_+ = \max(a, 0)$ et $y > 0$

- ▶ Modélise les pluies extrêmes
- ▶ Dépend d'un choix de seuil

Generalized Pareto Distribution

$$\bar{H}_\xi \left(\frac{y}{\sigma} \right) = \begin{cases} \left(1 + \xi \frac{y}{\sigma} \right)_+^{-1/\xi} & \text{si } \xi \neq 0, \\ e^{-\frac{y}{\sigma}} & \text{si } \xi = 0, \end{cases}$$

où $a_+ = \max(a, 0)$ et $y > 0$

- ▶ Modélise les pluies extrêmes
- ▶ Dépend d'un choix de seuil



Extended GPD¹

$$F_Y(y) = G \left(H_\xi \left(\frac{y}{\sigma} \right) \right),$$

avec $G(x) = x^\kappa$

- ▶ Modélise les pluies hautes et modérées
- ▶ Évite le choix d'un seuil

¹NAVEAU et al. 2016

AJUSTEMENT D'UNE EGPD

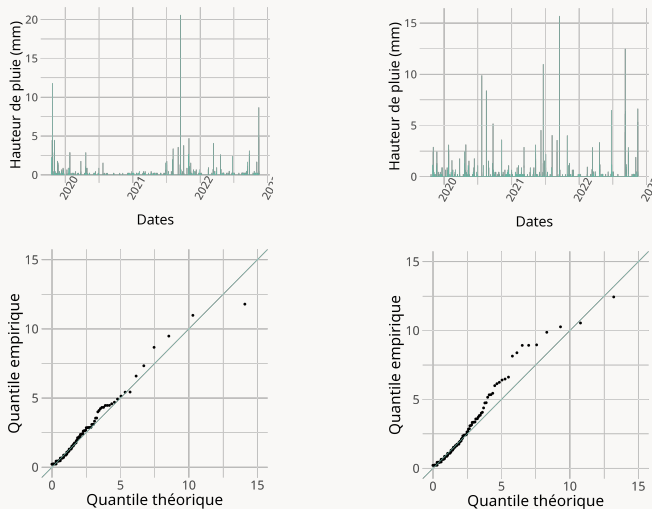


Figure – Ajustement sur les sites du CNRS et de Polytech
($\hat{\kappa} = 0.56$, $\hat{\sigma} = 0.26$ et $\hat{\xi} = 0.51$)

Mesure de dépendance extrême

Soit (U, V) un couple de v.a. uniformes sur $[0, 1]$. On a

$$\chi = \lim_{u \rightarrow 1} \chi(u), \quad \text{avec} \quad \chi(u) = \mathbb{P}(U > u \mid V > u)$$

Variogramme

Soit $X = \{X(s), s \in \mathcal{S}\}$ un processus. Pour tout $v \in \mathcal{S}$, le variogramme γ est défini

$$2\gamma(v) = \mathbb{V}(X(s+v) - X(s))$$

Cadre: $X = \{X(s, t), (s, t) \in \mathcal{S} \times [0, \infty)\}$ un processus max-stable de Brown-Resnick, strictement stationnaire et isotrope (BUHL et al. 2019).

Extrémogramme spatio-temporel d'un processus de Brown-Resnick

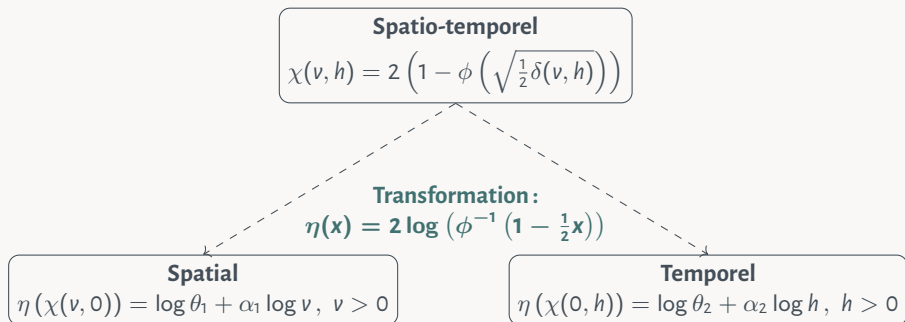
Soient $v \geq 0$ un lag spatial et $h \geq 0$ un lag temporel. On a

$$\chi(v, h) = 2 \left(1 - \phi \left(\sqrt{\frac{1}{2} \delta(v, h)} \right) \right)$$

avec ϕ la f.d.r. d'une loi normale centrée-réduite et δ le variogramme associé.

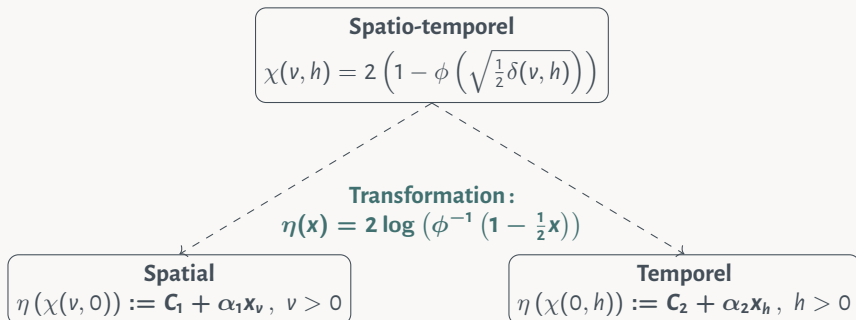
MODÉLISATION DE LA DÉPENDANCE SPATIO-TEMPORELLE

Hypothèse de séparabilité additive: $\frac{\delta(v,h)}{2} = \theta_1 v^{\alpha_1} + \theta_2 h^{\alpha_2}$, $0 < \alpha_1, \alpha_2 \leq 2$, $\theta_1, \theta_2 > 0$



MODÉLISATION DE LA DÉPENDANCE SPATIO-TEMPORELLE

Hypothèse de séparabilité additive: $\frac{\delta(v,h)}{2} = \theta_1 v^{\alpha_1} + \theta_2 h^{\alpha_2}$, $0 < \alpha_1, \alpha_2 \leq 2$, $\theta_1, \theta_2 > 0$



Modèle linéaire pondéré (BUHL et al. 2019)

ESTIMATION DE LA DÉPENDANCE SPATIALE

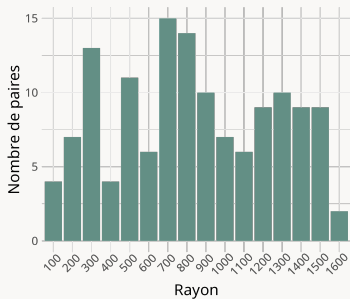
Considération de rayons autour de chaque site

Soit v un rayon.

L'ensemble des paires de même lag spatial v est

$$N(v) = \{(s_i, s_j) \mid \|s_i - s_j\| \in]v - \Delta v, v]\}$$

Nous prenons $\Delta v = 100$ mètres.



Extrémogramme spatial

Soit v fixé.

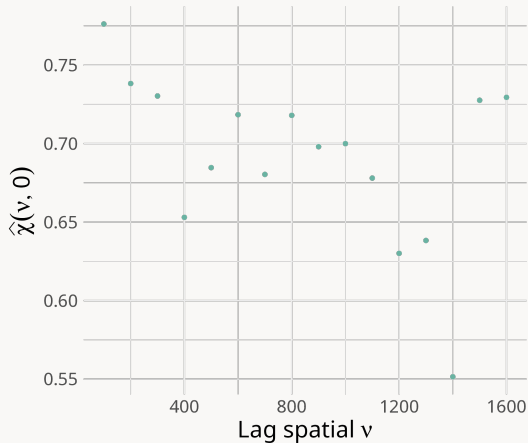
Pour tout temps t et pour tout $(s_i, s_j) \in N(v)$,

$$\chi_{ij,q}^{(t)}(v, 0) = \frac{\mathbb{P}(X(s_i, t) > q, X(s_j, t) > q)}{\mathbb{P}(X(s_i, t) > q)}$$

Estimateur :

$$\hat{\chi}_q^{(t)}(v, 0) = \frac{\frac{1}{|N(v)|} \sum_{i,j | (s_i, s_j) \in N(v)} \mathbb{1}\{X(s_i, t) > q, X(s_j, t) > q\}}{\frac{1}{|S|} \sum_{i=1}^{|S|} \mathbb{1}\{X(s_i, t) > q\}}$$

avec q un quantile assez grand.



MODÈLE LINÉAIRE PONDÉRÉ SPATIAL



Estimation des paramètres

$$\begin{pmatrix} \hat{C}_1 \\ \hat{\alpha}_1 \end{pmatrix} = \underset{C_1, \alpha_1}{\operatorname{argmin}} \sum_v w_v (\eta(\hat{x}(v, 0)) - (C_1 + \alpha_1 x_v))^2$$

Résultats

	Estimation	Écart-type
\hat{C}_1	-3.465***	0.605
$\hat{\alpha}_1$	0.242*	0.093

* p-value < 0.05; *** p-value < 0.001

ESTIMATION DE LA DÉPENDANCE TEMPORELLE

Nous prenons $\Delta h = 5$ minutes.

Extrémogramme temporelle

Soit h fixé.

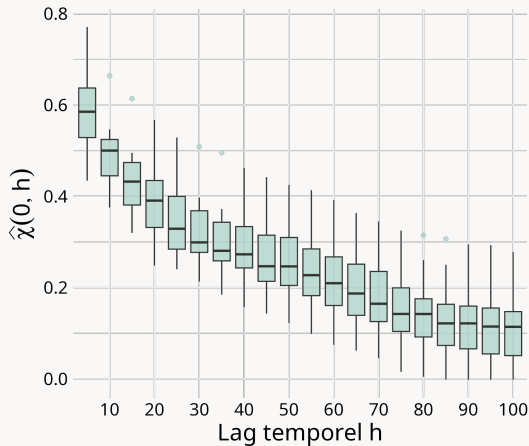
Pour tout site s on a

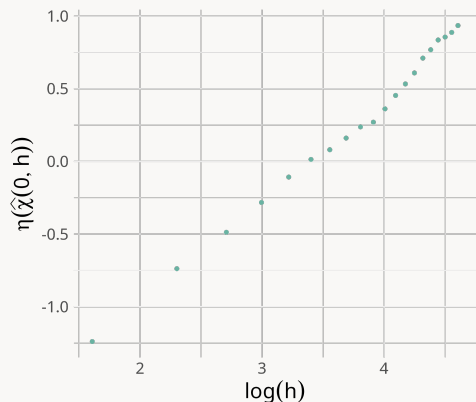
$$\chi_q^{(s)}(0, h) = \frac{\mathbb{P}(X(s, t) > q, X(s, t + h) > q)}{\mathbb{P}(X(s, t) > q)}$$

Estimateur :

$$\hat{\chi}_q^{(s)}(0, h) = \frac{\frac{1}{T-h} \sum_{k=1}^{T-h} \mathbb{1}\{X(s, t_k) > q, X(s, t_k + h) > q\}}{\frac{1}{T} \sum_{k=1}^T \mathbb{1}\{X(s, t_k) > q\}}$$

avec q un quantile assez grand et $t_k \in \{t_1, \dots, t_T\}$.





Estimation des paramètres

$$\begin{pmatrix} \hat{C}_2 \\ \hat{\alpha}_2 \end{pmatrix} = \underset{C_2, \alpha_2}{\operatorname{argmin}} \sum_h w_h (\eta(\hat{x}(0, h)) - (C_2 + \alpha_2 x_h))^2$$

Résultats

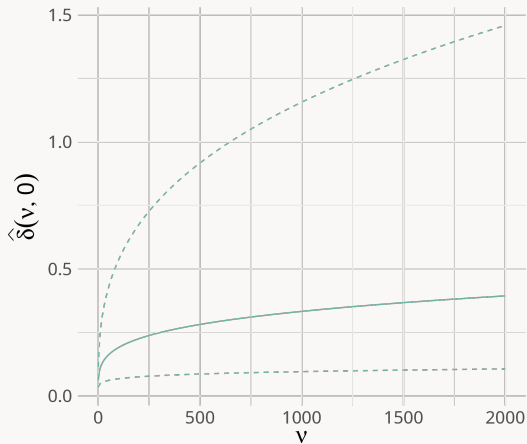
	Estimation	Écart-type
\hat{C}_2	-1.252***	0.023
$\hat{\alpha}_2$	0.702***	0.012

*** p-value < 0.001

VARIOGRAMME EMPIRIQUE

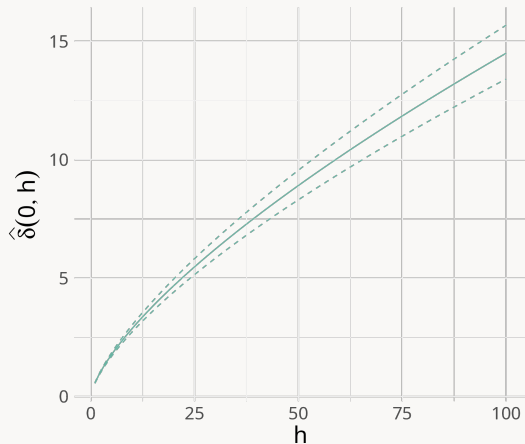
Spatial

$$\hat{\delta}(v, 0) = 2\hat{\theta}_1 v^{\hat{\alpha}_1}$$



Temporel

$$\hat{\delta}(0, h) = 2\hat{\theta}_2 h^{\hat{\alpha}_2}$$



- ▶ Structure des décalages spatiaux
- ▶ Cas de non séparabilité avec variogrammes plus complexes
- ▶ Structure anisotrope
- ▶ Modélisation multi-échelle

- BUHL, Sven et al. (2019). “Semiparametric estimation for isotropic max-stable space-time processes”. In : DOI : [10.3150/18-BEJ1061](https://doi.org/10.3150/18-BEJ1061).
- FINAUD-GUYOT, Pascal et al. (2023). *Rainfall data collected by the HSM urban observatory (OMSEV)*. DOI : [10.23708/67LC36](https://doi.org/10.23708/67LC36).
- NAVEAU, Philippe et al. (2016). “Modeling jointly low, moderate, and heavy rainfall intensities without a threshold selection”. In : *Water Resources Research*. DOI : [10.1002/2015WR018552](https://doi.org/10.1002/2015WR018552).