

# Caractérisation et évolution des précipitations extrêmes horaires en France à partir d'un modèle régional de climat à convection profonde résolue

Nicolas Decoopman  
UGA M2 SSD

Juliette Blanchet  
CNRS, IGE

Antoine Blanc  
RTM

---

## Résumé

Le changement climatique provoque un réchauffement global (+1,1°C), plus marqué en France métropolitaine (+1,7°C) et dans les Alpes françaises (+2°C) depuis l'ère préindustrielle. L'air plus chaud contient davantage d'humidité, ce qui favorise théoriquement l'augmentation des précipitations extrêmes, bien que les tendances effectivement observées varient selon les régions et les circulations atmosphériques. Les modèles climatiques classiques (GCM et RCM) sont limités pour représenter les précipitations extrêmes à résolution infra-journalière en raison de leur faible résolution et de la paramétrisation de la convection. En effet, d'autres facteurs entrent en jeu tel que l'évolution des circulations atmosphériques, la disponibilité de l'humidité et les processus convectifs. Les modèles à résolution spatiale (CP-RCM), comme CNRM-AROME (2,5 km), permettent désormais une meilleure représentation explicite de la convection profonde. Le stage vise à analyser les tendances des précipitations extrêmes horaires en France (1959-2022) grâce aux données CP-RCM et pluviométriques, en appliquant des modèles de valeurs extrêmes (GEV) stationnaires et non stationnaires.

*Mots-clés:* Changement climatique, Précipitations extrêmes, Clausius-Clapeyron, Convection profonde, Modèles climatiques régionaux (RCM), Modèles de climat à résolution kilométrique (CP-RCM), CNRM-AROME, Théorie des valeurs extrêmes (GEV), Tendances non stationnaires.

---

# 1. Introduction et contexte

## 1.1. Le changement climatique

Le changement climatique entraîne un réchauffement de l'air à la surface de la planète, plus marqué sur les continents que sur les océans [19]. L'augmentation est de +1°C à l'échelle mondiale, +1,7°C à l'échelle de la France métropolitaine et +2°C à l'échelle des Alpes françaises depuis l'ère préindustrielle. Par ailleurs, la relation de Clausius-Clapeyron montre que l'air chaud contient plus d'humidité (+7%/°C) [40]. Autrement dit, à +1°C, une même masse d'air pourra contenir 7% de vapeur d'eau en plus. Du fait de la poussée d'Archimède, l'air chaud entouré d'air plus froid aura tendance à monter. L'ascension de l'air chaud dans l'atmosphère entraîne son refroidissement adiabatique, provoquant la condensation de la vapeur d'eau qui se transforme en précipitations [23]. Toutefois, en conditions calmes le noyau de la distribution des précipitations n'exploite pas pleinement ce surplus d'humidité. Il existe des contraintes énergétiques (bilan radiatif, évaporation, échanges océan-air) et dynamiques (subsidence, vent synoptique) qui limitent l'augmentation des précipitations moyennes à seulement 1–3%/°C [19]. En revanche, lors d'événements convectifs intenses (orage, cyclogenèse rapide) l'ascension rapide condense presque intégralement ce surplus, et les pluies maximales sur des durées courtes augmentent de 5 à 8% par °C, soit presque au même rythme que le potentiel théorique. Les extrêmes de précipitation suivent de près la loi de Clausius-Clapeyron, tandis que la pluie moyenne reste sous l'influence de nombreux autres facteurs énergétiques et dynamiques [30]. Ainsi, en réponse au réchauffement climatique il existe une augmentation *théorique* des précipitations extrêmes. Cette augmentation est variable suivant les changements de circulations atmosphériques et peut être amplifiée localement [4].

## 1.2. Les précipitations extrêmes

Les précipitations extrêmes sont définies comme des épisodes de fortes pluies intenses sur de courtes durées (1h à 24h) et correspondent à la queue de la distribution des intensités pluviométriques. Il n'existe pas de définition consensuelle de ce qui caractérise un *extrême*. Certains auteurs étudient des précipitations d'intensités au-dessus du 99e percentile ou des maxima saisonniers/annuels. D'autres, considèrent les précipitations extrêmes comme des événements qui sont rarement ou jamais rencontrés dans la vie d'un humain (par exemple, des niveaux de précipitations auxquels on s'attend une fois tous les 10, 20 ou 50 ans). Ces extrêmes sont au cœur des préoccupations climatiques et sociétales. Ces épisodes provoquent 90% des coûts liés aux inondations, aux glissements de terrain et aux ruptures d'infrastructures [20]. En 2024, de nombreux événements de ce type ont fait l'actualité, par exemple au Népal ou en Afghanistan et en Europe centrale avec l'Espagne orientale et la France [38]. En particulier, en juin 2024, des pluies intenses en haute altitude qui ont contribué à des inondations majeures dans le massif des Écrins [3] ; en octobre, plus de 600 mm en 48h dans le département de l'Ardèche [25] ; en mai 2025, des orages courts mais extrêmement intenses (localement dépassant 120 mm/h) ont causé des dommages généralisés dans le sud du département du Var [27].

*A l'échelle journalière*

Pour les extrêmes journaliers, le signal est clairement à la hausse à l'échelle globale : la fréquence et l'intensité augmentent depuis les années 1950, avec des hausses significatives rapportées dans une large majorité de régions et de mailles terrestres. Le nombre annuel de jours à plus de 10 mm/j de précipitation a augmenté au niveau mondial de +0,2 à +0,3 jour par décennie sur 1951–2010 [14] avec 29% des mailles terrestres présentant une hausse significative. Les événements de type “pluie extrême journalières avec retour statistique décennal” ont augmenté +6,7% pour 71% des régions terrestres [19]. En France comme ailleurs, plusieurs études trouvent également des augmentations marquées et projettent de nouvelles hausses avec le réchauffement futur. Dans le sud-est, la fréquence des épisodes méditerranéens extrêmes (cumuls > 200 mm en 24h) a doublé entre 1961 et 2020, même si la variabilité interannuelle reste très forte [28]. L'intensité moyenne des extrêmes journaliers a augmenté de +22% entre 1961 et 2015 [33]. Jusqu'aux années 1990, il n'y avait aucune tendance sur les maxima annuels de précipitations quotidiennes. Depuis, il existe une augmentation de +20 à +40%. La hausse du niveau de précipitations journalières attendue en moyenne tous les 20 ans en automne pourrait atteindre un ordre de grandeur d'environ 100% de sa valeur moyenne [4]. En France, un scénario de réchauffement de +4°C conduirait à +15% d'augmentation des pluies extrêmes journalières en moyenne et jusqu'à +20% dans la moitié nord du pays [34].

### *A l'échelle horaire*

Les extrêmes horaires, mesurés sur des pas de temps de 1h ou moins, sont essentiels pour caractériser les phénomènes convectifs intenses (averses orageuses, orages stationnaires) souvent responsables d'inondations flash. Faute de séries longues et spatialisées, il n'existe pas d'analyse systématique des tendances sub-journalières à l'échelle globale ; les données sont souvent éparses, courtes et non significatives. Malgré cela, plusieurs études régionales détectent une intensification des extrêmes horaires sur presque tous les continents, mais la confiance dans une hausse globale reste très faible [19]. Un accroissement des pluies extrêmes est relevée aux États-Unis, en Chine (l'été), en Australie (sur l'année), en Afrique du Sud (l'été), en Inde, en Malaisie, et en Italie. Plusieurs travaux mettent en évidence, selon la méthode et la région considérées, des sensibilités de l'ordre de +7% à +14% par °C, c'est-à-dire jusqu'à deux fois la pente de Clausius-Clapeyron. En France, peu d'études régionales caractérisent explicitement cette hausse des extrêmes. Les valeurs maximales observées sur 1h atteignent maintenant 40–60 mm dans les événements méditerranéens majeurs, contre 30–40 mm dans les années 1980–1990 [28]. Seul l'étude de Berghald *et al.* [2] semble chiffrer l'évolution des tendances des extrêmes horaires dans les Alpes : +100% en novembre entre 1990 et 2020 du niveau de précipitation attendu en moyenne une fois tous les 20 ans. Les tendances annuelles horaires sont majoritairement non significatives et montrent plutôt un gradient est–ouest (positives sur les Hautes-Alpes, négatives sur les pré-Alpes). La tendance sur les précipitations extrêmes horaires à la hausse est rarement significatives [35].

### **1.3. Les données disponibles**

#### *Relevés Meteo-France*

Le réseau climatologique s'est développé à la fin du XIX<sup>e</sup> siècle. Les lectures étaient manuelles, généralement une fois par jour (autour de 6h UTC, ce qui définit encore souvent le jour

météorologique). Un réseau à l'échelle nationale est disponible à partir des années 1950–1960, période où la couverture devient suffisamment dense. Des centaines de séries précipitations existent aujourd'hui [24]. A l'échelle horaire, les premières stations automatiques opérationnelles (SATIN) datent de 1967. La généralisation et la modernisation du réseau temps réel se fait surtout avec RADOME à partir de 1996, ce qui rend les cumuls horaires réellement disponibles et diffusés à grande échelle à partir des années 1990–2000. Aujourd'hui la mosaïque radar nationale fournit des données toutes les 5 min à 1 km, accessibles en archives publiques. Les lames d'eau ANTILOPE (radar + pluviomètres) sont produites opérationnellement, avec un pas de 15 min disponible depuis 2017.

### *Apport des modèles*

La modélisation des précipitations apporte 1) des données antérieures aux données observées de 1990 ; et 2) des champs spatiaux complets et cohérents physiquement utile en zones peu instrumentées. Les modélisations GCM (General Circulation Model) ne se sont pas recommandées pour cette étude : la convection est paramétrée, les précipitations horaires sont souvent trop lissées et mal positionnées avec une résolution 12–200 km. L'émergence des modèles climatiques régionaux à convection explicite (CPMs, Convection-Permitting Model) ouvre une opportunité inédite : ils permettent de simuler, avec réalisme, la dynamique des précipitations intenses à fine échelle spatiale et temporelle sur de longues périodes. Pour cette étude le modèle doit être RCM (Regional Climate Model, 1–4 km) à convection explicite (CPM) pour représenter explicitement l'initiation, l'organisation et la propagation des systèmes convectifs et leurs extrêmes horaires. Les modèles répondant à ces critères sont : WRF 3 km, COSMO-CLM 2.8 km, AROME-Climate 2.5 km [10], ICON-LEM 2.5 km, UKCP CPM 2.2 km, CP4-Africa, ensembles EURO-CP / FPS-Convection.

### *Apport des réanalyses*

Un CP-RCM doit être initialisé (champs 3D de température, humidité, pression, vent, etc.) et forcé aux limites latérales. Classiquement utilisé, ERA-Interim (80 km / 6h / 1979–2019) a été remplacé par ERA5 (25–31 km / 1h / 1949–présent) permettant de forcer dynamiquement un modèle régional à 3 km. Cette réanalyse permet de classer les environnements convectifs [12] puis de zoomer avec un CPM pour la convection explicite. Le produit AROME pour Application of Research to Operations at MEsoscale (2,5 km / 1h) forcé par réanalyse ERA5 (1959–2022) correspond à nos critères. Il est choisi comme modèle numérique pour cette étude.

## **1.4. Intérêt de l'étude dans le paysage scientifique**

Si les tendances des extrêmes journaliers sont désormais bien documentées à l'échelle mondiale et régionale, les précipitations horaires — pourtant cruciales pour les inondations soudaines — souffrent encore d'un manque de documentation, notamment en France. Les observations longues et homogènes y sont rares, les tendances peu significatives, et les études ciblées encore peu nombreuses. Ce déficit de connaissance s'explique à la fois par la faible durée des séries horaires disponibles et par la complexité physique des processus convectifs à l'origine de ces extrêmes. La réanalyse AROME forcée par ERA5 (1959–2022) fournit un jeu de données unique pour étudier les précipitations horaires extrêmes en France. Toutefois, la validité des

extrêmes simulés par les CPMs reste encore peu évaluée, tant du point de vue statistique que physique. Notre étude s'inscrit dans cette lacune. Elle vise à **évaluer finement la capacité du modèle AROME à reproduire les extrêmes horaires observés**, en mettant en regard les tendances modélisées et observées sur plusieurs décennies. Elle apporte ainsi une double contribution : 1) méthodologique, en testant des approches robustes pour comparer simulations et observations d'extrêmes ; 2) climatique, en documentant pour la première fois les **évolutions temporelles** des extrêmes horaires en France sur 60 ans à partir d'un modèle à convection explicite validé. Ce travail éclaire ainsi la manière dont les extrêmes horaires évoluent dans un contexte de réchauffement climatique, tout en évaluant la pertinence des modèles climatiques CPM pour les études d'impact hydrométéorologique à l'échelle locale.

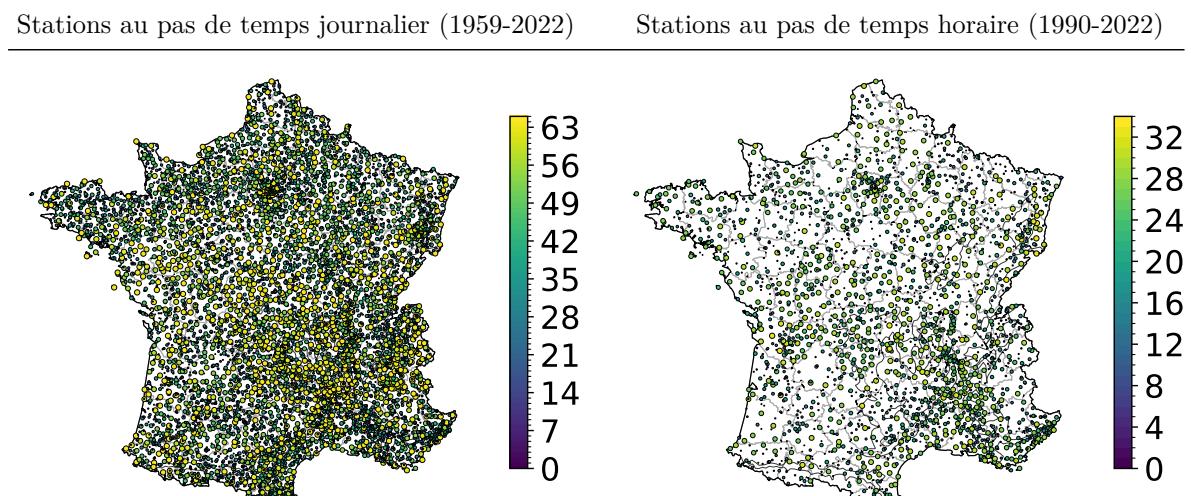
## 2. Méthodologie

L'étude se concentre sur la France métropolitaine. Dans un premier temps, l'objectif est de valider le modèle (points de grille AROME) vis-à-vis des observations (stations Météo-France) à l'aide d'indicateurs simples (corrélation et biais) mais représentatifs du régime de précipitations. Cette étape est conduite en contexte stationnaire, c'est-à-dire sans chercher encore à interpréter des tendances à long terme ou des ruptures de régime. Une fois cette validation stationnaire établie, l'analyse sera étendue à des contextes non stationnaires (tendances et variabilité des extrêmes).

### 2.1. Données utilisées

#### *Données observées*

Ce travail utilise les données de précipitations issues d'observations Météo-France [26] au pas de temps journalier (1959-2022) et horaire (1990-2022) représentées sur la figure 1. Depuis les années 2000 des procédures d'homogénéisation (PRODIGE, puis HOMER) ont été mises en place dans la BDCLIM [24].



Stations au pas de temps journalier (1959-2022)	Stations au pas de temps horaire (1990-2022)
n = 8198	n = 2315

Figure 1: Cartographie du nombre d’années hydrologiques comportant au plus 10% de valeurs manquantes des stations Météo-France au pas de temps journalier (1959–2022) et horaire (1990–2022).

### *Données modélisées*

Le modèle numérique CP-RCM AROME, tout récemment forcé par réanalyse ERA5 offre, parmi différentes variables de sortie, des données de précipitations horaires de 1959 à 2022 à une résolution de 2,5 km sur le champ de calcul de la figure 2 [9]. En France métropolitaine 87 536 points sont générés. Dans le cadre d’un second stage auprès de Cécile Caillaud de Météo-France, Mathis Chevé a réalisé une étude conjointe sur la relation de Clausius-Clapeyron montrant que les tendances de températures du modèle sont deux fois plus faibles que les tendances observées. Il est donc à noter pour la suite que la part des tendances des extrêmes liée à Clausius-Clapeyron sera théoriquement deux fois plus faible que les tendances observées.

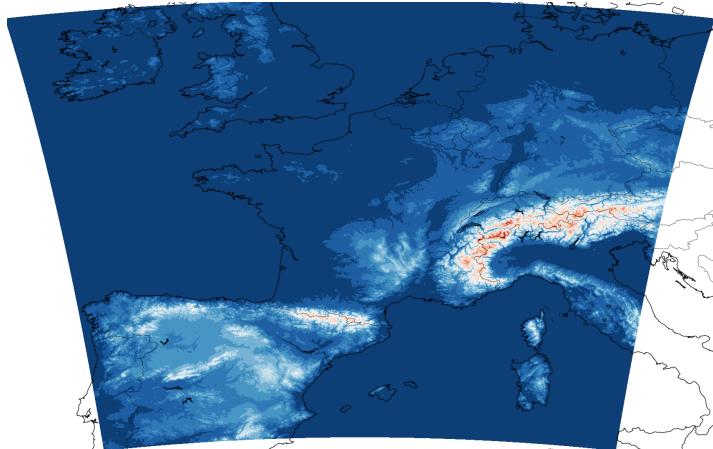


Figure 2: Cartographie du champ de calcul du modèle numérique AROME.

### *Filtrage des séries temporelles*

En chaque point géographique on calcule la part de données manquantes dans la série temporelle pour chaque saison (ou mois) et année. On élimine les années dont cette part dépasse le seuil fixé de 10%. On déduit le nombre d’années valides restantes. On ne garde que les points géographiques qui possèdent au moins le nombre minimal d’années exigé (50 ans pour la période 1959-2022 et 25 ans pour la période 1990-2022). Les analyses suivantes ne portent plus que sur ce sous-ensemble de stations et d’années.

## 2.2. Définition des saisons

Les saisons sont définies par **SON** pour septembre (**SEP**) octobre (**OCT**) novembre (**NOV**), **DJF** pour décembre (**DEC**) janvier (**JAN**) février (**FEV**), **MAM** pour mars (**MAR**) avril (**AVR**) mai (**MAI**), et **JJA** pour juin (**JUI**) juillet (**JUILL**) août (**AOU**). L’année hydrologique (**HYDRO**) est définie comme la période allant du 1er septembre de l’année N au

31 août de l'année N+1.

### 2.3. Calcul des indicateurs descriptifs

À partir des données obtenues de Météo-France (et après correction de ces dernières) et d'AROME, le nombre de jour de pluie (seuil fixé à 1mm/j), le cumul et les maxima de précipitations journalières et horaires ont été calculées pour chaque point de grille AROME ou station, année et mois/saison sur les périodes 1959-2022 et 1990-2022.

### 2.4. Vers une généralisation par modélisation statistique

Les statistiques descriptives ne permettent pas d'extrapoler, quantifier l'incertitude et la significativité et de relier proprement les tendances observées aux mécanismes physiques. On ne peut donc pas transformer des constats descriptifs en résultats exploitables et comparables. Pour répondre à ces questions, nous mobilisons la théorie des valeurs extrêmes (GEV) [11]. Les maxima, une fois normalisés, convergent vers une loi généralisée des valeurs extrêmes (GEV). C'est l'analogue, pour les maxima, du théorème central limite pour les sommes. La GEV unifie trois familles classiques (Gumbel, Fréchet, Weibull) via le paramètre de forme  $\xi$ , qui contrôle la lourdeur de la queue. La "bonne" famille est donc automatiquement choisie. Nous ajustons des lois GEV aux maxima, d'abord dans un cadre stationnaire pour valider le bon comportement du modèle, puis dans un cadre non-stationnaire où les paramètres de la GEV dépendent du temps. Cette étape nous permet de comparer de manière cohérente les niveaux de retour entre observations et AROME, d'estimer leurs tendances et de relier ces tendances aux mécanismes physiques.

#### *Définitions*

Si on note  $x$  une réalisation de la variable aléatoire  $X$ , représentant le maximum annuel de précipitations en un point spatial donné, alors la loi GEV est une loi de probabilité continue paramétrée par le triplet  $\theta = (\mu, \sigma, \xi)$  — respectivement la position, l'échelle (strictement positive) et la forme dont la fonction de répartition cumulative est :

$$F(x; \mu, \sigma, \xi) = \exp \left\{ - \left[ 1 + \xi \left( \frac{x - \mu}{\sigma} \right) \right]^{-\frac{1}{\xi}} \right\}$$

#### *Covariable temporelle*

On dispose d'une série temporelle de  $n$  maxima annuels indépendants de précipitations pour un point géographique. Ces observations sont notées  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$  où chaque  $x_i$  est un maximum annuel de précipitations observé à l'année  $t_i$  et qui suit une loi GEV de paramètre  $\theta$ . On transforme l'année  $t_i$  en une covariable normalisée notée  $\tilde{t}_i$ . Cette transformation est simplement réalisée pour des raisons numériques mais elle ne change rien au résultat théorique. On crée également une covariable temporelle avec point de rupture noté  $t_+$  tel que :

$$\tilde{t}_i = \frac{t_i - t_{\min}}{t_{\max} - t_{\min}} \quad \text{avec} \quad \begin{cases} t_{\min} = \min_i t_i \\ t_{\max} = \max_i t_i \end{cases} \quad \text{et} \quad \tilde{t}_i^* = \begin{cases} 0 & \text{si } t_i < t_+ \\ \frac{t_i - t_+}{t_{\max} - t_+} & \text{si } t_i \geq t_+ \end{cases}$$

Ce codage permet d'appliquer une pente temporelle seulement après la date de rupture, avec une covariable encore normalisée sur  $[0, 1]$  dans la portion post-rupture.

## Modèles utilisés

Soit la covariable  $t \in \mathbb{N} \mid t_{\min} \leq t \leq t_{\max}$ . Le modèle stationnaire est défini par  $M_0(\theta_0)$  et  $\theta_0 = (\mu_0, \sigma_0, \xi_0)$  avec  $\mu(t) = \mu_0$  ;  $\sigma(t) = \sigma_0$  ;  $\xi(t) = \xi_0$ . Les modèles non stationnaires sont définis par :

$M_1(\theta_1)$	$M_2(\theta_2)$	$M_3(\theta_3)$
$\theta_1 = (\mu_0, \mu_1, \sigma_0, \xi_0)$	$\theta_2 = (\mu_0, \sigma_0, \sigma_1, \xi_0)$	$\theta_3 = (\mu_0, \mu_1, \sigma_0, \sigma_1, \xi_0)$
$\begin{cases} \mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t \\ \sigma(t) = \sigma_0 \\ \xi(t) = \xi_0 \end{cases}$	$\begin{cases} \mu(t) = \mu_0 \\ \sigma(t) = \sigma_0 + \sigma_1 t \\ \xi(t) = \xi_0 \end{cases}$	$\begin{cases} \mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t \\ \sigma(t) = \sigma_0 + \sigma_1 t \\ \xi(t) = \xi_0 \end{cases}$

Lorsqu'un point de rupture noté  $t_+$  est introduit, on note :

$$t^* = t \cdot \mathbb{1}_{t > t_+} \quad \text{avec} \quad t_+ \in \mathbb{N}$$

Les modèles  $M_1$ ,  $M_2$  et  $M_3$  deviennent respectivement  $M_1^*$ ,  $M_2^*$  et  $M_3^*$ . Sur cette même notation  $\theta_i$  devient  $\theta_i^*$  avec  $i \in \{1, 2, 3\}$ . Dans cette étude, on réalise les modélisations stationnaire et non-stationnaires avec pour covariable l'année et un effet temporel sur  $\mu$  ou  $\sigma$  ou  $\mu$  et  $\sigma$ .  $\xi$  est choisi comme constant. Sur la base bibliographique, on choisit  $t_+ = 1985$ . Cette année de rupture est motivée par plusieurs considérations : 1) des études précédentes ont montré que les tendances statistiquement significatives des extrêmes de précipitations quotidiennes dans le sud de la France commencent dans les années 1980 [6] ; 2) c'est en ce point que la log-vraisemblance est maximisée [5]. En utilisant une année de rupture, nous sommes en mesure de minimiser les potentiels biais découlant des différentes longueurs d'observations tout en pouvant prendre en compte les données supplémentaires antérieures à 1985 pour rendre les estimations plus robustes.

### Niveau de retour

Le niveau de retour (ou quantile d'ordre  $1 - \frac{1}{T}$ ) dans une loi GEV (Figure 3) correspond à une valeur seuil  $z_T$  que l'on dépasse, en moyenne, une fois tous les  $T$  ans. Soit  $X \sim \text{GEV}(\mu, \sigma, \xi)$ , alors en notant  $F^{-1}$  la fonction quantile de la GEV, on obtient :

$$\mathbb{P}(X > z_T) = \frac{1}{T}, \quad \text{soit} \quad z_T = F^{-1}\left(1 - \frac{1}{T}\right) = \begin{cases} \mu + \frac{\sigma}{\xi} \left[ (-\log(1 - \frac{1}{T}))^{-\xi} - 1 \right] & \text{si } \xi \neq 0 \\ \mu - \sigma \log(-\log(1 - \frac{1}{T})) & \text{si } \xi = 0 \end{cases} \quad (\text{Gumbel})$$

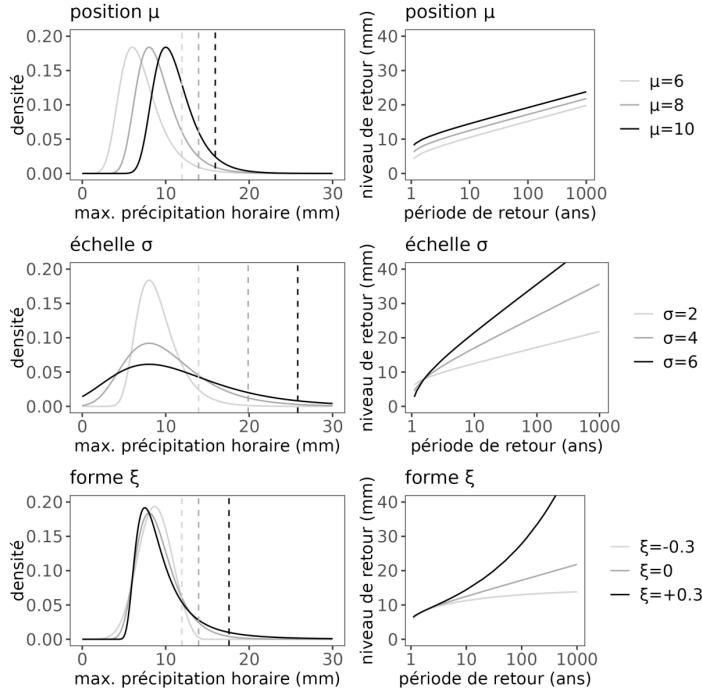


Figure 3: Berghald [1] montre l'influence des paramètres de la GEV sur la densité de probabilité (à gauche) et sur la relation entre période et niveau de retour (à droite) : position  $\mu$  (en haut), échelle  $\sigma$  (centre) et forme  $\xi$  (en bas). Les lignes pointillées montrent le niveau de retour de 20 ans pour les différents cas.

### Vraisemblance et maximum de vraisemblance

Soit la fonction de vraisemblance  $\mathcal{L}(\theta; x) : \theta \mapsto f(x; \theta)$ . La log-vraisemblance  $\ell(\theta) = \log \mathcal{L}(\theta)$  s'écrit après développement (Annexes 1-1) :

$$\ell(\theta) = - \sum_{i=1}^n \left[ \log \sigma + \left( 1 + \frac{1}{\xi} \right) \log z_i + z_i^{-\frac{1}{\xi}} \right] \quad \text{avec} \quad z_i(\theta) = 1 + \xi \frac{x_i - \mu}{\sigma} \quad (1)$$

On obtient alors :

$$\begin{aligned} \ell_{M_0}(\mu_0, \sigma_0, \xi_0) &= - \sum_{i=1}^n \left[ \log \sigma_0 + \left( 1 + \frac{1}{\xi_0} \right) \log \left( 1 + \xi_0 \frac{x_i - \mu_0}{\sigma_0} \right) + \left( 1 + \xi_0 \frac{x_i - \mu_0}{\sigma_0} \right)^{-1/\xi_0} \right] \\ \ell_{M_1}(\mu_0, \mu_1, \sigma_0, \xi_0) &= - \sum_{i=1}^n \left[ \log \sigma_0 + \left( 1 + \frac{1}{\xi_0} \right) \log \left( 1 + \xi_0 \frac{x_i - (\mu_0 + \mu_1 \cdot \tilde{t}_i)}{\sigma_0} \right) + \left( 1 + \xi_0 \frac{x_i - (\mu_0 + \mu_1 \cdot \tilde{t}_i)}{\sigma_0} \right)^{-1/\xi_0} \right] \\ \ell_{M_2}(\mu_0, \sigma_0, \sigma_1, \xi_0) &= - \sum_{i=1}^n \left[ \log(\sigma_0 + \sigma_1 \tilde{t}_i) + \left( 1 + \frac{1}{\xi_0} \right) \log \left( 1 + \xi_0 \frac{x_i - \mu_0}{\sigma_0 + \sigma_1 \tilde{t}_i} \right) + \left( 1 + \xi_0 \frac{x_i - \mu_0}{\sigma_0 + \sigma_1 \tilde{t}_i} \right)^{-1/\xi_0} \right] \\ \ell_{M_3}(\mu_0, \mu_1, \sigma_0, \sigma_1, \xi_0) &= - \sum_{i=1}^n \left[ \log(\sigma_0 + \sigma_1 \tilde{t}_i) + \left( 1 + \frac{1}{\xi_0} \right) \log \left( 1 + \xi_0 \frac{x_i - (\mu_0 + \mu_1 \tilde{t}_i)}{\sigma_0 + \sigma_1 \tilde{t}_i} \right) + \left( 1 + \xi_0 \frac{x_i - (\mu_0 + \mu_1 \tilde{t}_i)}{\sigma_0 + \sigma_1 \tilde{t}_i} \right)^{-1/\xi_0} \right] \end{aligned} \quad (1')$$

Les vraisemblances de  $M_1^*, M_2^*, M_3^*$  sont obtenues en remplaçant  $\tilde{t}_i$  par  $\tilde{t}_i^*$  dans les expressions ci-dessus.

En pratique, les paramètres  $(\mu, \sigma, \xi)$  sont inconnus et estimés à partir des données par un estimateur  $\hat{\theta} = (\hat{\mu}, \hat{\sigma}, \hat{\xi})$  obtenu par maximum de vraisemblance (MLE) via une optimisation numérique tel que  $\hat{\theta} = \arg \max_{\theta} \ell(\theta)$ . Il n'existe pas de formule explicite des paramètres.

L'estimateur du niveau de retour  $\hat{z}_T$  s'écrit alors  $\hat{z}_T = F_{\hat{\theta}}^{-1}(1 - \frac{1}{T})$ . Le MLE classique donne un point estimé, mais pas d'intervalle. On souhaite aussi connaître l'incertitude autour de l'estimation de  $\hat{z}_T$ . Pour cela, on utilise la vraisemblance profilée.

### Vraisemblance profilée et intervalle de confiance

$z_T$  peut se réécrire sous la forme  $\mu = z_T - \frac{\sigma}{\xi} \left[ (-\log(1 - \frac{1}{T}))^{-\xi} - 1 \right]$ . La combinaison des paramètres temporels de la loi GEV conduit à une expression linéaire en  $t$  :

$$z_T(t) = z_{T,0} + z_{T,1} \cdot t$$

En développant les paramètres soumis à un effet temporel et en regroupant terme à terme on peut montrer que (Annexes 1-2) :

$$\mu_1(z_{T,1}) = z_{T,1} - \frac{\hat{\sigma}_1}{\hat{\xi}_0} \left( \left[ -\log(1 - \frac{1}{T}) \right]^{-\hat{\xi}_0} - 1 \right) \quad \text{et} \quad \sigma_1(z_{T,1}) = \frac{\hat{\xi}_0 (z_{T,1} - \hat{\mu}_1)}{\left[ -\log(1 - \frac{1}{T}) \right]^{-\hat{\xi}_0} - 1}$$

On cherche l'intervalle de confiance sur  $z_{T,1}$  donc pour chaque valeur candidate  $z_{T,1}$  dans une grille (autour de l'estimateur  $\hat{z}_{T,1}$ ), on maximise les log-vraisemblances (1') qui deviennent des log-vraisemblances profilées  $\ell^p$  :

$$\begin{aligned} \ell_{M_1}^p(z_{T,1}; \hat{\mu}_0, \hat{\sigma}_0, \hat{\xi}_0) &= - \sum_{i=1}^n \left[ \log \hat{\sigma}_0 + \left( 1 + \frac{1}{\hat{\xi}_0} \right) \log \left( 1 + \hat{\xi}_0 \frac{x_i - (\hat{\mu}_0 + \mu_1(z_{T,1}) \cdot \tilde{t}_i)}{\hat{\sigma}_0} \right) + \left( 1 + \hat{\xi}_0 \frac{x_i - (\hat{\mu}_0 + \mu_1(z_{T,1}) \cdot \tilde{t}_i)}{\hat{\sigma}_0} \right)^{-1/\hat{\xi}_0} \right] \\ \ell_{M_2}^p(z_{T,1}; \hat{\mu}_0, \hat{\sigma}_0, \hat{\xi}_0) &= - \sum_{i=1}^n \left[ \log(\hat{\sigma}_0 + \sigma_1(z_{T,1}) \cdot \tilde{t}_i) + \left( 1 + \frac{1}{\hat{\xi}_0} \right) \log \left( 1 + \hat{\xi}_0 \frac{x_i - \hat{\mu}_0}{\hat{\sigma}_0 + \sigma_1(z_{T,1}) \cdot \tilde{t}_i} \right) + \left( 1 + \hat{\xi}_0 \frac{x_i - \hat{\mu}_0}{\hat{\sigma}_0 + \sigma_1(z_{T,1}) \cdot \tilde{t}_i} \right)^{-1/\hat{\xi}_0} \right] \\ \ell_{M_3}^p(z_{T,1}; \hat{\mu}_0, \hat{\sigma}_0, \hat{\sigma}_1, \hat{\xi}_0) &= - \sum_{i=1}^n \left[ \log(\hat{\sigma}_0 + \hat{\sigma}_1 \tilde{t}_i) + \left( 1 + \frac{1}{\hat{\xi}_0} \right) \log \left( 1 + \hat{\xi}_0 \frac{x_i - (\hat{\mu}_0 + \mu_1(z_{T,1}) \tilde{t}_i)}{\hat{\sigma}_0 + \hat{\sigma}_1 \tilde{t}_i} \right) + \left( 1 + \hat{\xi}_0 \frac{x_i - (\hat{\mu}_0 + \mu_1(z_{T,1}) \tilde{t}_i)}{\hat{\sigma}_0 + \hat{\sigma}_1 \tilde{t}_i} \right)^{-1/\hat{\xi}_0} \right] \end{aligned} \quad (2)$$

On cherche donc :

$$\hat{z}_{T,1} = \arg \max_{z_{T,1}} \ell_{M_\bullet}^p(z_{T,1}; \hat{\theta}_\bullet) \quad \text{avec} \quad \hat{\theta}_\bullet = \begin{cases} \hat{\theta}_1^p = (\hat{\mu}_0, \hat{\sigma}_0, \hat{\xi}_0) & \text{pour } M_1 \\ \hat{\theta}_2^p = (\hat{\mu}_0, \hat{\sigma}_0, \hat{\xi}_0) & \text{pour } M_2 \\ \hat{\theta}_3^p = (\hat{\mu}_0, \hat{\sigma}_0, \hat{\sigma}_1, \hat{\xi}_0) & \text{pour } M_3 \end{cases}$$

On trace ainsi pour chaque modèle  $M_\bullet$  la fonction  $\mathcal{L}_{M_\bullet} : z_{T,1} \mapsto \ell_{M_\bullet}^p(z_{T,1}; \hat{\theta}_\bullet)$

L'intervalle de confiance de  $\hat{z}_{T,1}$  pour un modèle  $M_\bullet$  au seuil  $(1 - \alpha)$  basé sur le profil de vraisemblance est donné par :

$$\text{IC}_{M_\bullet}^{(1-\alpha)}(\hat{z}_{T,1}) = \left\{ z_{T,1} : 2[\ell_{M_\bullet}^p(\hat{z}_{T,1}; \hat{\theta}_\bullet) - \ell_{M_\bullet}^p(z_{T,1}; \hat{\theta}_\bullet)] \leq \chi_{1, 1-\alpha}^2 \right\}$$

où  $\chi_{1, 1-\alpha}^2$  est le quantile d'ordre  $1 - \alpha$  d'une loi du  $\chi^2$  à un degré de liberté. On fixe ici  $\alpha = 0,10$ . Lorsque l'intervalle de confiance ne contient pas 0 alors  $\hat{z}_{T,1}$  est significatif.

## 2.5. Choix du meilleur modèle

*Test du rapport de vraisemblance (LRT)*

En tout point géographique on dispose de  $M_0, M_1, M_2, M_3, M_1^*, M_2^*$  et  $M_3^*$ . Notons  $k_j$  le nombre de paramètres du modèle  $M_j$ . Pour chaque modèle non stationnaire  $j \neq 0$  et chaque point  $i$  en notant  $p_{ij}$  la  $p$ -valeur :

$$\Lambda_{ij} = 2(\ell_{ij} - \ell_{i0}) \stackrel{H_0}{\sim} \chi^2_{k_j - k_0} \quad \text{avec} \quad p_{ij} = \mathbb{P}(\chi^2_{k_j - k_0} \geq \Lambda_{ij})$$

*Règle hiérarchique de sélection*

Soit  $\alpha = 0,10$  le seuil d'intérêt. Si un des deux modèles  $M_3$  ou  $M_3^*$  vérifie  $p_{ij} \leq \alpha$ , on retient  $j = \arg \min_{j \in \{3,3^*\}} p_{ij}$ . Sinon, on compare l'ensemble des six modèles non stationnaires et l'on sélectionne  $j = \arg \min_{j \in \{1,1^*,2,2^*,3,3^*\}} p_{ij}$ . Cette double étape privilégié les formes simultanément temporelles sur  $\mu$  et  $\sigma$  quand elles sont statistiquement justifiées. Cela assure que la complexité n'est introduite que lorsqu'elle apporte une information statistiquement crédible tout en livrant, pour chaque poste, un modèle non stationnaire.

## 2.6. Calcul des tendances

A partir des niveaux de retour 10 ans ( $T = 10$ ) la tendance relative (en %) est calculée via la formule ci-dessous. Un exemple graphique est disponible en annexes 2-6.

$$\text{Tendance} = \frac{z_T^{2022} - z_T^{1995}}{z_T^{1995}} \cdot 100$$

## 2.7. Concordance

On évalue l'accord entre les statistiques descriptives et les tendances obtenues à partir des simulations du modèle AROME et celles observées dans la réalité. Pour ce faire, chaque station Météo-France est associée au point de grille AROME ( $2,5 \text{ km} \times 2,5 \text{ km}$ ) correspondant à sa localisation géographique. Cette correspondance permet de calculer la corrélation de Pearson ( $r$ ) ainsi que l'erreur moyenne ( $ME$ ) entre les valeurs observées et simulées.

## 2.8. Représentation cartographique

Pour homogénéiser les amplitudes extrêmes entre jeux de données (AROME et données observées), on applique une saturation de couleur suivant la période étudiée. Soit une période  $P \in \{\text{HYDRO}, \text{DJF}, \text{MAM}, \text{JJA}, \text{SON}\}$  ou  $P \in \{\text{JAN}, \text{FEV}, \text{MAR}, \dots, \text{OCT}, \text{NOV}, \text{DEC}\}$ . Pour chaque données (nombre de jour de pluie, cumul, moyenne des maxima, tendance relative)  $T_j$  avec  $j \in P$ , on calcule le  $p$ -ième percentile des valeurs absolues :

$$s_j(P) = \text{Quantile}_p(|T_j|)$$

Le seuil commun de la période  $P$  est défini par  $S(P) = \max_j s_j(P)$ . On remplace ensuite, pour toute valeur  $x \in T_j$ ,  $x \leftarrow \text{sign}(x) \min(|x|, S(P))$ .

On fixe  $p$  de la manière suivante :

- Pour le nombre de jour de pluie :  $p = 99,9$  pour l'échelle journalière 1959-2022, 1990-2022 et l'échelle horaire 1990-2022.
- Le cumul et la moyenne des maxima de précipitations :  $p = 99,0$  pour l'échelle journalière 1959-2022, 1990-2022 et l'échelle horaire 1990-2022.
- La tendance relative :  $p = 99,0$  pour l'échelle journalière 1959-2022 et 1990-2022 et  $p = 90,0$  pour l'échelle horaire 1990-2022.

Les courbes de niveaux 400 et 800m sont représentées en trait fin.

### 3. Résultats

Nous commençons par évaluer, point de grille par point de grille, la capacité d'AROME à reproduire le régime de précipitations observé par les stations Météo-France. Cette première étape stationnaire sert d'évaluation de qualité avant d'étudier les tendances des niveaux de retour.

#### 3.1. Évaluation de la climatologie des précipitations simulées par AROME

Afin d'apprécier la capacité d'AROME à restituer la climatologie des précipitations les données sont confrontées aux observations de stations pour une saison donnée : 1) le nombre de jours de pluie (seuil 1 mm/j); 2) le cumul des précipitations ; et 3) la moyenne des maxima des précipitations.

##### *Distribution spatiale*

Pour l'ensemble des critères considérés, et sur des données journalières de 1959 à 2022, AROME reproduit fidèlement la distribution spatiale observée (Figure 4). 2 grandes influences émergent : orographique et atmosphérique associés aux influences océanique et méditerranéenne.

##### **Nombre de jours de précipitations**

Les massifs montagneux (Alpes, Pyrénées, Massif central, Vosges, Jura) affichent les plus fortes fréquences de jours pluvieux dans l'année (au-delà de 140–160 jours par an). Le grand Ouest atlantique (Bretagne, Normandie, Pays de la Loire) connaît également un nombre élevé de journées pluvieuses (80–120 jours/an). À l'inverse, la façade méditerranéenne et le pourtour de la Provence sont les plus secs en fréquence, avec souvent moins de 50–70 jours de précipitations par an.

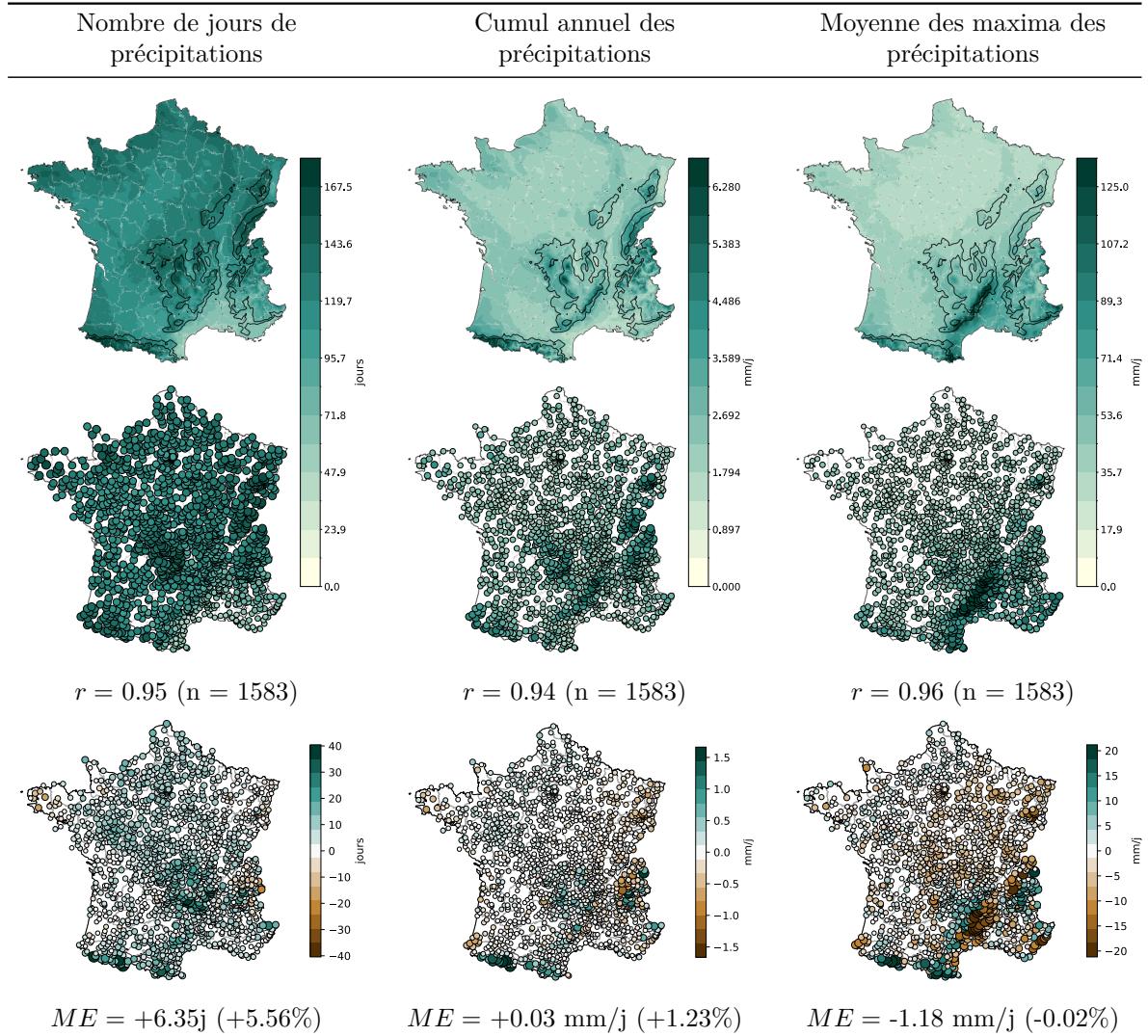
##### **Cumul moyen des précipitations**

La bordure atlantique sud-ouest (Pyrénées, Aquitaine) et les Alpes du Nord reçoivent les plus forts cumuls (plus de 5 mm/j). Le Massif central et les reliefs intérieurs (Vosges, Jura) présentent des cumuls intermédiaires (2,5-4 mm/j). Le pourtour méditerranéen (Languedoc, Provence) reste globalement plus sec (< 1,5 mm/j), malgré des pluies intenses ponctuelles.

##### **Moyenne des maxima de précipitations journalières**

Les plus fortes précipitations quotidiennes moyennes se rencontrent dans les Cévennes et plus généralement sur la face sud-est du Massif central (environ 100–125 mm/j). Les reliefs alpins et pyrénéens montrent aussi des maxima élevés (80–100 mm/j). La façade atlantique et le bassin parisien présentent des maxima plus modérés (30–60 mm/j), tandis que la Provence

et la Côte d’Azur, malgré une fréquence moindre, peuvent localement connaître de très gros orages (40–80 mm/j en moyenne).



\captionof{figure}{Climatologie entre le modèle AROME (première ligne), les stations Météo-France (deuxième ligne) avec la corrélation ( $r$ ) et le nombre de stations comparés (n) ainsi la différence AROME-Station (troisième ligne) avec le biais ( $ME$ ) et l'écart relatif (%) associé issues de données journalières allant de 1959 à 2022 pour une année hydrologique.}

#### *Corrélation entre le modèle AROME et les stations Météo-France*

Quelle que soit la climatologie analysée (Figure 2), le modèle AROME reproduit fidèlement les observations, avec une corrélation minimale de **0,70**. Indépendamment de l'échelle temporelle retenue—journalière (1959-2022 ou 1990-2022) ou horaire (1990-2022)—et de la saison, les champs simulés s'accordent très bien avec les données mesurées : la corrélation varie entre **0,92** et **0,98** pour le nombre de jours de pluie et le cumul des précipitations.

Cette performance se maintient pour la moyenne des maxima journaliers (périodes 1959-2022 et 1990-2022) sur l'année hydrologique, l'automne, l'hiver et le printemps, mais elle se dégrade

en été, avec une corrélation de **0,85**. À l'échelle horaire, la qualité de l'estimation des maxima se détériore encore : la corrélation baisse de 0,4 à 0,8 point selon la saison pour l'année hydrologique, l'automne et l'hiver, et chute à **0,70** au printemps et en été où  $ME = -3.75$  mm/h (-26.3%). AROME tend donc à sous-estimer les précipitations extrêmes estivales.

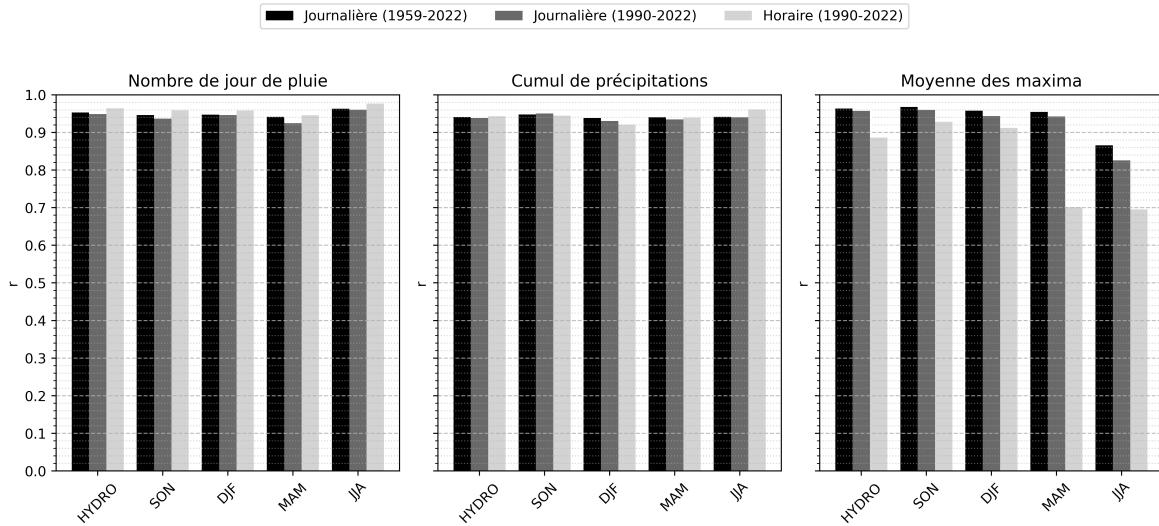


Figure 2: Corrélations des données climatologiques entre le modèle AROME et les stations Météo-France pour chacune des sources de données.

### 3.2. Evaluation des précipitations extrêmes

#### *Tendances relatives du niveau de retour 10 ans significatif*

Sur la série journalière 1959–2022 (Figure 3, panneau **J**), les distributions mensuelles des tendances relatives s'étendent typiquement de -50 % à +50 %, avec quelques extrêmes atteignant  $\pm 100\%$  (juillet, août, décembre). La tendance moyenne est de -4.6% pour AROME et -1.6% pour les stations. Les médianes restent proches de 0 ( $\pm 10\%$ ), mais s'en écartent positivement au printemps (mars–mai) et négativement en fin d'hiver ainsi qu'en fin d'été / début d'automne (février, mars, août, septembre). La forme des distributions est comparable entre AROME et les stations, bien que l'étalement soit plus marqué pour les stations. Les médianes sont presque toujours plus élevées pour les stations que pour AROME.

Lorsque l'on restreint la période à 1990–2022 (Fig. 4, panneau **J\***), la dispersion relative augmente pour tous les mois (queues positives plus longues), tandis que les médianes demeurent modérées ( $\pm 20$ –30 %). La moyenne des médianes est de -0,7% pour AROME et 0,5% pour les stations. La tendance moyenne est de 2.4% pour AROME et 3.5% pour les stations. Elles restent positives au printemps (mars–juin) et en début d'hiver (octobre) (+20 à +50 %), et négatives en hiver (décembre–février), ainsi qu'en août et septembre (-20 à -50 %). Les distributions et leurs médianes sont alors très proches entre AROME et les stations.

Sur les données horaires 1990–2022 (Fig. 4, panneau **H**), la dispersion s'accroît encore avec quelques valeurs extrêmes  $> +400\%$  (tronquées sur la figure). La moyenne des médianes est de 5,2% pour AROME et 15,1% pour les stations. La tendance moyenne est de 8.5% pour AROME et 29.1% pour les stations. Les médianes sont d'environ  $\pm 50\%$ , ponctuellement jusqu'à  $\pm 80$ /100%. Elles sont positives en début d'hiver puis en février et juin (+20 à +60 %), et négatives en août et septembre (-20 à -25 %). La distribution est similaire entre AROME et

les stations, mais plus étalée pour ces dernières ; leurs médianes y dépassent presque toujours celles d'AROME.

Le rapport entre les tendances moyennes (respectivement des moyennes des médianes) **H** et **J\*** est de -1,8 (respect. -1,3) pour AROME et -17,9 (respect. -12,5) pour les stations et entre **J\*** et **J** de -0,5 (respect. 0,2) pour AROME et -2,2 pour les stations (respect. -0,4). Quel que soit le type de données (**J**, **J\*** ou **H**), les distributions des tendances relatives convergent en août et septembre, mais divergent nettement en février et en mai. D'un mois à l'autre, les profils changent sans continuité apparente ; une agrégation purement saisonnière ne semble donc pas représentative de la variabilité réelle.

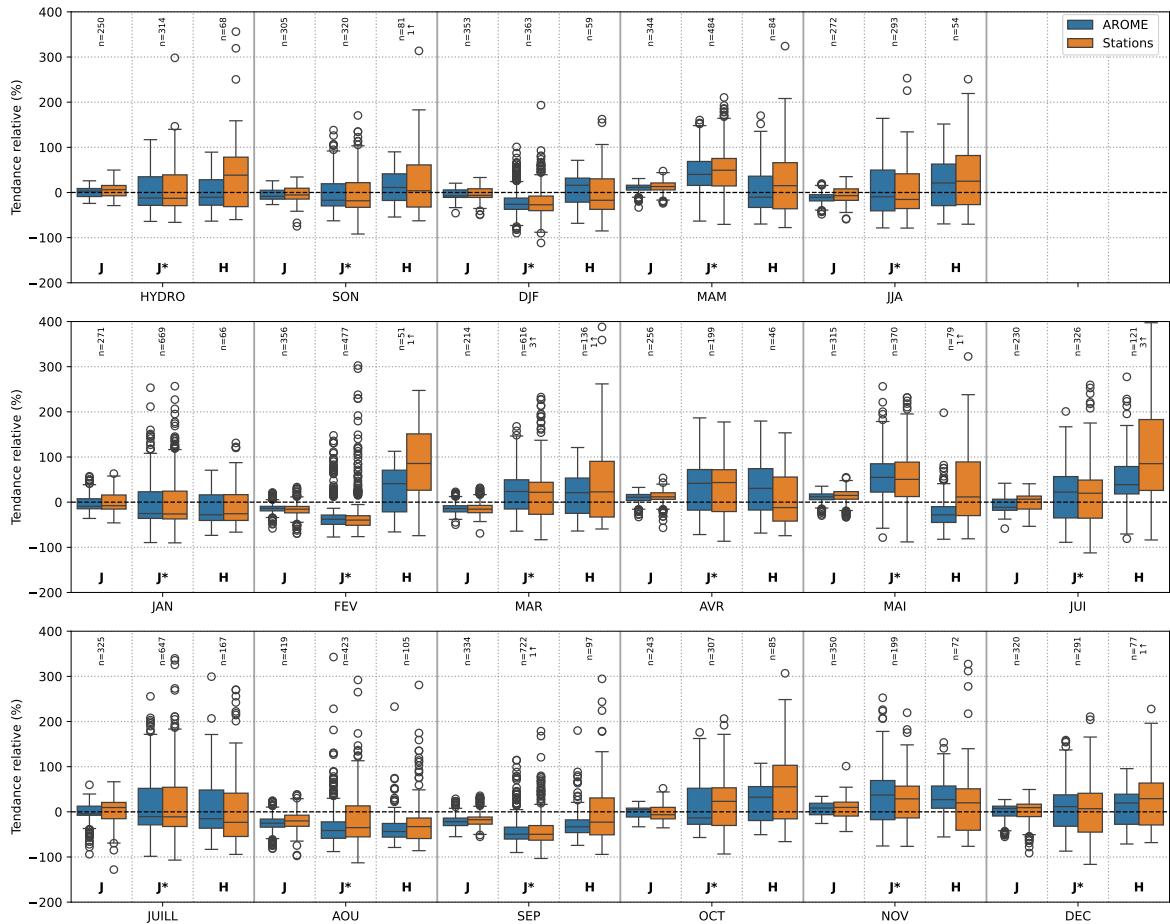


Figure 3: Tendances relatives significatives du niveau de retour 10 ans de 1995 à 2022 communes au modèle AROME et aux stations de Météo-France pour chacune des sources de données (**J** : données journalières 1959-2022, **J\*** : données journalières 1990-2022, **H** : données horaires 1990-2022).

#### *Corrélation des tendances relatives entre le modèle AROME et les stations Météo-France*

À l'échelle quotidienne (1959-2022), les corrélations des tendances se situent entre **0,14** (HYDRO) et **0,23** (DJF) pour les saisons et entre **0,07** (JUI) et **0,51** (DEC) pour les mois, plusieurs mois atteignant ou dépassant **0,40** (JAN, MAR, AOU, NOV) (Figure 4). Sur la période restreinte (1990-2022), les valeurs saisonnières couvrent **0,13–0,29** et les valeurs

mensuelles **0,02–0,47** (JAN **0,47** ; DEC **0,35**). À l'échelle horaire (1990-2022), les saisons présentent des corrélations faibles comprises entre **-0,08** (MAM) et **0,05** (DJF et SON) et les corrélations suivant les mois s'étendent de **0,02** (SEP, OCT) à **0,42** (FEV).

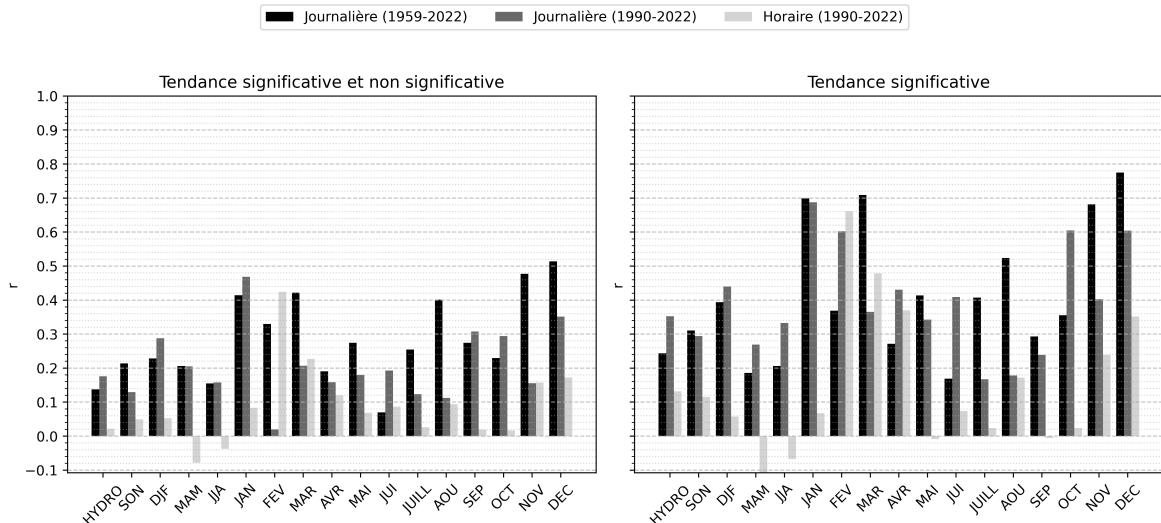


Figure 4: Corrélations des tendances relatives entre le modèle AROME (première ligne) et les stations Météo-France (deuxième ligne) pour chacune des sources de données.

En restreignant aux tendances significatives par vraisemblance profilée, l'échelle quotidienne (1959-2022) affiche des corrélations saisonnières de **0,19** (MAM) à **0,39** (DJF) et des valeurs mensuelles de **0,17** (JUI) à **0,77** (DEC), avec d'autres mois marquant une corrélation élevée (JAN **0,70** ; MAR **0,71** ; NOV **0,68** ; AOU **0,52**). Pour la période restreinte (1990-2022), les valeurs saisonnières vont de **0,27** (MAM) à **0,44** (DJF) et les valeurs mensuelles de **0,17** (JUILL) à **0,69** (JAN), avec des valeurs supérieures à 0,60 en février, octobre et décembre. À l'échelle horaire (1990-2022), les valeurs saisonnières couvrent **-0,20–0,13** et les valeurs mensuelles **-0,01–0,66**. La restriction aux tendances significatives augmente fortement les corrélations quotidiennes, avec des maxima mensuels élevés. Le gain est marqué en hiver et en fin d'été / automne (JAN, MAR, NOV, DEC, AOU). À l'échelle horaire, même après filtrage, l'amélioration reste partielle : quelques mois s'améliorent (FEV) mais plusieurs périodes sont marquées par des corrélations proches de zéro ou légèrement négatives (MAI, SEP).

### Saisonnalité récurrente de la performance

L'hiver (DJF) et les mois hivernaux isolés (DEC, JAN, MAR) concentrent les plus fortes corrélations, que ce soit sur la période longue ou restreinte, et surtout après filtrage. Le printemps (MAM) et le début d'été (JUI, JUILL) affichent systématiquement les valeurs les plus basses (ou minima) dans chaque configuration. La fin d'été / automne (AOU, NOV) fournit des corrélations intermédiaires à élevées une fois les tendances significatives retenues.

### Hiérarchie claire des échelles temporelles

L'étude journalière est systématiquement plus cohérente spatialement pour les tendances que l'étude horaire. Le filtrage de significativité transforme la distribution journalière (multiplication des mois >0,60), alors qu'il ne suffit pas à hisser l'horaire à un niveau comparable (un seul mois >0,60).

### *Cartographie des tendances relatives du niveau de retour 10 ans significatif*

En annexes, l'ensemble des cartes des tendances relatives du niveau de retour 10 ans entre 1995 et 2022 montre une cohérence spatiale entre AROME et les stations malgré les corrélations faibles.

### **Peu de cohérence saisonnière entre extrêmes journaliers et horaires**

L'aggrégation en saison ne semble pas montrer de patterns clairs pour les données horaires (Annexes 2 - 4.3.1.2). Pour les données journalières de 1959 à 2022 (Annexes 2 - 4.1.1.2), la vallée du Rhônes est marquée par une tendance relative positive sur les données observées pour l'année hydrologique, qu'AROME ne semble pas capter. A l'automne (SON), les Alpes du Nord (tendance négative ; -20/-30%) s'opposent fortement aux Alpes du Sud (tendance positive ; +20/30%). En hiver (DJF), les Alpes du Nord sont encore une fois marquée par une tendance négative (-10/-20%), ainsi que le Massif Central (allant jusqu'à -30%). Au printemps (MAM), la moitié Nord de la France semble marquée par une tendance relative fortement positive allant jusqu'à +30% par endroit. Cette tendance s'accentue (+50/150%) sur toute la façade ouest de la France pour les données journalières restreintes à 1990-2022. Enfin en été (JJA), le pourtour méditerranéen et surtout les bassins des Pyrénées-Orientales connaissent une forte tendance négative (-20/-40%).

### **Une tendance relative positive dans la vallée du Rhône**

Dans la vallée du Rhône (Figure 5), on observe un signal particulièrement fort. En novembre (données journalières 1959–2022), toute la vallée du Rhône affiche une légère à modérée hausse des niveaux de retour, typiquement de l'ordre de +10 % à +30 %. En octobre (données journalières 1990–2022), la vallée du Rhône connaît la plus forte augmentation : les secteurs autour de Valence, Montélimar et Avignon culminent souvent entre +80 % et +150 % de croissance des niveaux de retour. La façade méditerranéenne du sud-est et le couloir rhodanien-méditerranéen se trouve également impactés. En février (et en mars, voir Annexes 2-4.3.2.2) (données horaires 1990–2022), le renforcement est lui aussi très marqué : la zone alpine-drômoise voit ses retours horaires grimper de +100 % à +150 %, traduisant un accroissement net des épisodes de pluie très soutenu en quelques heures. Les tendances dégagées par AROME sont plus modestes (+50/100%).

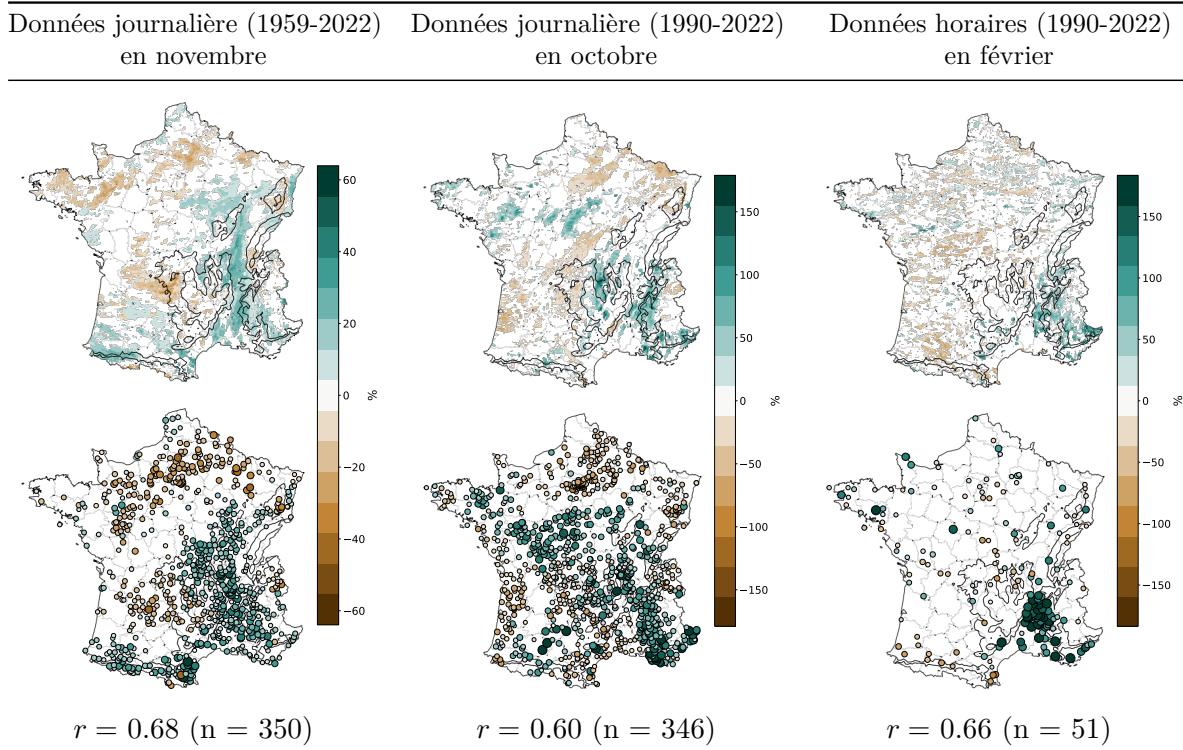


Figure 5: Tendances relatives de 1995 à 2022 du niveau de retour 10 ans significatif entre le modèle AROME (première ligne) et les stations Météo-France (deuxième ligne) pour chacune des sources de données à différents mois (OCT, NOV, FEV). Exemple d'une station avec séries temporelles et niveaux de retour disponible en Annexe 2-6.

#### Une tendance relative variable des Pyrénées-Orientales à la vallée du Rhône

Le pourtour méditerranéen (Figure 6), en particulier le Gard, l'Hérault, le sud Ardèche et la basse vallée du Rhône (Avignon – Arles), présente une forte baisse des niveaux de retour, entre -40% à -70/80% sur les données journalières de la période totale en décembre. La cohérence modèle–observation est très bonne ( $r = 0,77$ ), ce qui renforce la fiabilité de ce signal. Le signal positif persiste sur les données tronquées (1990-2022). Les baisses restent fortes en Camargue et delta du Rhône (jusqu'à -100 %). En données horaires, un changement brutal est visible. La carte montre des hausses marquées au sud du Massif Central et jusqu'au delta du Rhône, avec des valeurs pouvant atteindre +100%. Les stations confirment un fort signal (allant jusqu'à +150%) en vallée du Rhône sud, Gard, Drôme, Ardèche. Cependant, le signal est plus diffus et moins systématique que pour décembre. La corrélation modèle–station chute à 0,48, ce qui traduit une variabilité horaire plus forte et moins bien capturée. On retrouve le signal positif de février dans la partie basse de la vallée du Rhône.

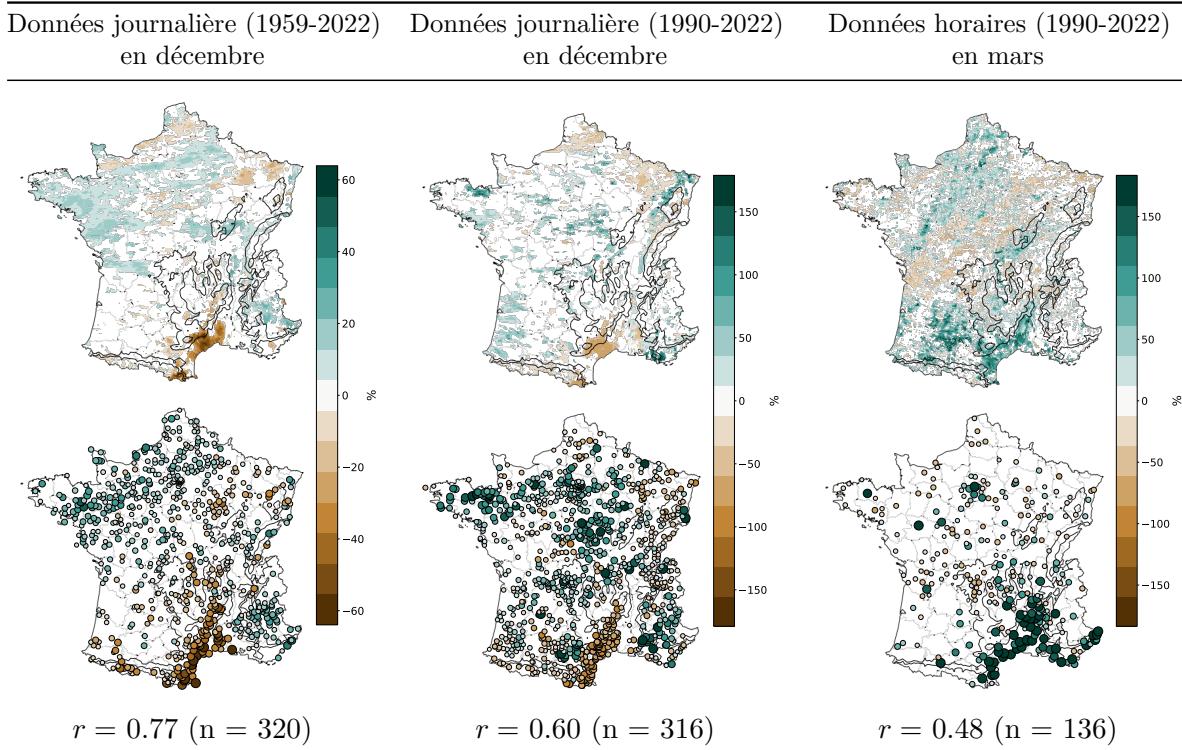


Figure 6: Tendances relatives de 1995 à 2022 du niveau de retour 10 ans significatif entre le modèle AROME (première ligne) et les stations Météo-France (deuxième ligne) pour chacune des sources de données à différents mois (DEC, MAR).

## 4. Discussion

### *Fidélité spatiale de la climatologie simulée*

Les résultats confirment qu'AROME reproduit correctement les grands régimes pluviométriques hexagonaux confirmé par la littérature [18], [8], [16], [22]. Il y a un excédent orographique sur les Alpes, les Pyrénées et le Massif central, un gradient atlantique-continental marqué à l'ouest et un déficit fréquentiel sur le pourtour méditerranéen. Cette cohérence avec la réalité mesurée témoigne d'une représentation satisfaisante des forçages dynamiques (transport d'humidité par les flux d'ouest, soulèvement orographique, circulation de basse couche en Méditerranée).

### *Variabilité saisonnière et représentation des extrêmes*

La capacité d'AROME à restituer la fréquence et la quantité de précipitations se maintient tout au long de l'année, mais la performance chute pour la moyenne des maxima journaliers en été et davantage à l'échelle horaire. On retrouve le fait qu'AROME sous-estime des précipitations d'intensité élevées ( $> 40 \text{ mm/h}$  [7], [31]) La convection estivale reste partiellement sous-résolue malgré la résolution spatiale de 2,5 km. Dans cette étude, on a pu montrer (résultats non affichés) que la corrélation augmente lorsque la fenêtre temporelle s'agrandit à 6 ou 9h. Le modèle pourrait reproduire la cellule orageuse en démarrant trop tard ou trop

tôt, en étalant l'intensité sur plusieurs mailles (non évalué par manquante de stations) ou en sous-estimant les précipitations maximales. Le pas de 2–3 km est une étape majeure pour représenter la convection sans paramétrage, mais il reste trop grossier pour certaines applications sensibles aux maxima intenses [32]. Il aurait été intéressant d'introduire les données COMEPHORE (1 km, 15 min) de Météo-France dans cette étude mais les réanalyses ne débutent qu'en 1997.

### *Robustesse statistique des signaux*

Une fenêtre longue (1959-2022) réduit les incertitudes et intègre toutes les phases climatiques en atténuant ainsi la tendance réelle par mélange de plusieurs régime. Une fenêtre courte (1990-2022) met en avant le signal forcé récent tout en augmentant la sensibilité aux années extrêmes individuelles. Une archive longue est indispensable pour quantifier la variabilité interne, mais une fenêtre centrée sur l'ère post-1990 est nécessaire pour capter le signal anthropique qui s'accélère. Les deux diagnostics sont donc complémentaires et les interpréter séparément évite de confondre bruit multidécoennal et forçage à long terme.

En première approximation, les distributions mensuelles des tendances relatives du niveau de retour 10 ans demeurent globalement centrées sur 0% entre 1959 et 2022. En revanche, le resserrement à 1990–2022 révèle un léger basculement vers des accroissements, particulièrement visibles au printemps et en début d'hiver. Ce renforcement, bien que modeste, rejoint la littérature sur l'amplification récente des précipitations extrêmes quotidiennes en lien avec le réchauffement. Le “dimming”, phénomène météorologique, est lié à la diminution de la transmission du rayonnement solaire à travers l'atmosphère en raison de la présence d'aérosols (particules fines), de polluants, ou de nuages [37]. Entre 1950 et 1985, malgré l'augmentation des gaz à effet de serre, il y a un refroidissement dû aux aérosols qui a en partie “masqué” le réchauffement. Ce qui explique la stagnation voire le léger refroidissement observé en France jusque dans les années 1985. À partir des années 1985 et jusqu'en 1992–94, une fois les aérosols réduits, le réchauffement s'est accéléré. Ainsi, une série longue (1959-2022) échantillonne plusieurs phases internes du climat : refroidissement lié au “dimming” puis phase chaude des années 1990-2000. La variabilité multidécoennale atténue donc la pente moyenne ; une partie du signal récent est noyée dans le bruit naturel. Une fenêtre courte centrée sur 1990-2022 isole un régime dominé par le réchauffement rapide, la fin de la pollution sulfatée en Europe et l'augmentation quasi linéaire du contenu en vapeur d'eau. Le gradient thermodynamique (+7%/°C) ressort alors plus nettement. Si l'on impose un pas de tendance unique à 0 (1959-85) puis linéaire (> 1985) avec l'introduction d'un point de rupture dans les modèles GEV, on compresse un virage réel de presque 10 ans ; le modèle long absorbe cette transition, ce qui réduit la pente moyenne par rapport au modèle court qui ne se fixe que sur la partie linéaire. Dans la fenêtre longue, les premières années de la pente post point de rupture englobent cette phase de ratrapage, ce qui lisse la tendance. Ce phénomène pourrait expliquer une tendance nationale observée de -1,6% sur 1959-2022 contre +3,5% sur 1990-2022.

Ces différences sont corroborées par un effet statistique expliqué par DeGaetano and Castellano [13] qui s'intéressent au taux relatif de changement du paramètre de localisation  $\mu$  et qui montrent que pour des tendances supérieures à +0,5% par an, raccourcir la fenêtre de 60 à 30 ans modifie la pente estimée des niveaux de retour 10 ans de 10 à 20%.

### *Hiérarchie temporelle et influence de la significativité*

Le filtrage statistique élimine nombre de sites où le signal est dominé par le bruit climatique,

améliorant la cohérence spatiale des tendances et donc les diagnostics régionaux. À l'échelle journalière, les valeurs mensuelles des corrélations AROME–stations oscillent entre 0,40 et 0,77 après filtrage par significativité, contre moins de 0,20 à l'échelle horaire. Ce saut témoigne de la difficulté d'AROME à expliquer les maxima convectifs fins (1h).

Le découpage saisonnier met en lumière une hiérarchie marquée par l'hiver (DJF) qui concentre systématiquement les corrélations les plus fortes et des hausses modérées à marquées des niveaux de retour. En hiver, les précipitations en Europe occidentale viennent des perturbations atlantiques véhiculées par les flux d'ouest. Leur intensité dépend directement de la quantité de vapeur d'eau dans ces masses d'air, qui augmente avec la température selon la loi de Clausius–Clapeyron. C'est pourquoi des hivers plus doux peuvent parfois être aussi plus pluvieux, même avec une dynamique atmosphérique identique. Le printemps et le début d'été (MAM–JUI) enregistrent au contraire les minima systématiques. Cela révèle la difficulté persistante, même à résolution 2,5 km, à représenter la convection faiblement organisée typique de cette saison. Le réchauffement diurne déclenche surtout des orages isolés d'origine locale. L'influence des perturbations atlantiques diminue, car le jet-stream et ses systèmes frontaux se déplacent vers le nord. Le cisaillement vertical s'affaiblit, empêchant l'organisation des orages en structures durables. Il en résulte des précipitations brèves, très localisées et peu structurées que le couple simulation–observations capture encore mal. En août et septembre, la convergence relative des distributions (médianes proches et corrélations < 0,20) traduit une variabilité élevée et une contribution partagée entre épisodes orageux continentaux et systèmes méditerranéens précoces. La mixité des mécanismes pluvieux réduit la cohérence entre sites et la capacité d'AROME à reproduire la saisonnalité des tendances.

### *Signaux régionaux contrastés : focus sur la vallée du Rhône et le pourtour méditerranéen*

La vallée du Rhône semble être un « hot-spot » des tendances positives du niveau de retour, cohérent avec la recrudescence d'événements cévenols à l'automne et de perturbations orographiques renforcées en flux de sud [17]. AROME sous-diagnostique ces hausses mais en reproduit la localisation, suggérant que la dynamique (canalisation méridienne et levée orographique) est correctement simulée, tandis que l'intensité convective demeure sous-résolue. Ribes *et al.* [33] met en évidence que cette zone cumule le plus fort renforcement observé sur l'ensemble du Midi méditerranéen avec un gain d'intensité moyen de +22% des précipitations extrêmes journalières entre 1961 et 2015. Blanchet *et al.* [4] montrent que, depuis les années 1980, l'influence méditerranéenne automnale s'est nettement intensifiée et avancée dans la saison, avec les hausses de niveaux de retour les plus fortes centrées sur le sillon Rhône-Alpes et les Cévennes. Ce « hot-spot » est flagrant à l'échelle nationale pour les données horaires en février. Berghald *et al.* [2] montrent que les tendances horaires hivernales sont statistiquement et spatialement maximales sur l'axe Gard - basse vallée du Rhône, avec février comme mois le plus contributif (+100% sur le niveau de retour 20 ans). Ribes *et al.* [33] mettent en évidence sur la moitié sud-est, incluant Gard, Ardèche et Drôme, un doublement de la fréquence des événements 200 mm en 24 h depuis 1985 avec la plupart associés à des pics horaires > 50 mm. Depuis le début des années 1990, la température moyenne des mois d'hiver en France a gagné +0,8°C (différence entre les normales 1961-1990 et 1991-2020 de Météo-France)—soit un pouvoir de rétention d'humidité supplémentaire d'environ +6% selon la relation de Clausius–Clapeyron. Trois leviers pourraient se cumuler en février : 1) la pluie remplace la neige, concentrant la lame d'eau [39] ; 2) il existe des pentes de ~12%/°C

pour les extrêmes horaires lorsque  $T = 0\text{--}8^\circ\text{C}$  — soit presque le double des 7% classiques [15] ; et 3) des flux de sud plus humides injectent davantage de vapeur dans un couloir orographique très efficace [21].

Les Pyrénées-Orientales et le delta du Rhône montre en décembre, une tendance journalière négative marquée (-40 à -80 %) qui s'étend des Corbières à la Camargue. Le signal pourrait traduire un déplacement latitudinal des cyclogenèses hivernales. Depuis les années 1970, on observe un affaiblissement – et parfois un léger décalage vers l'est – des dépressions dites « Gênes-Ligurie » ou « Baléares-Golfe du Lion ». Leur fréquence et leur profondeur contrôlent directement les totaux quotidiens d'un épisode hivernal dans les Pyrénées-Orientales, le Languedoc et la Camargue [36]. De plus, le réchauffement fait disparaître les basses couches stables (tramontane froide) [29] qui, lorsqu'elles sont surmontées d'un flux humide de sud-est, favorisent les pluies. À l'échelle horaire cependant, la signature s'inverse en mars, soulignant la superposition d'événements courts mais intenses (orages stationnaires) décrits par Berghald *et al.* [2] jusqu'au Gard et plus précoce comme dans la vallée du Rhône [4].

## 5. Conclusion

### Remerciements

Je tiens à remercier Juliette Blanchet et Antoine Blanc pour l'encadrement rigoureux, stimulant et bienveillant tout au long de ce stage. Leurs conseils avisés, leur disponibilité constante et leurs nombreuses remarques constructives m'ont permis d'approfondir considérablement mes compétences scientifiques et méthodologiques.

### References

- [1] Berghald S (2024). *Caractérisation et évolution des précipitations extrêmes horaires dans les Alpes françaises*. Mémoire de master, master 2 geospheres, Université Grenoble Alpes, Saint-Martin-d'Hères, France. URL <https://dumas.ccsd.cnrs.fr/dumas-04723319v1/file/Sebastien%20Berghald.pdf>.
- [2] Berghald S, Blanchet J, Blanc A, Penot D (2025). “Climatology and trends of observed daily and hourly extreme precipitation in the French Alps.” *EGU sphere [preprint]*. doi: [10.5194/egusphere-2025-3073](https://doi.org/10.5194/egusphere-2025-3073). Preprint; Discussion started 3 July 2025.
- [3] Blanc A, Misset C, Mainieri R, Llamas B (2024). “Rétro-analyse de la crue du torrent des Etançons du 21 juin 2024.” *Tech. rep.*, RTM de l'Isère et Département Risques Naturels – Pôle RTM.
- [4] Blanchet J, Blanc A, Creutin JD (2021). “Explaining recent trends in extreme precipitation in the Southwestern Alps by changes in atmospheric influences.” *Weather and Climate Extremes*, **33**, 100356. doi:[10.1016/j.wace.2021.100356](https://doi.org/10.1016/j.wace.2021.100356).
- [5] Blanchet J, Creutin JD (2022). “Instrumental agreement and retrospective analysis of trends in precipitation extremes in the French Mediterranean Region.” *Environmental Research Letters*, **17**(7), 074011. doi:[10.1088/1748-9326/ac7734](https://doi.org/10.1088/1748-9326/ac7734).

- [6] Blanchet J, Molinié G, Touati J (2018). “Spatial analysis of trend in extreme daily rainfall in southern France.” *Climate Dynamics*, **51**(3), 799–812. doi:[10.1007/s00382-016-3122-7](https://doi.org/10.1007/s00382-016-3122-7). URL <https://link.springer.com/article/10.1007/s00382-016-3122-7>.
- [7] Caillaud C, Somot S, Alias A, et al (2021). “Modelling Mediterranean heavy precipitation events at climate scale: an object-oriented evaluation of the CNRM-AROME convection-permitting regional climate model.” *Climate Dynamics*, **56**, 1717–1752. doi:[10.1007/s00382-020-05558-y](https://doi.org/10.1007/s00382-020-05558-y). URL <https://doi.org/10.1007/s00382-020-05558-y>.
- [8] Caillaud C, et al. (2021). “Simulation using CNRM-AROME46t1 (2.5km) CP-RCM performed by CNRM.” *Climate Dynamics*. doi:[10.1007/s00382-020-05558-y](https://doi.org/10.1007/s00382-020-05558-y). URL <https://doi.org/10.1007/s00382-020-05558-y>.
- [9] Centre National de Recherches Météorologiques (2014). “AROME en bref.” *Technical report*, Météo-France, UMR 3589 CNRM. Consulté en juillet 2025, URL [https://www.umr-cnrm.fr/spip.php?article120&id\\_document=1077](https://www.umr-cnrm.fr/spip.php?article120&id_document=1077).
- [10] CNRM–Météo-France (2007). “AROME: modèle opérationnel à maille convectionnelle.” Document PDF, UMR–CNRM. URL <https://www.umr-cnrm.fr/IMG/pdf/arome2007.pdf>.
- [11] Coles S (2001). *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*. Springer Series in Statistics. Springer, London.
- [12] Copernicus Climate Change Service (C3S), European Centre for Medium-Range Weather Forecasts (ECMWF) (2025). “ERA5: data documentation.” ECMWF Copernicus Knowledge Base. URL <https://confluence.ecmwf.int/display/CKB/ERA5%3A+data+documentation>.
- [13] DeGaetano AT, Castellano CM (2018). “Selecting Time Series Length to Moderate the Impact of Nonstationarity in Extreme Rainfall Analyses.” *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, **57**(10), 2285–2296. doi:[10.1175/JAMC-D-18-0046.1](https://doi.org/10.1175/JAMC-D-18-0046.1). URL <https://doi.org/10.1175/JAMC-D-18-0046.1>.
- [14] Donat MG, Alexander LV, Yang H, Durre I, Vose R, Dunn RJH, Willett KM, Aguilar E, Brunet M, Caesar J, Hewitson B, Jack C, Klein Tank AMG, Kruger AC, Marengo J, Peterson TC, Renom M, Oria Rojas C, Rusticucci M, Salinger J, Elrayah AS, Sekele SS, Srivastava AK, Trewin B, Villarroel C, Vincent LA, Zhai P, Zhang X, Kitching S (2013). “Updated Analyses of Temperature and Precipitation Extreme Indices Since the Beginning of the Twentieth Century: The HadEX2 Dataset.” *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, **118**(5), 2098–2118. doi:[10.1002/jgrd.50150](https://doi.org/10.1002/jgrd.50150). URL <https://doi.org/10.1002/jgrd.50150>.
- [15] Drobinski P, Alonso B, Bastin S, Da Silva N, Muller CJ (2016). “Scaling of precipitation extremes with temperature in the French Mediterranean region: What explains the hook shape?” *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, **121**(7), 3100–3119. doi:[10.1002/2015JD023497](https://doi.org/10.1002/2015JD023497). URL <https://doi.org/10.1002/2015JD023497>.
- [16] Dura V, Evin G, Favre AC, Penot D (2024). “Spatial variability in the seasonal precipitation lapse rates in complex topographical regions – application in France.” *Hydrology and*

*Earth System Sciences*, **28**(12), 2579–2601. doi:10.5194/hess-28-2579-2024. URL <https://hess.copernicus.org/articles/28/2579/2024/>.

- [17] Fresnay S, Hally A, Garnaud C, Richard E, Lambert D (2012). “Heavy precipitation events in the Mediterranean: sensitivity to cloud physics parameterisation uncertainties.” *Natural Hazards and Earth System Sciences*, **12**, 2671–2688. doi:10.5194/nhess-12-2671-2012.
- [18] Fumière Q, Déqué M, Nuissier O, Somot S, Alias A, Caillaud C, Laurantin O, Seity Y (2020). “Extreme rainfall in Mediterranean France during the fall: added value of the CNRM-AROME Convection-Permitting Regional Climate Model.” *Climate Dynamics*, **55**, 77–91. doi:10.1007/s00382-019-04898-8.
- [19] Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC) (2021). *Climate Change 2021: The Physical Science Basis*. Cambridge University Press. Contribution of Working Group I to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change.
- [20] IPCC (2022). *Climate Change 2022: Mitigation of Climate Change. Contribution of Working Group III to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press, Cambridge, UK and New York, NY, USA. doi:10.1017/9781009157926.
- [21] Lorente-Plazas R, Montávez JP, Ramos AM, Jerez S, Trigo RM, Jiménez-Guerrero P (2020). “Unusual Atmospheric-River-Like Structures Coming From Africa Induce Extreme Precipitation Over the Western Mediterranean Sea.” *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, **125**(e2019JD031280). doi:10.1029/2019JD031280. URL <https://doi.org/10.1029/2019JD031280>.
- [22] Lucas-Picher P, Brisson E, Caillaud C, et al. (2024). “Evaluation of the convection-permitting regional climate model CNRM-AROME41t1 over Northwestern Europe.” *Climate Dynamics*, **62**, 4587–4615. doi:10.1007/s00382-022-06637-y. URL <https://doi.org/10.1007/s00382-022-06637-y>.
- [23] Météo-France (2010). *La météorologie*. 2e édition edition. Éditions Eyrolles, Paris, France. Chapitre 3 : Le cycle de l'eau et les précipitations.
- [24] Météo-France (2020). “Une brève histoire de l'observation.” <https://meteofrance.com/magazine/meteo-histoire/observation/une-breve-histoire-de-lobservation>. Consulté le 24 juillet 2025.
- [25] Météo-France (2024). “Bilan climatique de l'année 2024 : France hexagonale et Corse.” *Rapport*, Météo-France. URL [https://meteofrance.fr/sites/meteofrance.fr/files/files/editorial/Bilan\\_annee\\_2024\\_France\\_hexagonale-et-Corse.pdf](https://meteofrance.fr/sites/meteofrance.fr/files/files/editorial/Bilan_annee_2024_France_hexagonale-et-Corse.pdf).
- [26] Météo-France (2024). “Données d'observations météorologiques issues des stations synoptiques et climatologiques.” Open Data on data.gouv.fr. Consulté en juillet 2025, URL <https://www.data.gouv.fr/fr/datasets/donnees-dobservations-meteorologiques-issues-des-stations-synoptiques-et-climatologiques/>.
- [27] Météo-France (2025). “Retour sur les violents orages dans le sud du pays.” <https://meteofrance.com/actualites-et-dossiers/actualites/retour-sur-les-violents-orages-dans-le-sud-du-pays>.

- [28] Météo-France (2024). “Quel est l’impact du changement climatique sur les épisodes méditerranéens ?” Consulté le 24 juillet 2025, URL <https://meteofrance.com/le-changement-climatique/quel-climat-futur/quel-est-limpact-du-changement-climatique-sur-les>.
- [29] Obermann-Hellhund A, Conte D, Somot S, Torma CZ, Ahrens B (2018). “Mistral and Tramontane wind systems in climate simulations from 1950 to 2100.” *Climate Dynamics*, **50**(5), 693–703. doi:[10.1007/s00382-017-3635-8](https://doi.org/10.1007/s00382-017-3635-8). Received: 21 July 2016; Accepted: 14 March 2017; Published online: 29 March 2017.
- [30] O’Gorman PA (2015). “Contrasting responses of mean and extreme precipitation to climate change.” *Current Climate Change Reports*, **1**(2), 79–92. doi:[10.1007/s40641-015-0009-2](https://doi.org/10.1007/s40641-015-0009-2).
- [31] Poncet N, Lucas-Picher P, Tramblay Y, Thirel G, Vergara H, Gourley J, Alias A (2024). “Does a convection-permitting regional climate model bring new perspectives on the projection of Mediterranean floods?” *Natural Hazards and Earth System Sciences*, **24**(4), 1163–1183. ISSN 1561-8633. doi:[10.5194/nhess-24-1163-2024](https://doi.org/10.5194/nhess-24-1163-2024).
- [32] Prein A, Langhans W, Fosser G, Ferrone A, Ban N, Goergen K, Keller M, Tölle M, Gutjahr O, Feser F, Brisson E, Kollet S, Schmidli J, van Lipzig N, Leung R (2015). “A Review on Regional Convection-Permitting Climate Modeling: Demonstrations, Prospects, and Challenges.” *Reviews of Geophysics*, **53**(2), 323–361. doi:[10.1002/2014RG000475](https://doi.org/10.1002/2014RG000475). URL <https://doi.org/10.1002/2014RG000475>.
- [33] Ribes A, Thao S, Vautard R, Dubuisson B, Somot S, Colin J, Planton S, Soubeyroux JM (2019). “Observed increase in extreme daily rainfall in the French Mediterranean.” *Climate Dynamics*, **52**, 1095–1114. doi:[10.1007/s00382-018-4179-2](https://doi.org/10.1007/s00382-018-4179-2). URL <https://doi.org/10.1007/s00382-018-4179-2>.
- [34] Soubeyroux JM, Bernus S, Dubuisson B, Drouin A, Madec T, Rousset F, Samacoïts R, Schneider M, Tardy M, Tocquer F, Corre L, Morin S, Ribes A, Somot S, Chapnik B, Regimbeau M (2025). “À quel climat s’adapter en France selon la TRACC ? partie 2.” *Technical report*, Meteo-France. URL <https://hal.science/hal-04991790>.
- [35] Soubeyroux JM, Neppel L, Veysseire JM, Tramblay Y, Carreau J, Gouget V (2015). “Evolution des précipitations extrêmes en France en contexte de changement climatique.” *La Houille Blanche*, **101**(1), 27–33. doi:[10.1051/lhb/2015004](https://doi.org/10.1051/lhb/2015004). <https://doi.org/10.1051/lhb/2015004>, URL <https://doi.org/10.1051/lhb/2015004>.
- [36] Trigo RM, Davies TD, Bigg GR (2000). “Decline in Mediterranean rainfall caused by weakening of Mediterranean cyclones.” *Geophysical Research Letters*, **27**(19), 2913–2916. doi:[10.1029/2000GL011526](https://doi.org/10.1029/2000GL011526). URL <https://doi.org/10.1029/2000GL011526>.
- [37] Wild M (2009). “Global dimming and brightening: A review.” *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, **114**(D00D16). doi:[10.1029/2008JD011470](https://doi.org/10.1029/2008JD011470). Article No. D00D16.
- [38] World Meteorological Organization (2026). “State of the Global Climate 2025.” Rapport publié en 2026, URL <https://public.wmo.int/en/our-mandate/climate/wmo-statement-state-of-global-climate>.

- [39] Zaqout T, Ólöf Andradóttir H (2024). “Impacts of climate change on winter flood mechanisms: Spatial variability, trends, and bivariate frequency of rain-on-snow and soil frost.” *Journal of Hydrology*, **638**, 131439. ISSN 0022-1694. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2024.131439>. URL <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022169424008345>.
- [40] Émile Clapeyron (1834). “Mémoire sur la puissance motrice de la chaleur.” *Journal de l’École polytechnique*, **23**, 153–191. Disponible en ligne, p. 173, URL <https://gallica.bnf.fr/ark:/12148/bpt6k4336792/f179.image>.

## Annexes 1 : formules mathématiques

### A.1.1. Obtention de (1)

Soit la fonction de vraisemblance  $\mathcal{L}(\theta; x)$  :  $\theta \mapsto f(x; \theta)$ . Alors :

$$\log \mathcal{L}(\theta; x_1, x_2, \dots, x_n) = \sum_{i=1}^n \log \mathcal{L}(\theta; x_i).$$

Pour  $1 + \xi \frac{x-\mu}{\sigma} > 0$ , avec  $\sigma > 0$  :

$$\begin{aligned} \log \mathcal{L}(\theta) &= \sum_{i=1}^n \left[ -\log \sigma - \frac{1+\xi}{\xi} \log \left( 1 + \xi \frac{x_i - \mu}{\sigma} \right) - \left( 1 + \xi \frac{x_i - \mu}{\sigma} \right)^{-\frac{1}{\xi}} \right] \\ \log \mathcal{L}(\theta) &= -n \log \sigma - \left( 1 + \frac{1}{\xi} \right) \sum_{i=1}^n \log \left( 1 + \xi \frac{x_i - \mu}{\sigma} \right) - \sum_{i=1}^n \left( 1 + \xi \frac{x_i - \mu}{\sigma} \right)^{-\frac{1}{\xi}} \end{aligned}$$

La log-vraisemblance  $\ell(\theta) = \log \mathcal{L}(\theta)$  s'écrit alors :

$$\ell(\theta) = - \sum_{i=1}^n \left[ \log \sigma + \left( 1 + \frac{1}{\xi} \right) \log \left( 1 + \xi \frac{x_i - \mu}{\sigma} \right) + \left( 1 + \xi \frac{x_i - \mu}{\sigma} \right)^{-\frac{1}{\xi}} \right] \quad (1)$$

### A.1.2. Obtention des paramètres

$\mu_1(z_{T,1})$  et  $\sigma_1(z_{T,1})$

En développant les paramètres soumis à un effet temporel, on a :

$$\begin{aligned} \mu_0 + \mu_1 t &= z_{T,0} + z_{T,1} t - \frac{\sigma_0 + \sigma_1 t}{\xi_0} \left[ \left( -\log \left( 1 - \frac{1}{T} \right) \right)^{-\xi_0} - 1 \right] \\ \mu_0 + \mu_1 t &= \left[ z_{T,0} - \frac{\sigma_0}{\xi_0} \left( \left[ -\log \left( 1 - \frac{1}{T} \right) \right]^{-\xi_0} - 1 \right) \right] + \left[ z_{T,1} - \frac{\sigma_1}{\xi_0} \left( \left[ -\log \left( 1 - \frac{1}{T} \right) \right]^{-\xi_0} - 1 \right) \right] t \end{aligned}$$

c'est-à-dire, terme à terme :

$$\mu_0 = z_{T,0} - \frac{\sigma_0}{\xi_0} \left( \left[ -\log \left( 1 - \frac{1}{T} \right) \right]^{-\xi_0} - 1 \right),$$

$$\mu_1 = z_{T,1} - \frac{\sigma_1}{\xi_0} \left( \left[ -\log \left( 1 - \frac{1}{T} \right) \right]^{-\xi_0} - 1 \right).$$