



HAL
open science

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. Modélisation statistique de précipitations urbaines à fine échelle spatio-temporelle. Workshop ANR MUFFINS, Sep 2023, Aix-en-Provence, France. hal-04374131

HAL Id: hal-04374131

<https://hal.science/hal-04374131v1>

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.

MODÉLISATION STATISTIQUE DE PRÉCIPITATIONS URBAINES À FINE ÉCHELLE SPATIO-TEMPORELLE

28 Septembre 2023

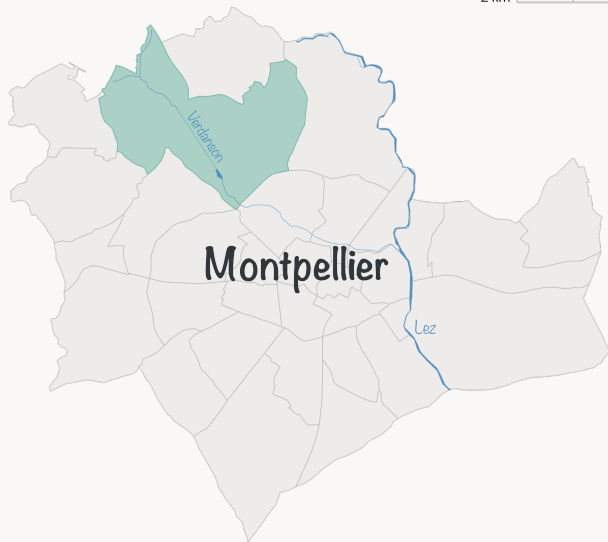
Chloé SERRE-COMBE¹ Nicolas MEYER¹ Thomas OPITZ² Gwladys TOULEMONDE¹

¹IMAG, Université de Montpellier, LEMON Inria

²INRAE, BioSP, Avignon

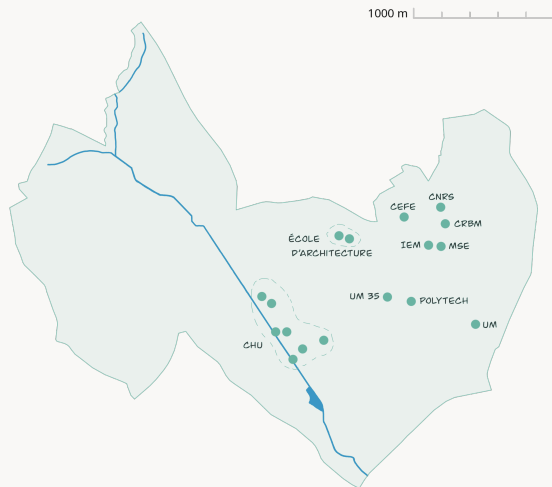


2 km



- ▶ **Situation géographique :**
Bassin versant du Verdanson, affluent du Lez, situé en zone urbaine
- ▶ **Contexte :**
Épisodes méditerranéens, risque d'inondations

STATIONS DE MESURES



- ▶ **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

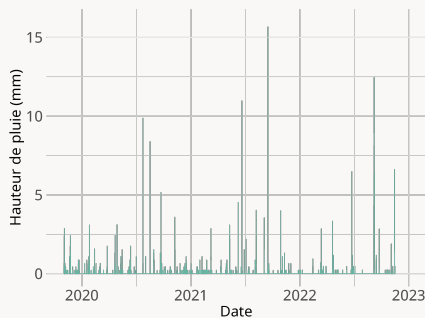
$$S = \{17 \text{ pluviomètres}\}$$

Generalized Pareto Distribution

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

où $a_+ = \max(a, 0)$, $\xi \in \mathbb{R}$, $\sigma > 0$ 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 $a_+ = \max(a, 0)$, $\xi \in \mathbb{R}$, $\sigma > 0$ 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 $G(x) = x^\kappa$, $\kappa > 0$

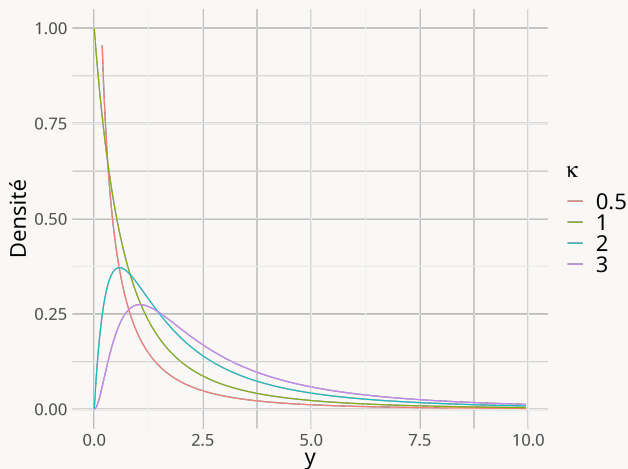
- ▶ Modélise les pluies hautes et modérées
- ▶ Évite le choix d'un seuil

¹NAVEAU et al. 2016

Generalized Pareto Distribution

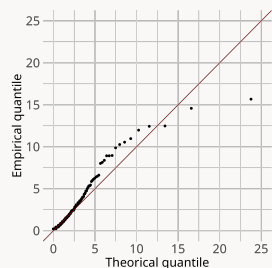
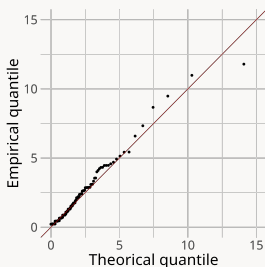
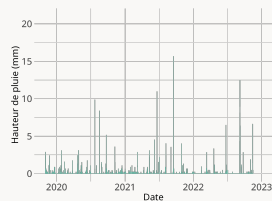
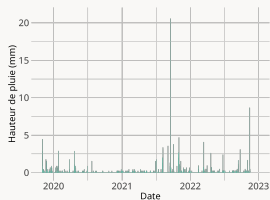


Extended GPD



$$\sigma = 1, \xi = 0.5$$

AJUSTEMENT D'UNE EGPD

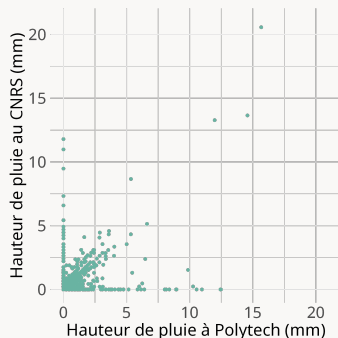


Ajustement sur les sites du CNRS et de Polytech
($\hat{\kappa} = 0.56$, $\hat{\sigma} = 0.26$ et $\hat{\xi} = 0.51$)

Mesure de dépendance extrême

Soient $U \sim \mathcal{U}(0,1)$ et $V \sim \mathcal{U}(0,1)$. On définit

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



Variogramme

Soit $X = \{X_s, s \in \mathcal{S}\}$ un processus. Pour tout lag spatial h , le variogramme γ est défini

$$2\gamma(h) = \mathbb{V}(X_{s+h} - X_s)$$

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

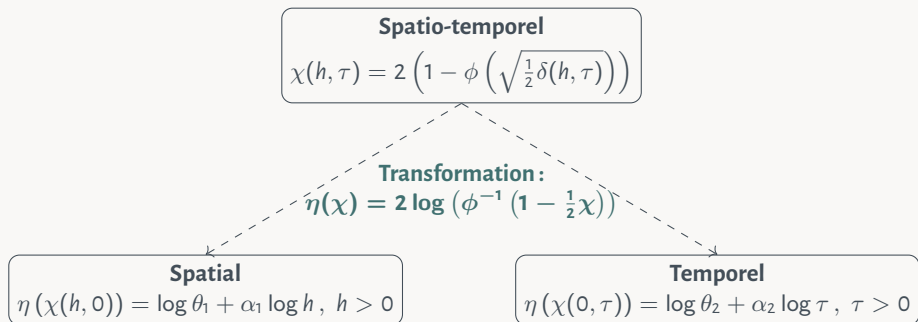
Soient $h \geq 0$ un lag spatial et $\tau \geq 0$ un lag temporel. On a

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

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

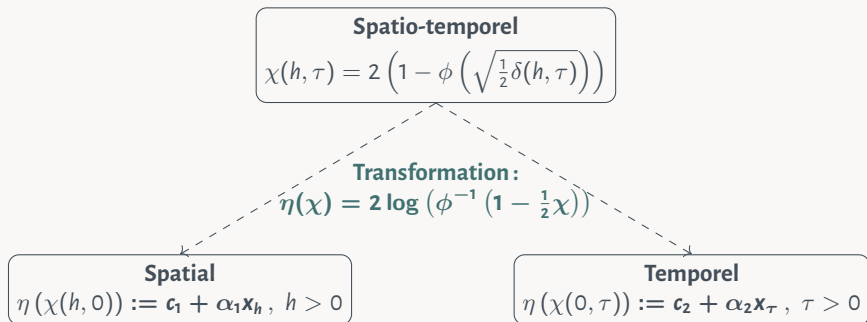
MODÉLISATION DE LA DÉPENDANCE SPATIO-TEMPORELLE

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



MODÉLISATION DE LA DÉPENDANCE SPATIO-TEMPORELLE

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



Modèle linéaire pondéré (BUHL et al. 2019)

ESTIMATION DE LA DÉPENDANCE SPATIALE

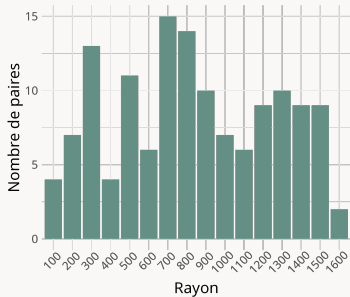
Considération de rayons autour de chaque site

Chaque lag h représente un rayon.

L'ensemble des paires de même lag spatial h est

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

Nous prenons $\Delta h = 100$ mètres.



Extrémogramme spatial

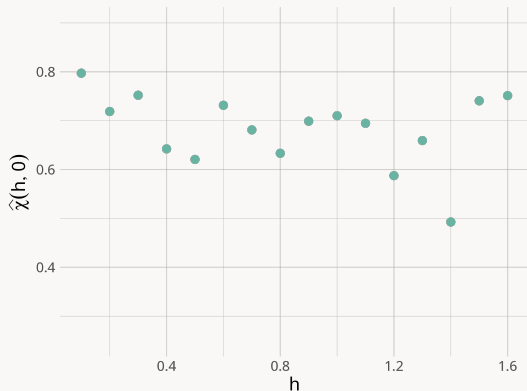
Pour tout temps t et pour tout $(s_i, s_j) \in N(h)$,

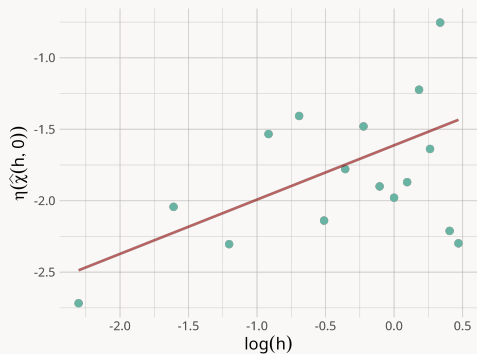
$$\chi_{ij,q}^{(t)}(h, 0) = \frac{\mathbb{P}(X_{s_i,t} > q, X_{s_j,t} > q)}{\mathbb{P}(X_{s_i,t} > q)}$$

Estimateur :

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

avec q un quantile assez grand.





Estimation des paramètres

$$\begin{pmatrix} \hat{c}_1 \\ \hat{\alpha}_1 \end{pmatrix} = \underset{c_1, \alpha_1}{\operatorname{argmin}} \sum_h w_h (\eta(\hat{x}(h, 0)) - (c_1 + \alpha_1 x_h))^2$$

Résultats

	Estimation	Écart-type
\hat{c}_1	-1.612***	0.128
$\hat{\alpha}_1$	0.380**	0.113

** p-value < 0.01; *** p-value < 0.001

ESTIMATION DE LA DÉPENDANCE TEMPORELLE

Extrémogramme temporel

Soit t fixé.

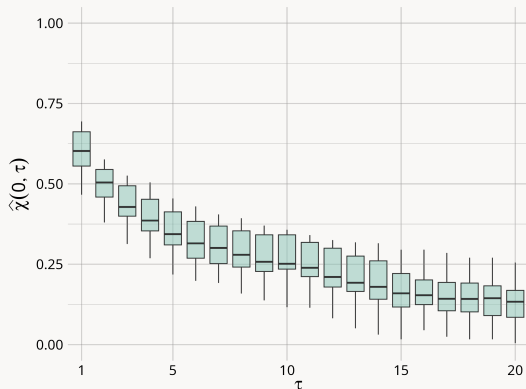
Pour tout site s on a

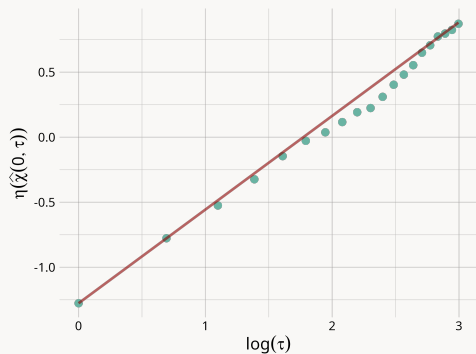
$$\chi_q^{(s)}(0, \tau) = \frac{\mathbb{P}(X_{s,t} > q, X_{s,t+\tau} > q)}{\mathbb{P}(X_{s,t} > q)}$$

Estimateur :

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

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





Estimation des paramètres

$$\begin{pmatrix} \hat{c}_2 \\ \hat{\alpha}_2 \end{pmatrix} = \underset{c_2, \alpha_2}{\operatorname{argmin}} \sum_{\tau} w_{\tau} (\eta(\hat{x}(0, \tau)) - (c_2 + \alpha_2 x_{\tau}))^2$$

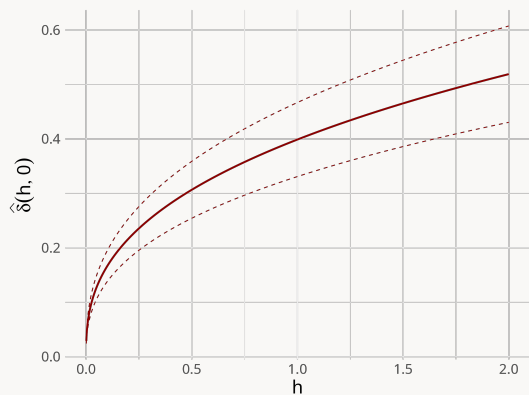
Résultats

	Estimation	Écart-type
\hat{c}_2	-1.276***	0.0002
$\hat{\alpha}_2$	0.720***	0.001

*** p-value < 0.001

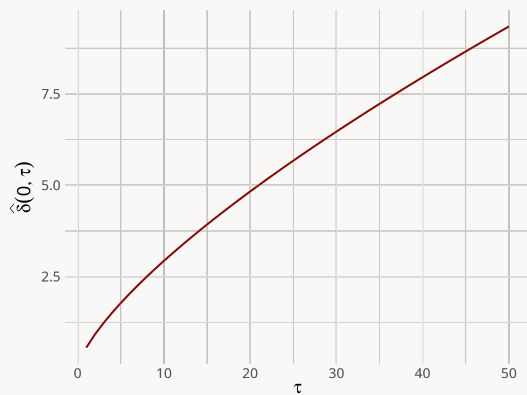
Spatial

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



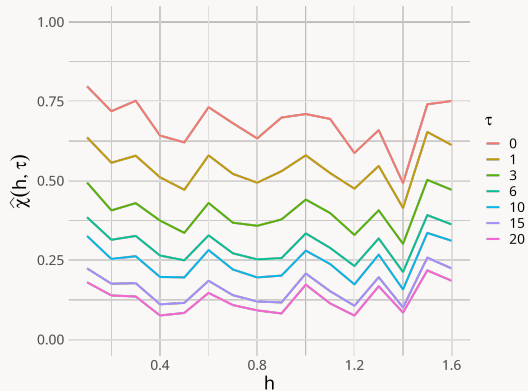
Temporel

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

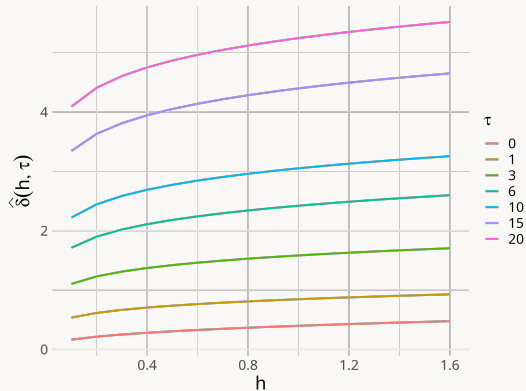


STRUCTURE NON SÉPARABLE?

Extrémogramme spatial



Variogramme spatial



Advection

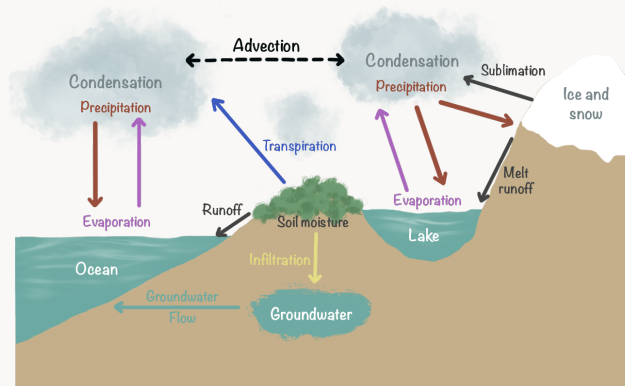
- ▶ déplacement horizontal des masses d'air
- ▶ vecteur de vitesse \mathbf{V}
- ▶ direction fixée

Modélisation de la dépendance

Dans le référentiel Lagrangien, on a

$$\delta_L(\mathbf{h}, \tau) = \delta(\mathbf{h} - \tau \mathbf{V}, \tau)$$

avec $\mathbf{h} \in \mathbb{R}^2$, $\tau \in \mathbb{R}$ et $\mathbf{V} \in \mathbb{R}^2$



Cycle hydrologique²

²Inspiration : FRITSCHÉ 1999

- ▶ Structure des décalages spatiaux
- ▶ Cas de non séparabilité avec variogrammes plus complexes
- ▶ Structure anisotrope et advection
- ▶ 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).
- FRITSCHÉ, Eugene (1999). *The Hydrologic Cycle and Rivers*.
- 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).