

<b>Titre:</b>	Intégration de facteurs de correction dans la modélisation conjointe des précipitations extrêmes pour l'estimation des courbes IDF en climat futur
<b>Auteur:</b>	Charles Marois
<b>Date:</b>	2025
<b>Type:</b>	Mémoire ou thèse / Dissertation or Thesis
<b>Référence:</b>	Marois, C. (2025). Intégration de facteurs de correction dans la modélisation conjointe des précipitations extrêmes pour l'estimation des courbes IDF en climat futur [Mémoire de maîtrise, Polytechnique Montréal]. PolyPublie. <a href="https://publications.polymtl.ca/67714/">https://publications.polymtl.ca/67714/</a>

## Document en libre accès dans PolyPublie

Open Access document in PolyPublie

**URL de PolyPublie:** <https://publications.polymtl.ca/67714/>  
PolyPublie URL:

**Directeurs de recherche:** Jonathan Jalbert, & Élyse Fournier  
Advisors:

**Programme:** Maîtrise recherche en mathématiques appliquées  
Program:

**POLYTECHNIQUE MONTRÉAL**

affiliée à l'Université de Montréal

**Intégration de facteurs de correction dans la modélisation conjointe des  
précipitations extrêmes pour l'estimation des courbes IDF en climat futur**

**CHARLES MAROIS**

Département de mathématiques et de génie industriel

Mémoire présenté en vue de l'obtention du diplôme de *Maîtrise ès sciences appliquées*  
Mathématiques

Juin 2025

**POLYTECHNIQUE MONTRÉAL**  
affiliée à l'Université de Montréal

Ce mémoire intitulé :

**Intégration de facteurs de correction dans la modélisation conjointe des  
précipitations extrêmes pour l'estimation des courbes IDF en climat futur**

présenté par **Charles MAROIS**  
en vue de l'obtention du diplôme de *Maîtrise ès sciences appliquées*  
a été dûment accepté par le jury d'examen constitué de :

**Richard LABIB**, président  
**Jonathan JALBERT**, membre et directeur de recherche  
**Élyse FOURNIER**, membre et codirectrice de recherche  
**Sarah-Claude BOURDEAU-GOULET**, membre

## DÉDICACE

*À mes parents, Robert et Marise, qui ont su éveiller en moi la curiosité.*

*À Jérémy, pour les quelques soirées dédiées aux recherches.*

*À tous les autres qui aiment les mathématiques.*

## REMERCIEMENTS

Je voudrais remercier mon directeur de recherche, Jonathan Jalbert, et ma co-directrice de recherche, Élyse Fournier, pour leur soutien et leurs encouragements constants lors de l'idéation et la réalisation de mon projet.

J'aimerais également remercier Hydro-Québec pour leur vision stratégique. C'est grâce à leur désir de contribuer à la recherche québécoise sur les enjeux énergétiques et le développement durable que j'ai pu bénéficier de deux bourses de recherche de leur part. Entre autres, cette recherche a reçu le soutien de Mitacs dans le cadre du programme Mitacs Accélération. De même, merci à Vincent Fortin et Nicolas Gasset, chercheurs scientifiques chez Environnement et Changement climatique Canada, pour leur collaboration et suggestions méthodologiques.

Un merci spécial à mes collègues de recherche : Anne, Gabrielle, Delhio, Ferdinand. Merci pour les discussions enrichissantes et les rires !

Enfin, je souhaite remercier les membres du jury, Richard Labib et Sarah-Claude Bourdeau-Goulet pour la lecture et révision de mon travail.

## RÉSUMÉ

Les courbes intensité-durée-fréquence (IDF) utilisées pour modéliser les précipitations extrêmes servent lors de la conception et du dimensionnement des infrastructures hydrauliques. Dans un contexte de changements climatiques, il apparaît important que ces courbes soient actualisées aux tendances du climat futur de façon à prévenir le risque de défaillance des infrastructures liées aux précipitations anticipées. La recherche suivante propose une modélisation non stationnaire des courbes IDF dans le cadre de la théorie des valeurs extrêmes et des modèles d'échelle de façon à incorporer les effets des changements climatiques directement dans les courbes IDF. Des facteurs de correction des courbes sont modélisés en fonction de variables explicatives issues des projections climatiques comme la température quotidienne moyenne permettant ainsi d'estimer l'évolution future des précipitations extrêmes. Ces facteurs sont incorporés, dans un deuxième temps, à un modèle d'échelle ajusté aux précipitations historiques dans lequel des indices climatiques tels que l'oscillation atlantique multidécennale, l'oscillation nord-atlantique et le réservoir d'eaux chaudes de l'hémisphère occidental sont considérés pour améliorer la qualité du modèle.

L'analyse montre que les distributions futures des précipitations extrêmes sont sujettes à la non-stationnarité sous l'effet du changement climatique. Les résultats révèlent que les précipitations extrêmes vont s'intensifier sur l'ensemble du Québec à mesure que les températures moyennes augmentent et s'accentuent davantage pour les périodes de retour plus longues. Les stations météorologiques de l'est et du nord-est en zone littorale ou présentant un relief accidenté montrent une intensification plus prononcée des précipitations extrêmes. Par exemple, à la station météorologique de l'aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau, on prévoit que l'intensité des précipitations augmentera de  $20.84 \pm 4.89\%$  pour une période de retour de 5 ans d'ici 2050 et de  $64.53 \pm 5.99\%$  d'ici 2100, alors que, pour la station Îles-de-la-Madeleine, on prévoit une augmentation de l'intensité des précipitations de l'ordre de  $26.23 \pm 9.56\%$  et de  $81.22 \pm 12.28\%$  à l'horizon 2050 et 2100 respectivement par rapport aux intensités de l'année de référence 2021. Enfin, la méthode proposée permet d'estimer les courbes IDF pour n'importe quelle année d'ici la fin du siècle.

Les travaux futurs devraient envisager d'améliorer la méthodologie en tenant compte de la dépendance spatiale entre les stations météorologiques ou les points de grille et en généralisant l'approche aux événements extrêmes supra-quotidiens. Préciser l'estimation des courbes IDF aide les ingénieurs et les professionnels à planifier et à concevoir des infrastructures hydrauliques résilientes dans un contexte de changements climatiques.

## ABSTRACT

Intensity-Duration-Frequency (IDF) curves are widely used to model extreme rainfall events when designing critical water resource infrastructure. In the context of climate change, it is important that these curves are updated to future climate trends in order to prevent the risk of infrastructure failure due to anticipated precipitation. This research proposes a non-stationary model for IDF curves within the extreme value theory and scaling model frameworks, such that the effects of climate change can be incorporated directly into the IDF curves estimation. Curve correction factors are modeled as functions of explanatory variables such as daily mean temperature to estimate future trends in extreme precipitation. These factors are then integrated into a scaling model fitted on historical precipitation, in which climate indices such as the Atlantic Multidecadal Oscillation, the North Atlantic Oscillation and the Western Hemisphere Warm Water Reservoir are considered to improve model quality.

The analysis shows that future extreme rainfall distributions are subject to non-stationarity under climate change. Results reveal that extreme precipitation events are projected to intensify across Quebec as mean temperatures rise, and become more pronounced for longer return periods. Eastern and northeastern weather stations in coastal zones or rugged terrain show a more pronounced intensification of extreme precipitation. For instance, at the Pierre-Elliott-Trudeau International Airport weather station, rainfall intensity is projected to increase by  $20.84 \pm 4.89\%$  for a 5-year return period by 2050 and by  $64.53 \pm 5.99\%$  by 2100, whereas, at the Îles-de-la-Madeleine weather station, rainfall intensity is projected to increase by  $26.23 \pm 9.56\%$  and  $81.22 \pm 12.28\%$  by 2050 and 2100 respectively compared to 2021 baseline levels. Most importantly, the proposed method estimates IDF curves for any year of interest by the end of the century.

Future work should look at refining the methodology by considering spatial dependence between stations or grid points and by extending the approach to multi-day rainfall events. Improving the robustness of IDF curve estimation supports engineers and professionals when planning and designing resilient water infrastructure under a changing climate.

## TABLE DES MATIÈRES

DÉDICACE . . . . .	iii
REMERCIEMENTS . . . . .	iv
RÉSUMÉ . . . . .	v
ABSTRACT . . . . .	vi
TABLE DES MATIÈRES . . . . .	vii
LISTE DES TABLEAUX . . . . .	x
LISTE DES FIGURES . . . . .	xi
LISTE DES SIGLES ET ABRÉVIATIONS . . . . .	xiv
LISTE DES ANNEXES . . . . .	xv
 CHAPITRE 1 INTRODUCTION . . . . .	1
1.1 Mise en contexte . . . . .	1
1.2 Problématique . . . . .	2
1.3 Objectif du mémoire . . . . .	4
 CHAPITRE 2 REVUE DE LITTÉRATURE . . . . .	6
2.1 Courbes intensité-durée-fréquence . . . . .	6
2.2 Modélisation conjointe des précipitations extrêmes . . . . .	7
2.3 Courbes IDF estimées à partir de modèles climatiques . . . . .	8
2.4 Modélisation des extrêmes non stationnaires . . . . .	10
2.5 Méthodologie actuelle au Canada . . . . .	11
 CHAPITRE 3 CADRE THÉORIQUE . . . . .	12
3.1 Théorie des valeurs extrêmes . . . . .	12
3.1.1 Distribution généralisée des valeurs extrêmes . . . . .	12
3.1.2 Modèle des maxima par bloc . . . . .	13
3.1.3 Extension au cas non stationnaire . . . . .	14
3.2 Courbes intensité-durée-fréquence . . . . .	15

3.2.1	Extension au cas non stationnaire . . . . .	16
3.3	Modèles d'échelle entre les durées d'accumulation . . . . .	16
3.3.1	Modèle indépendant . . . . .	17
3.3.2	Modèle d'échelle simple . . . . .	17
3.3.3	Modèle d'échelle général . . . . .	18
3.3.4	Autres modèles d'échelle . . . . .	18
3.4	Estimation statistique . . . . .	19
3.4.1	Estimation ponctuelle . . . . .	20
3.4.2	Estimation par intervalle . . . . .	20
3.4.3	Sélection de modèle . . . . .	21
<b>CHAPITRE 4 DONNÉES . . . . .</b>		<b>23</b>
4.1	Données de précipitations observées . . . . .	23
4.2	Données de précipitations simulées . . . . .	24
4.3	Variables explicatives potentielles pour la variabilité naturelle des précipitations extrêmes . . . . .	25
4.3.1	Température de l'air à la surface . . . . .	27
4.3.2	Gaz à effet de serre . . . . .	27
4.3.3	Oscillation nord-atlantique . . . . .	28
4.3.4	Oscillation atlantique multidécennale . . . . .	28
4.3.5	Réservoir d'eaux chaudes de l'hémisphère occidental . . . . .	30
4.4	Analyse exploratoire . . . . .	31
<b>CHAPITRE 5 MÉTHODOLOGIE ET RÉSULTATS . . . . .</b>		<b>33</b>
5.1	Modélisation des courbes IDF des précipitations observées . . . . .	33
5.1.1	Choix du modèle d'échelle . . . . .	33
5.1.2	Application de la non-stationnarité . . . . .	34
5.1.3	Résultats . . . . .	37
5.2	Modélisation des courbes IDF des précipitations simulées . . . . .	39
5.2.1	Estimation par maximum de vraisemblance sous contrainte . . . . .	40
5.2.2	Modélisation de la non-stationnarité . . . . .	40
5.2.3	Résultats . . . . .	42
5.2.4	Interprétation de la relation adimensionnelle . . . . .	47
5.3	Estimation des courbes IDF des précipitations pour le climat futur . . . . .	49
5.3.1	Modèle intégré . . . . .	49
5.3.2	Niveaux de retour à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau jusqu'en 2100 . . . . .	50

5.3.3 Courbes IDF des précipitations à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau jusqu'en 2100 . . . . .	52
5.4 Estimation des courbes IDF pour les autres stations au Québec . . . . .	54
 CHAPITRE 6 DISCUSSION . . . . .	57
6.1 Choix du modèle d'échelle . . . . .	57
6.2 Modélisation de la dépendance inter-durées . . . . .	58
6.3 Variabilité inter-membres . . . . .	58
6.4 Intégration du facteur de correction . . . . .	59
 CHAPITRE 7 CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS . . . . .	60
7.1 Synthèse des travaux . . . . .	60
7.2 Limitations et améliorations futures . . . . .	61
 RÉFÉRENCES . . . . .	62
ANNEXES . . . . .	67

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau 3.1	Interprétation du facteur de Bayes. . . . .	22
Tableau 5.1	Comparaison des modèles d'échelle simple et général à la station Aéroport International Pierre-Elliott-Trudeau. . . . .	34
Tableau 5.2	Comparaison de modèles d'échelle général stationnaires et non stationnaires à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. . . . .	38
Tableau 5.3	Comparaison de modèles d'échelle général stationnaires et non stationnaires du membre KDA du modèle ClimEx au point de grille contenant la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. . . . .	43
Tableau 5.4	Estimation des paramètre $\eta$ et $\nu$ du membre KDA du modèle ClimEx pour la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau selon le ratio d'échelle. . . . .	45
Tableau 5.5	Comparaison de l'ensemble des modèles d'échelle général stationnaires et non stationnaires du modèle ClimEx au point de grille contenant la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. . . . .	46
Tableau 5.6	Spécification du modèle d'échelle général utilisé pour la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. . . . .	50

## LISTE DES FIGURES

Figure 1.1	Courbes IDF pour la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau de Montréal produites par ECCC. . . . .	2
Figure 4.1	Stations météorologiques d'ECCC disposant d'au moins 10 ans de données de précipitations au Québec. . . . .	24
Figure 4.2	Représentation schématique de la chaîne de modélisation ClimEx dans laquelle les membres CanESM2 sont utilisés pour entraîner les modèles CRCM5 et hydrologiques. . . . .	26
Figure 4.3	Variation moyenne de la température moyenne de l'air à la surface en fonction du temps simulée par l'ensemble ClimEx au point de grille contenant la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. . .	27
Figure 4.4	Variation de la température moyenne de l'air à la surface en fonction du temps simulée par le membre KDI de ClimEx au point de grille contenant la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. . .	28
Figure 4.5	Émissions accumulées des gaz à effet de serre en équivalent CO <sub>2</sub> dans l'atmosphère en fonction du temps selon le scénario RCP8.5. . . . .	29
Figure 4.6	Variation de l'indice NAO en fonction du temps. . . . .	29
Figure 4.7	Variation de l'indice AMO en fonction du temps. . . . .	30
Figure 4.8	Variation de l'indice WHWP en fonction du temps. . . . .	31
Figure 4.9	Matrice de chaleur des coefficients de corrélations entre les intensités de précipitations et les variables explicatives pour la station Montréal-Trudeau. . . . .	32
Figure 5.1	Comparaison des graphiques quantiles-quantiles avec intervalles de confiance des modèles d'échelle simple et général pour les précipitations observées à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. . . . .	35
Figure 5.2	Courbes IDF à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau estimées par (a) le modèle d'échelle simple et (b) le modèle d'échelle général. Les niveaux de retour ponctuels pour une durée $d \in \mathcal{D}$ sont représentés par des croix. . . . .	36
Figure 5.3	Histogramme de sélection des différents modèles pour l'ensemble des stations selon leur critère BIC. . . . .	39

Figure 5.4	Graphiques quantiles-quantiles résiduels avec intervalles de confiance pour l'ajustement du modèle $\mu \sim temps, \sigma \sim temps$ pour chacune des durées d'accumulation des précipitations simulées du membre KDA du modèle ClimEx. . . . .	44
Figure 5.5	Histogramme de sélection des différents modèles pour les 139 points de grille de l'ensemble ClimEx selon leur critère BIC. . . . .	45
Figure 5.6	Estimation du facteur de correction $\Delta\eta_{cumulative}(t)$ en 2099. . . . .	48
Figure 5.7	Estimation du facteur de correction $\Delta\nu_{cumulative}(t)$ en 2099. . . . .	49
Figure 5.8	Estimation des niveaux de retour correspondant à la période de retour 5 ans pour la durée d'accumulation 1h à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau selon l'approche stationnaire (bleue) et l'approche non stationnaire proposée (rouge). . . . .	51
Figure 5.9	Évolution du facteur de correction pour la période de retour 5 ans à la durée 1 heure en fonction de la température moyenne de l'air ( ° K) avec intervalles de confiance à 95% à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. . . . .	52
Figure 5.10	Courbes IDF à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau estimées par le modèle d'échelle ajusté aux observations et celles produites par le modèle intégré pour les années 2025, 2050 et 2099. . . . .	53
Figure 5.11	Augmentation relative de l'estimation du niveau de retour pour la période de retour 5 ans et de durée 1 heure pour l'ensemble des 139 stations météorologiques pour les années projetées a) 2025, b) 2050, c) 2075 et d) 2099. . . . .	55
Figure 5.12	Courbes IDF à la station Îles-de-la-Madeleine estimées par le modèle d'échelle ajusté aux observations et celles produites par le modèle intégré pour les années 2025, 2050 et 2099. . . . .	56
Figure A.1	Comparaison des graphiques quantiles-quantiles avec intervalles de confiance des modèles d'échelle simple et général des précipitations observées à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. (suite) . . .	67
Figure A.1	Comparaison des graphiques quantiles-quantiles avec intervalles de confiance des modèles d'échelle simple et général des précipitations observées à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. (suite) . . .	68
Figure A.1	Comparaison des graphiques quantiles-quantiles avec intervalles de confiance des modèles d'échelle simple et général des précipitations observées à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. (suite) . . .	69



## LISTE DES SIGLES ET ABRÉVIATIONS

AMO	Oscillation atlantique multidécennale
BIC	Critère d'information bayésien
CanESM2	Modèle canadien du système terrestre de deuxième génération
CMIP	Coupled Model Intercomparison Project Phase
ClimEx	Climate Change and Hydrological Extremes
CRCM5	Cinquième génération du Canadian Regional Climate Model
ECCC	Environnement et Changement climatique Canada
EVT	Théorie des valeurs extrêmes
GCM	Modèle climatique global
GES	Gaz à effet de serre
GEV	Loi généralisée des valeurs extrêmes
IDF	Intensité-Durée-Fréquence
MTQMD	Ministère du Transport et de la Mobilité durable du Québec
NAO	Oscillation nord-atlantique
PAB	Pluviomètres à augets basculeurs
RCM	Modèle climatique régional
RCP	Representative Concentration Pathway
WHWP	Réservoir d'eaux chaudes de l'hémisphère occidental

**LISTE DES ANNEXES**

Annexe A	Graphiques quantiles-quantiles complémentaires des modèles d'échelle simple et général . . . . .	67
Annexe B	Estimation des niveaux de retour pour les périodes de retour 2, 5, 10, 50 et 100 ans pour la durée d'accumulation 1h à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. . . . .	71
Annexe C	Estimation des niveaux de retour pour la période de retour 5 ans pour l'ensemble des durées d'accumulation à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. . . . .	73

## CHAPITRE 1 INTRODUCTION

### 1.1 Mise en contexte

Les événements climatiques extrêmes mettent sous pression les infrastructures collectives et personnelles. Les plus récents rapports du Groupe d’experts intergouvernemental sur le climat (GIEC) indiquent que la fréquence et l’intensité de ces événements augmenteront au fil des ans au Canada (IPCC, 2023). C’est pourquoi il apparaît important de moderniser certains outils d’ingénierie pour anticiper de façon adéquate les risques et limiter les conséquences financières et humaines potentielles.

Les ingénieurs utilisent entre autres les courbes intensité-durée-fréquence (IDF) pour quantifier les extrêmes et pour concevoir des infrastructures résistantes aux aléas climatiques comme les barrages, les digues et les réseaux d’égouts. Les courbes IDF décrivent la relation entre l’intensité, la durée et la période de retour d’un aléa climatique tel que les précipitations extrêmes en un lieu donné pour plusieurs durées d’accumulation, typiquement entre 5 minutes et 24 heures. En d’autres mots, la période de retour correspond au temps d’attente moyen avant d’observer un dépassement de ce niveau.

Ces courbes sont généralement fondées sur l’analyse fréquentielle des précipitations historiques enregistrées aux stations météorologiques. La figure 1.1 présente un exemple de courbes IDF produites par Environnement et Changement climatique Canada (ECCC) pour la station météorologique de l’aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. Toutefois, ces courbes IDF n’incluent pas les projections des changements climatiques. Ces projections sont nécessaires pour dimensionner des infrastructures ayant une longue durée de vie utile dans le but d’assurer la pérennité et la sécurité de celles-ci. En plus, les courbes IDF estimées en climat futur permettraient de préciser les niveaux de retour attendus des précipitations extrêmes dans un contexte de changements climatiques (Arnbjerg-Nielsen, 2012). Des institutions comme l’Association canadienne de normalisation questionnent les méthodes de formulation et d’interprétation des courbes IDF dans ce contexte et on émis dans les dernières années un avis d’intention en vue de mettre à jour le cadre normatif en la matière (CSA Group, 2023).

La théorie des valeurs extrêmes (EVT) procure un cadre statistique formel pour la modélisation et l’analyse des valeurs extrêmes. L’EVT permet de décrire le comportement asymptotique de valeurs extrêmes même lorsque la distribution sous-jacente des données n’est pas connue (Coles, 2001). Notamment, la distribution généralisée des valeurs extrêmes (GEV) issue de l’EVT s’appuie sur des séries de maxima observés ou simulés sur des périodes fixes

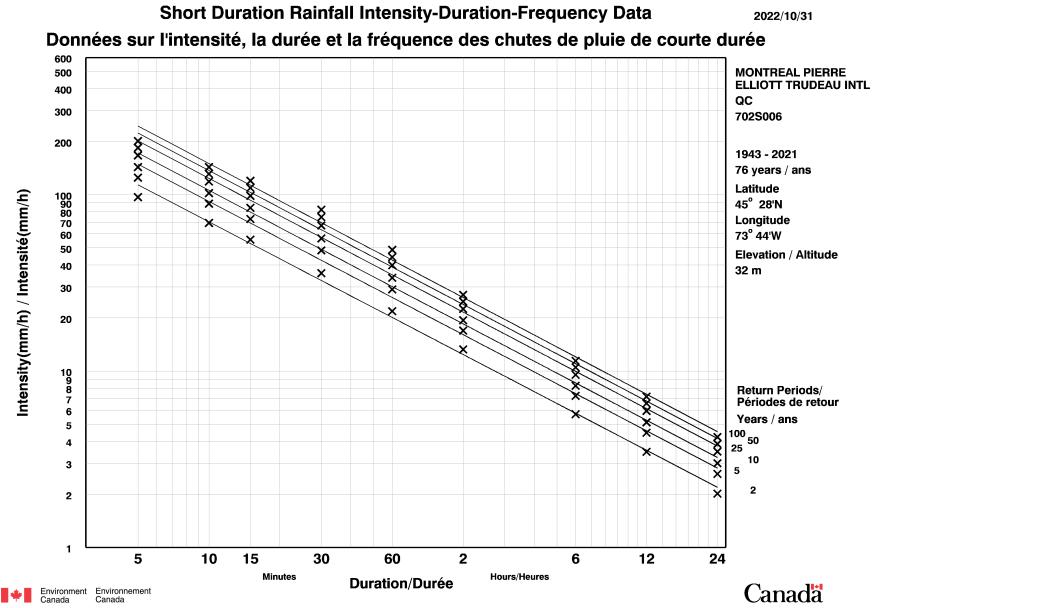


FIGURE 1.1 Courbes IDF pour la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau de Montréal produites par ECCC.

pour caractériser les probabilités d'occurrence des événements rares. C'est également à partir de cette distribution qu'il est possible de calculer les périodes et niveaux de retour d'un événement de précipitations extrêmes avec leurs incertitudes.

Puisque les extrêmes sont par définition rares, ceci entraîne une grande incertitude lors de l'extrapolation à des périodes de retour excédant l'étendue des observations. C'est pourquoi il est primordial d'exploiter le maximum d'information dans le cadre de la théorie des valeurs extrêmes, afin de réduire la variance échantillonnale des estimations.

## 1.2 Problématique

Les courbes IDF actuellement disponibles aux ingénieurs comportent certaines limites méthodologiques. D'abord, il est d'usage d'estimer de façon indépendante la distribution GEV pour chaque durée. Une telle approche ne permet pas le partage d'information entre les différentes durées, alors qu'une modélisation conjointe permettrait d'améliorer la précision des estimations et de leurs incertitudes.

Il faut souligner également que, pour les IDF produites par ECCC, les distributions marginales sont ajustées à une loi de Gumbel qui est un cas particulier de la GEV. Cette loi est une simplification réductrice des processus de précipitations, car elle assume une décroissance exponentielle dans les probabilités extrêmes, ce qui, en pratique, n'est pas toujours le cas.

En pratique, pour une période de retour donnée, il existe une relation d'ordre entre les niveaux de retour correspondant aux différentes durées d'accumulation. Par exemple, si l'accumulation sur 30 min est de 50 mm, il ne peut y avoir une accumulation inférieure à 50 mm pour les durées supérieures. Typiquement, plus la durée est courte, plus l'intensité du niveau de retour est élevée. Cependant, lorsque la loi GEV est estimée indépendamment pour chaque durée, il n'est pas garanti que les niveaux de retour des courbes satisfassent cette relation d'ordre en raison de leur grande incertitude, ce qui peut entraîner des incohérences dans les courbes IDF. Les modèles d'échelle permettent d'imposer cette contrainte en introduisant une structure supplémentaire qui relie l'ensemble des séries de données de manière cohérente à travers les échelles temporelles (Koutsoyiannis *et al.*, 1998). Cette structure s'appuie sur les propriétés fractales présentes dans les processus de pluie (Lovejoy et Mandelbrot, 1985) et est représentée par un rapport entre les intensités des précipitations attendues pour deux périodes d'accumulation  $\frac{d_1}{d_2}$ . De plus, l'estimation par un modèle d'échelle simplifie l'optimisation en réduisant le nombre de paramètres nécessaires et en augmentant la taille de l'échantillon due à la mise en commun des données de différentes durées d'accumulation. Ce dernier aspect est particulièrement bénéfique pour réduire les incertitudes recensées sur les niveaux de retour.

Ensuite, les courbes IDF n'intègrent pas l'effet des changements climatiques. Elles supposent que les précipitations extrêmes sont stationnaires dans le temps, comme si les conditions historiques allaient se poursuivre indéfiniment dans le temps, ce qui est incohérent avec les changements climatiques. Pour étudier la non-stationnarité des précipitations extrêmes en fonction des tendances projetées du climat, il faut avoir recours aux simulations issues de modèles climatiques. Entre autres, les modèles climatiques globaux (GCM) fournissent une vue d'ensemble des tendances climatiques futures en simulant des variables comme la température et les précipitations selon les principes découlant de la science physique sur de longues périodes temporelles et de grandes régions géographiques. Ainsi, la théorie des valeurs extrêmes est appliquée sur les sorties des modèles dans le but d'étudier et d'extrapoler les événements climatiques extrêmes. Or, la résolution limitée de ces modèles nécessite souvent l'utilisation de techniques de réduction d'échelles pour capturer des détails régionaux.

Les modèles climatiques régionaux (RCM) complètent ces analyses en offrant une résolution plus fine, adaptée aux caractéristiques locales. Cependant, les données simulées de ces modèles restent limitées, leur granularité n'excédant pas l'échelle horaire. Les phénomènes physiques tels que les orages à haute intensité et de courtes durées ne peuvent donc pas être résolus, alors qu'ils sont responsables, en général, des précipitations extrêmes. Par conséquent, les modèles climatiques présentent un biais dans la représentation de ces événements (Jeon *et al.*, 2016) qui nécessitent d'être corrigés.

Pour surmonter ces restrictions, différentes méthodes de correction des biais empiriques ou paramétriques ont été mises au point au fil du temps. Ces méthodes visent à corriger la fonction de répartition simulée de la variable aléatoire étudiée pour qu'elle corresponde davantage à la fonction de répartition observée. Toutefois, de nombreuses méthodes couramment utilisées, par exemple, l'ajustement par quantiles et la méthode Delta n'incluent pas explicitement les incertitudes sur leurs estimations, car elles se concentrent principalement sur les ajustements de la moyenne ou des quantiles sans modéliser la distribution complète ou la variabilité de ces corrections (Cannon *et al.*, 2015). De plus, malgré ces ajustements, la granularité des données simulées reste inchangée et le signal du changement climatique pour les précipitations infra-horaires n'est pas disponible. Pour caractériser des précipitations infra-horaires, il faut nécessairement appliquer des techniques de réduction d'échelles. Ainsi, estimer des courbes IDF infra-horaires avec leurs incertitudes uniquement à partir de données simulées s'avère plus complexe qu'à partir de données observées.

Pour répondre à ces enjeux, il serait avantageux de développer une méthode qui intègre le signal climatique dans les courbes IDF des précipitations observées. Une telle méthode permettrait d'estimer des courbes IDF infra et supra-horaires en climat futur sans technique additionnelle.

### 1.3 Objectif du mémoire

Le but de ce travail est de proposer une méthodologie permettant d'estimer des courbes IDF précises et cohérentes en climat futur afin de mieux planifier les infrastructures face aux précipitations extrêmes. Le premier objectif consiste à modéliser les courbes IDF des précipitations observées avec un modèle d'échelle. Cette approche permet d'exploiter au mieux l'information disponible sur l'ensemble des durées d'accumulation tout en adoptant une distribution flexible et cohérente avec la théorie des valeurs extrêmes.

Le deuxième objectif consiste à modéliser les courbes IDF des précipitations simulées découlant d'un modèle climatique par un modèle d'échelle. La non-stationnarité doit être incorporée dans le modèle par l'ajout de variables explicatives. La méthode mise de l'avant propose l'estimation de facteurs de correction qui capteront la variabilité temporelle et régionale du changement climatique.

Enfin, le troisième et dernier objectif est d'appliquer les facteurs de correction estimés à partir des précipitations simulées aux courbes IDF des précipitations observées. L'approche retenue permettra de produire des courbes IDF pour le climat futur.

Le mémoire comporte 7 chapitres. Les chapitres 2 et 3 présentent respectivement la revue

de la littérature et le cadre théorique. Les chapitres 4 et 5 couvriront la présentation des données, la méthodologie choisie et les résultats. Puis, les chapitres 6 et 7 serviront à discuter des résultats et à présenter les conclusions générales de la recherche ainsi que les avenues futures.

## CHAPITRE 2 REVUE DE LITTÉRATURE

La revue de littérature proposée dans ce chapitre aborde le développement historique des méthodes d'estimation des courbes IDF. Un survol des méthodologies empiriques et paramétriques est présenté en soulignant l'utilisation croissante des modèles climatiques pour préciser les estimations futures des précipitations extrêmes. Par la suite, les avancées théoriques sur les modèles d'échelle et sur la modélisation de la non-stationnarité dans les processus de précipitations seront abordées en mettant l'accent sur les améliorations qu'elles apportent aux courbes IDF. Enfin, la dernière section traitera de la méthodologie actuellement employée au Canada par ECCC pour élaborer ces courbes.

### 2.1 Courbes intensité-durée-fréquence

Le développement des courbes IDF remonte aux années 1930. Cet outil est développé pour faciliter la gestion des eaux pluviales et pour prévenir les inondations. Bernard (1932) formalise une relation empirique entre l'intensité des précipitations  $i(T, d)$ , la durée d'accumulation  $d$  et la période de retour  $T$ , exprimée en années, à laquelle cette intensité est observée. Il montre que cette relation dérive d'une loi de puissance :

$$i(T, d) = a(T) \cdot d^{-b(T)}, \quad (2.1)$$

où  $a$  et  $b$ , sont des coefficients estimés empiriquement à chaque station. Cette relation a servi à la conception et au dimensionnement de nombreuses infrastructures hydrauliques par le passé et est parfois encore utilisée de par sa simplicité.

Par la suite, Chow (1951) développe une approche empirique permettant de modéliser les extrêmes hydrologiques à partir des statistiques échantillonales :

$$i_T = \bar{x} + K_T \cdot \sigma, \quad (2.2)$$

où  $i_T$  est l'estimation de l'intensité  $i$  ayant une période de retour de  $T$  années.  $\bar{x}$  et  $\sigma$  sont respectivement la moyenne et l'écart-type de l'échantillon, et  $K_T$  est un facteur de fréquence découlant de la distribution de probabilités arbitrairement choisie.

Parallèlement, Gumbel (1958) propose une approche probabiliste. Il introduit la théorie des valeurs extrêmes en hydrologie en appliquant la loi de Gumbel, une des premières distributions utilisées pour l'estimation des maxima de précipitations. Cette contribution à la théorie

des valeurs extrêmes est importante, car elle définit une approche asymptotique rigoureuse pour les événements rares. Cependant, les hypothèses sous-jacentes à la loi de Gumbel ne s'appliquent pas à toutes les formes de queues de distribution observées dans les données hydrologiques limitant sa généralisation.

Cette limite est résolue par Jenkinson (1955) lorsqu'il formalise l'utilisation de la loi généralisée des valeurs extrêmes (GEV) qui englobe trois types de distributions (Gumbel, Fréchet et Weibull). Cette distribution permet une plus grande flexibilité dans la modélisation des extrêmes hydrologiques en particulier dans la représentation de la queue des distributions par l'intégration d'un paramètre de forme  $\xi \in \mathbb{R}$ . Elle permet également de produire les courbes IDF de façon paramétrique et de capturer l'incertitude via les paramètres de la distribution. Depuis, un grand nombre d'études à travers le monde ont développé des courbes IDF en utilisant la loi GEV ou ses extensions afin de quantifier les extrêmes de précipitations associés à des climats et à des géographies distincts (Koutsoyiannis *et al.*, 1998; Veneziano *et al.*, 2006; Bougadis et Adamowski, 2006; Huard *et al.*, 2012; Fauer *et al.*, 2021).

## 2.2 Modélisation conjointe des précipitations extrêmes

La théorie des modèles d'échelle en hydrologie statistique repose sur les recherches menées par Lovejoy et Mandelbrot (1985) qui démontrent la présence de propriétés fractales dans les processus de pluie. Gupta et Waymire (1990) introduisent la notion d'une relation d'échelle simple qui s'appliquent aux accumulations de précipitations sur plusieurs durées. Leurs travaux se sont principalement concentrés sur l'échelle spatiale, alors que des études subséquentes comme celles de Burlando et Rosso (1996) ont étendu ces principes à l'échelle temporelle démontrant que les maxima annuels de précipitations suivent aussi une relation d'échelle.

Par la suite, Menabde *et al.* (1999) formalisent la relation entre l'intensité des précipitations et les durées en développant le modèle d'échelle simple (*simple scaling*). Ce modèle requiert un paramètre supplémentaire, l'exposant d'échelle, qui demeure constant entre les durées d'accumulation. L'introduction de ce paramètre établit une relation d'ordre entre les précipitations de différentes durées améliorant ainsi la cohérence structurelle des courbes IDF lors de leur estimation, car cela évite qu'elles ne se croisent. Chagnaud *et al.* (2021) confirment notamment les hypothèses du modèle d'échelle simple en démontrant par un cas d'étude des précipitations dans la région du Sahel qu'un tel modèle présente un meilleur ajustement lorsque les différentes durées sont analysées conjointement plutôt que séparément.

Koutsoyiannis *et al.* (1998) propose une extension au modèle d'échelle simple en introduisant un deuxième paramètre qui fournit une plus grande flexibilité à la courbe IDF. L'objectif

de ce modèle est entre autres de remédier à la surestimation des événements extrêmes sur les durées infra-horaires. En effet, le modèle d'échelle général (*general scaling*) ajoute un aplatissement graduel aux courbes IDF pour les plus courtes durées.

Ce modèle a fait l'objet de nombreuses études récemment au Canada. Notamment, Ouarda *et al.* (2019) ont étudié celui-ci sur deux sites en Ontario (Canada) et un site en Californie (États-Unis) en appliquant le modèle d'échelle général non stationnaire. Ils démontrent que ce modèle est plus robuste que l'approche traditionnelle en particulier pour les stations météorologiques disposant de données infra-horaires. Mathivon (2023) a examiné la pertinence de l'estimation de l'incertitude associée aux estimations des paramètres du modèle d'échelle général à l'aide de la vraisemblance composite. Puis, Paoli *et al.* (2024) ont mis au point une procédure de test d'adéquation visant à déterminer si un modèle d'échelle s'applique aux données de précipitations observées aux stations météorologiques au Canada.

Une autre alternative aux modèles d'échelle est proposée par Bougadis et Adamowski (2006) sous le nom de modèle d'échelle hybride (*hybrid scaling*). Leur hypothèse repose sur le fait que les séries temporelles de précipitations peuvent présenter des relations d'échelle distinctes selon la durée d'accumulation. Contrairement aux modèles précédents, qui supposent une relation d'échelle uniforme sur toutes les durées, le modèle hybride propose l'utilisation de deux exposants d'échelle distincts : un premier exposant pour les courtes durées et un second pour les longues durées. Yeo *et al.* (2021) ont appliqué ce modèle pour décrire le lien entre les maxima annuels de précipitations à différentes échelles temporelles au Canada et en Corée du Sud.

Enfin, Van de Vyver (2018) introduit plus récemment le modèle d'échelle composite (*composite scaling*) qui considère des relations d'échelle distinctes pour les différents paramètres de la distribution GEV. Ce modèle a été appliqué avec succès dans diverses régions pour améliorer les estimations des courbes IDF lorsque les données d'observation sont rares ou dispersées (Courty *et al.*, 2019; Fauer *et al.*, 2021).

### **2.3 Courbes IDF estimées à partir de modèles climatiques**

Le développement et la disponibilité croissante de modèles climatiques globaux et régionaux ont fait évoluer l'estimation des courbes IDF en permettant l'analyse des précipitations extrêmes dans des conditions climatiques simulées et projetées. Mailhot *et al.* (2012) ont mené l'une des premières analyses canadiennes quantifiant l'évolution future des précipitations extrêmes au Canada en utilisant les données du Programme régional nord-américain d'évaluation du changement climatique (NARCCAP) constitué de plusieurs modèles climatiques

régionaux. Ils ont constaté une augmentation généralisée de l'intensité des précipitations extrêmes au Canada, avec des changements relatifs compris entre 12% et 18%, en particulier dans les régions non-côtières telles que le sud de l'Ontario et le Québec. Ces résultats ont notamment été centraux aux recommandations fournies au MTMDQ en 2014 concernant les majorations à apporter aux courbes IDF pour les horizons 2040-2070 et 2070-2100 pour l'ensemble du Québec (Mailhot *et al.*, 2014).

Silva *et al.* (2021) ont mené une analyse de la non-stationnarité des précipitations en climat futur en étudiant six stations météorologiques dans six provinces respectivement. Ils concluent que les courbes IDF stationnaires ne permettront pas d'extrapoler adéquatement les précipitations extrêmes dans un climat futur, en particulier pour les régions côtières. Le nombre de stations mises à l'étude est toutefois limité pour un territoire aussi grand que le Canada et aucune station sur le territoire du Québec ne faisait partie de l'échantillon.

Crévolin *et al.* (2023) ont utilisé des simulations issues des modèles climatiques CMIP5 et CMIP6 avec divers scénarios d'émissions pour actualiser les courbes IDF de 30 villes canadiennes. Leurs résultats suggèrent des augmentations substantielles des intensités des précipitations de l'ordre de 30 à 40% en moyenne au cours de la période 2071-2100. Ils notent également que les périodes de retour infra-horaires pour des tempêtes similaires deviennent nettement plus fréquentes.

Par ailleurs, il faut noter que les études précédentes étudient l'évolution des intensités des précipitations sur des intervalles de temps. Il n'y a pas, à notre connaissance, de modélisation continue des précipitations extrêmes sur toute la période de simulation.

De plus, les données simulées issues d'un modèle climatique présentent généralement un biais par rapport aux observations réelles en raison de la résolution spatiale et temporelle limitée des modèles qui ne modélisent pas les détails régionaux et les processus physiques de haute résolution (Maraun, 2016). Maraun et Widmann (2018) recensent les principales approches pour pallier à ces problèmes, notamment la réduction d'échelle statistique, la correction des biais et les générateurs de conditions météorologiques. Ces techniques visent à aligner la distribution statistique des simulations sur celle des observations, mais les modifications spatiales ou temporelles engendrées peuvent compromettre la cohérence interne des données simulées. Par conséquent, ces ajustements nécessitent des validations approfondies et doivent être appliqués avec précaution (Maraun, 2016).

Une autre approche pour actualiser les courbes IDF en climat futur est de déterminer un facteur de correction estimé à partir des données simulées. Le facteur est ensuite appliqué aux niveaux de retour observés des précipitations extrêmes pour une durée et une période de retour données dans le but d'obtenir les niveaux de retour projetés. Dans le cadre d'études

menées au Québec, Mailhot *et al.* (2007) ont proposé un facteur de correction s'inspirant du principe des *areal reduction factors* et qui se base sur le rapport entre le quantile estimé au point de grille provenant d'une simulation climatique et le quantile estimé à la station. Similairement, Jalbert *et al.* (2017) proposent un facteur de correction correspondant au rapport entre les quantiles projetés entre une année  $t_1$  et  $t_2$ .

## 2.4 Modélisation des extrêmes non stationnaires

Les processus météorologiques comme la précipitation présentent des changements réguliers au fil du temps en raison de la saisonnalité, des phénomènes climatiques récurrents ou de tendances à long terme. Mekis et Hogg (1999) constatent une augmentation de la précipitation de l'ordre de 1,7% par décennie avec une augmentation maximale à l'automne lors d'une étude sur les séries de précipitations entre 1948 et 1995 au Canada. Westra *et al.* (2013) analysent pour leur part la présence de tendances dans les séries de maxima annuels d'intensité de précipitations obtenues à partir d'un ensemble de données mondiales de plus de 8000 stations météorologiques sur une période allant de 1900 à 2009. Ils constatent à leur tour une tendance statistiquement significative à la hausse pour près du deux-tiers des stations étudiées.

Parallèlement à ces études, de nombreux développements théoriques sont proposés afin d'intégrer la non-stationnarité dans les paramètres des distributions issues de la théorie des valeurs extrêmes. Coles (2001) formalise une méthodologie générale pour le développement de modèles GEV non stationnaires qui conserve les avantages théoriques de l'EVT. Similairement, Katz *et al.* (2002) propose une suite de modèles GEV non stationnaires afin d'expliquer les effets des changements climatiques sur l'augmentation de la température et des précipitations extrêmes.

L'estimation de courbes IDF intégrant la non-stationnarité a été largement explorée en particulier par l'ajout de variables explicatives telles que les émissions de gaz à effet de serre (GES) et les oscillations climatiques (Ouarda *et al.*, 2019; Nolet-Gravel, 2019; Fauer et Rust, 2023). Ces approches reconnaissent que les précipitations extrêmes sont influencées par les tendances atmosphériques à long terme et les indices climatiques tels que l'oscillation atlantique multidécennale (AMO), l'oscillation nord-atlantique (NAO) et le réservoir d'eaux chaudes de l'hémisphère occidental (WHWP) et que les modèles résultants améliorent la précision des courbes IDF.

Plus récemment, des variables explicatives dérivées de la température ont été utilisées autant à l'échelle globale que régionale pour modéliser les précipitations extrêmes. Jayaweera *et al.* (2024) ont conclu que la température globale est la seule variable explicative en Australie

permettant d'expliquer une partie significative de la variabilité naturelle des précipitations extrêmes. Sun *et al.* (2021) ont effectué une méta-analyse comprenant des stations de partout à travers le monde. Ils concluent également que la température moyenne globale en tant que variable explicative présente une relation statistiquement significative avec les précipitations extrêmes et cohérente avec les estimations théoriques anticipées par la relation Clausius-Clapeyron. Toutefois, aucune étude portant sur les stations météorologiques au Canada ne semble avoir étudié la non-stationnarité en fonction de la température moyenne simulée au point de grille.

## 2.5 Méthodologie actuelle au Canada

La méthodologie actuellement employée par ECCC pour l'estimation des courbes IDF au Canada se base sur l'ajustement des maxima annuels d'intensités de précipitations à une distribution de Gumbel par la méthode des moments (ECCC, 2019). Ce modèle estime, de manière indépendante pour chacune des durées d'accumulation, les niveaux de retour associés à des périodes de retour standards comprises entre 2 et 100 ans. Plusieurs études ont proposées des méthodologies alternatives : Simonovic *et al.* (2016) et Nolet-Gravel (2019) ont respectivement comparé différents modèles stationnaires et non stationnaires des précipitations extrêmes en ajustant des données simulées issues de RCMs à une distribution GEV. Similairement, Jalbert *et al.* (2022) ont proposé l'intégration de variables explicatives spatiales pour partager l'information entre les stations météorologiques dans l'est du Canada afin de pallier à la faible densité des stations du réseau. Enfin, Mathivon (2023) a analysé la modélisation conjointe des différentes durées d'accumulation, en mettant en évidence les dépendances structurelles entre elles, dans le but d'améliorer l'ajustement des courbes IDF.

En somme, cette revue de littérature met l'accent sur la robustesse statistique des modèles d'échelle pour l'estimation des courbes IDF. Elle souligne également l'utilisation croissante de modèles climatiques pour détecter la non-stationnarité dans les précipitations afin de préciser l'estimation des événements extrêmes en contexte de changements climatiques. Ces éléments théoriques sont à la base du travail de recherche et seront explorés plus en profondeur dans le chapitre suivant.

## CHAPITRE 3 CADRE THÉORIQUE

Ce chapitre présente les concepts théoriques essentiels pour l'estimation des courbes IDF. D'abord, la théorie des valeurs extrêmes est introduite en mettant l'accent sur le modèle des maxima par bloc. Ensuite, les extensions à ce modèle sont abordées dont l'application de la non-stationnarité et les modèles d'échelle. Enfin, un survol des outils d'estimation statistique et des méthodes de correction de biais est présenté.

### 3.1 Théorie des valeurs extrêmes

La théorie des valeurs extrêmes s'intéresse à la modélisation des événements rares d'une variable aléatoire. Ces événements sont typiquement caractérisés par la queue d'une distribution de probabilités.

#### 3.1.1 Distribution généralisée des valeurs extrêmes

Considérons alors une séquence de variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées  $X_1, X_2, \dots$  ayant la fonction de répartition commune  $F$ . Le maximum des  $n$  premières variables est défini tel que :

$$M_n = \max\{X_1, \dots, X_n\}. \quad (3.1)$$

Il s'ensuit que la distribution de  $M_n$  peut être obtenue pour tout  $n$  selon :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\{M_n \leq z\} &= \mathbb{P}\{X_1 \leq z, \dots, X_n \leq z\} \\ &= \mathbb{P}\{X_1 \leq z\} \times \dots \times \mathbb{P}\{X_n \leq z\} \\ &= \{F(z)\}^n. \end{aligned} \quad (3.2)$$

Cependant, en pratique, la fonction de répartition  $F$  n'est pas connue. Une première approche pour déterminer  $F^n$  serait d'estimer  $F$  à partir des observations et d'obtenir la loi du maximum tel qu'indiqué par l'équation 3.2. Cette approche est toutefois sensible aux petites erreurs d'estimation de  $F$ , lesquelles peuvent être fortement amplifiées lorsqu'on les élève à la puissance  $n$ . Une deuxième alternative, celle préconisée par la théorie des valeurs extrêmes, consiste à estimer directement  $F^n$  par une famille de modèles approximatifs qui prendra en compte seulement les données extrêmes. Cette approche est plus précise que la précédente pour l'étude des valeurs extrêmes.

Pour éviter que  $M_n$  ne dégénère lorsque  $n \rightarrow \infty$ , car  $F^n(z) \rightarrow 0$  (voir l'équation 3.2), une transformation linéaire est requise. Cette transformation, formulée par le théorème 3.1.1, permet de stabiliser la distribution limite.

**Théorème 3.1.1** (Fisher et Tippett (1928); Gnedenko (1943)). *S'il existe des suites de constantes  $\{a_n > 0\}$  et  $\{b_n\}$  telles que*

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P} \left( \frac{M_n - b_n}{a_n} \leq z \right) = G(z) \quad (3.3)$$

*pour une distribution  $G$  non dégénérée, alors  $G$  est nécessairement de la forme suivante :*

$$G(z) = \begin{cases} \exp \left\{ -[1 + \xi z]^{-1/\xi} \right\} & \text{si } \xi \neq 0, \\ \exp \left\{ -\exp(-z) \right\} & \text{si } \xi = 0; \end{cases} \quad (3.4)$$

*définie sur  $\{z : 1 + \xi z > 0\}$ , où  $\xi \in \mathbb{R}$  est le paramètre de forme.*

Le théorème 3.1.1 exhibe la seule forme possible de la loi asymptotique des maxima, peu importe la distribution sous-jacente  $F$ . Selon la valeur du paramètre de forme  $\xi$ , le comportement des valeurs extrêmes est différent :

- (i) Si  $\xi < 0$  : la queue de la distribution est bornée à droite (queue finie).
- (ii) Si  $\xi = 0$  : la queue de la distribution décroît exponentiellement (queue légère).
- (iii) Si  $\xi > 0$  : la queue de la distribution décroît de façon polynomiale (queue lourde).

### 3.1.2 Modèle des maxima par bloc

En pratique, pour un  $n$  fini mais suffisamment grand, on peut approximer la loi du maximum normalisé par la loi  $G(z)$  de l'équation (3.4). Les constantes de normalisation  $a_n$  et  $b_n$  sont généralement inconnues, puisque la distribution  $F$  est également inconnue. On suppose alors qu'elles existent et on les estime avec les données :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(M_n \leq z) &\approx G(a_n z + b_n) \\ &\approx \begin{cases} \exp \left[ - \left\{ 1 + \xi \left( \frac{z-\mu}{\sigma} \right) \right\}^{-\frac{1}{\xi}} \right] & \text{si } \xi \neq 0, \\ \exp \left[ -\exp \left( -\frac{z-\mu}{\sigma} \right) \right] & \text{si } \xi = 0; \end{cases} \end{aligned} \quad (3.5)$$

où  $\mu = b_n/a_n$  et  $\sigma = a_n$ .

Cette loi exprimée à l'équation (3.5) correspond à la loi des valeurs extrêmes généralisées (GEV, Jenkinson, 1955), où  $\mu \in \mathbb{R}$  et  $\sigma > 0$  correspondent respectivement aux paramètres de localisation et d'échelle.

La méthode des maxima par bloc est une approche courante de la théorie des valeurs extrêmes (EVT) qui implique le partitionnement des données en  $n$  groupes distincts, par exemple par leur année, saison ou mois d'observation, et d'en extraire pour chacun la valeur maximale. La série de maxima résultante, lorsque la taille des blocs est suffisamment grande, converge vers une distribution de la loi GEV telle que décrite précédemment.

Le choix de la taille de bloc  $n$  repose sur un compromis entre biais et variance. C'est-à-dire que si les blocs sont trop petits, la loi GEV n'est plus une bonne approximation, ce qui peut biaiser les estimations et les extrapolations. À l'inverse, si les blocs sont trop grands, on se retrouve avec trop peu de maxima à analyser, ce qui augmente l'incertitude sur les estimations. En sciences environnementales, la taille de bloc est généralement d'une année.

### 3.1.3 Extension au cas non stationnaire

En modélisation statistique, la non-stationnarité correspond au changement de la loi de probabilité sous-jacente des variables aléatoires au cours du temps. Dans le contexte des précipitations extrêmes, on s'attend à ce que leur distribution évolue en fonction des changements climatiques. En pratique, il est commun dans la littérature de considérer  $\xi$  stationnaire du fait de la grande variabilité du paramètre et de son incidence sur la forme asymptotique de la distribution GEV (Coles, 2001).

Soit  $M(t)$  le maximum de l'année  $t$ . L'indice  $n$  est largué, mais le maximum dépend toujours de la taille de bloc. Si la taille de bloc est suffisamment grande, on peut supposer que le maximum de chaque année est distribuée selon la loi GEV, mais que les paramètres de localisation et d'échelle de cette loi peuvent changer avec les années :

$$M(t) \sim GEV(\mu(t), \sigma(t), \xi). \quad (3.6)$$

Cette approche permet de modéliser les extrêmes d'une suite non stationnaire. Les formes des paramètres non stationnaires peuvent être représentées par différentes relations, par exemple linéaires, quadratiques ou exponentielles.  $x_t$  est une variable explicative évoluant en fonction du temps telle que la concentration cumulée des gaz à effet de serre dans l'atmosphère ou un indice climatique :

$$\mu_t = \begin{cases} \mu_0, \\ \mu_0 + \mu_1 x_t, \\ \mu_0 + \mu_1 x_t + \mu_2 x_t^2. \end{cases} \quad (3.7)$$

$$\sigma_t = \begin{cases} \sigma_0, \\ \sigma_0 + \sigma_1 x_t, \\ \sigma_0 + \sigma_1 x_t + \sigma_2 x_t^2. \end{cases} \quad (3.8)$$

Par exemple, si le paramètre de localisation est fonction de la température moyenne annuelle  $\text{tas}$ , alors le paramètre serait représentée de la manière suivante :

$$\mu_t = \mu_0 + \mu_1 \cdot \text{tas}(t). \quad (3.9)$$

La paramétrisation du modèle GEV peut être écrite telle que :

$$\theta(t) = h(\mathbf{x}^\top \boldsymbol{\beta}), \quad (3.10)$$

où  $\theta$  peut représenter  $\mu$ ,  $\sigma$  ou  $\xi$ ,  $h$  une fonction spécifiée,  $\boldsymbol{\beta}$  le vecteur de paramètres et  $\mathbf{x}$  le vecteur de variables explicatives.

### 3.2 Courbes intensité-durée-fréquence

Les courbes IDF des précipitations correspondent à un ensemble d'intensités  $\{i_T(d) : d \in \mathcal{D}\}$ , exprimées en millimètres par heure (mm/h) qui ne sont dépassées en moyenne qu'une fois par  $T$  années, pour un ensemble  $\mathcal{D}$  de durées d'accumulation. L'intensité  $i_T(d)$  découle de la fonction inverse de la distribution GEV ajustée indépendamment aux maxima annuels de chacune des durées. La fréquence d'occurrence de  $i_T(d)$  est déterminée par sa période de retour  $T$ . De ce fait, l'équation générale d'une courbe IDF s'écrit comme suit :

$$i_T = \begin{cases} \mu - \frac{\sigma}{\xi} \left[ 1 - \left\{ -\ln(1 - \frac{1}{T}) \right\}^{-\xi} \right], & \xi \neq 0, \\ \mu - \sigma \ln \left\{ -\ln(1 - \frac{1}{T}) \right\}, & \xi = 0. \end{cases} \quad (3.11)$$

### 3.2.1 Extension au cas non stationnaire

Comme mentionné précédemment, la non-stationnarité est représentée par des paramètres de la distribution d'origine qui évoluent dans le temps. La non-stationnarité sur le paramètre de localisation  $\mu$  agit sur la moyenne et entraîne un déplacement vertical des courbes IDF, alors que sur le paramètre d'échelle agit sur la variance en modifiant la distance entre les courbes IDF.

L'équation 3.11 est donc reformulée pour un cas arbitraire où  $\mu$  et  $\sigma$  sont non stationnaires :

$$i_T = \left( \mu_t - \frac{\sigma_t}{\xi} \left[ 1 - \left\{ -\ln \left( 1 - \frac{1}{T} \right) \right\}^{-\xi} \right] \right). \quad (3.12)$$

## 3.3 Modèles d'échelle entre les durées d'accumulation

Pour une période de retour donnée et plusieurs durées d'accumulation, il existe une équation reliant les intensités des précipitations à la durée d'accumulation. Cette relation est justifiée empiriquement par les propriétés fractales des précipitations qui suggèrent une structure d'échelle :

$$i_T(d) = \frac{w}{(d^v + \delta)^\alpha}, \quad (3.13)$$

où  $w, v, \delta$  et  $\alpha$  sont des coefficients strictement positifs. Plusieurs formulations différentes découlent de cette équation selon l'application hydrologique (Koutsoyiannis *et al.*, 1998). Une interprétation courante de l'équation précédente des courbes IDF est de considérer séparément la dépendance fonctionnelle sur la période de retour  $T$  de celle de la durée d'accumulation  $d$  :

$$i_T(d) = \frac{a(T)}{b(d)}. \quad (3.14)$$

Cette formulation générale se fonde sur l'ajout d'une relation d'échelle uniforme appliquée aux intensités maximales de précipitations sur l'ensemble des durées d'accumulation. La fonction  $a(T)$  dépend uniquement de la distribution  $F_Y$  des intensités maximales :

$$a(T) = F_Y^{-1} \left( 1 - \frac{1}{T} \right). \quad (3.15)$$

La fonction  $b(d)$ , quant à elle, découle du dénominateur de l'équation 3.13 :

$$b(d) = (d^v + \delta)^\alpha. \quad (3.16)$$

### 3.3.1 Modèle indépendant

Supposons que la variable  $Y_d$  représente l'intensité maximale de précipitations enregistrée à un endroit et une année données pour une durée d'accumulation  $d \in \mathcal{D}$ . On définit alors :

$$Y_d \sim GEV(\mu_d, \sigma_d, \xi_d), \quad (3.17)$$

avec  $\mu_d \in \mathbb{R}$ ,  $\sigma_d > 0$  et  $\xi_d \in \mathbb{R}$ .

Lorsque les paramètres de l'équation 3.13 sont définis comme  $v = 1$ ,  $\delta = 0$  et  $\alpha = 1$ , on obtient un modèle sans relation d'échelle. Cela revient à considérer une loi GEV indépendante pour chacune des durées d'accumulation  $d \in \mathcal{D}$ . Ainsi, l'intensité  $i_T(d)$  pour la période de retour  $T$  est égale à :

$$i_T(d) = \frac{a(T)}{d}. \quad (3.18)$$

### 3.3.2 Modèle d'échelle simple

Le modèle d'échelle simple dit *simple scaling* s'appuie sur l'hypothèse que la relation entre les intensités de précipitations et leur durée d'accumulation suit une loi de puissance. Pour un paramètre d'échelle  $\lambda$ , on définit :

$$Y_d \stackrel{\mathcal{L}}{=} \lambda \cdot Y_{d_0}, \quad (3.19)$$

où  $Y_d$  représente l'intensité maximale de précipitations pour une année  $d$ ,  $Y_{d_0}$  représente l'intensité maximale pour une durée de référence  $d_0 > 0$  choisie arbitrairement et positive (Burlando et Rosso, 1996) et où  $\stackrel{\mathcal{L}}{=}$  indique l'égalité en loi de probabilités.

Le ratio d'échelle découle de la fonction d'échelle 3.16, lorsque  $v = 1$ ,  $\delta = 0$  et  $\alpha = 1$ , et décrit le lien structurel entre  $Y_d$  et  $Y_{d_0}$ . Il est défini tel que :

$$\lambda = \left( \frac{d}{d_0} \right)^{-\alpha}, \quad (3.20)$$

où l'exposant d'échelle  $\alpha$  est défini tel que  $0 < \alpha \leq 1$  et est indépendant de la durée de référence choisie.

Ce ratio repose sur les propriétés d'échelle observées empiriquement dans les séries annuelles de maxima de précipitations (Gupta et Waymire, 1990). Cette structure se généralise sur l'ensemble des distributions de probabilités  $Y_d$  pour  $d \in \mathcal{D}$ . En effet, cette propriété est dite égale en loi de probabilité, car les distributions conservent toutes la forme de la loi GEV,

mais leurs paramètres sont modifiés par le facteur d'échelle  $\lambda$  :

$$Y_d \stackrel{\mathcal{L}}{=} \left( \frac{d}{d_0} \right)^{-\alpha} Y_{d_0}. \quad (3.21)$$

La distribution de probabilités comprend ainsi quatre paramètres  $(\mu_{d_0}, \sigma_{d_0}, \xi_{d_0}, \alpha)$  et prend la forme suivante :

$$Y_d \sim GEV \left\{ \mu_{d_0} \left( \frac{d}{d_0} \right)^{-\alpha}, \quad \sigma_{d_0} \left( \frac{d}{d_0} \right)^{-\alpha}, \quad \xi_{d_0} \right\}, \quad (3.22)$$

où  $\mu_{d_0}$ ,  $\sigma_{d_0}$ ,  $\xi_{d_0}$  proviennent de la distribution GEV marginale de durée  $d_0$ .

### 3.3.3 Modèle d'échelle général

Le modèle d'échelle général dit *general scaling* est une extension du modèle précédent. En effet, un cinquième paramètre de décalage  $\delta$  est introduit dans le ratio d'échelle (Koutsoyiannis *et al.*, 1998). Il est défini tel que :

$$\lambda = \left( \frac{d + \delta}{d_0 + \delta} \right)^{-\alpha}, \quad (3.23)$$

avec  $0 < \alpha \leq 1$  et  $\delta > 0$ .

Plus la valeur de  $\delta$  est grande, plus la concavité de la courbe sur l'échelle log-log est prononcée. À l'inverse, lorsque  $\delta \rightarrow 0$ , la courbe devient de plus en plus linéaire comme un modèle *simple scaling* :

$$Y_d \stackrel{\mathcal{L}}{=} \left( \frac{d + \delta}{d_0 + \delta} \right)^{-\alpha} Y_{d_0}, \quad \text{pour } \delta > 0. \quad (3.24)$$

La distribution de probabilités comprend ainsi cinq paramètres  $(\mu_{d_0}, \sigma_{d_0}, \xi_{d_0}, \alpha, \delta)$  et prend la forme suivante :

$$Y_d \sim GEV \left\{ \mu_{d_0} \left( \frac{d + \delta}{d_0 + \delta} \right)^{-\alpha}, \quad \sigma_{d_0} \left( \frac{d + \delta}{d_0 + \delta} \right)^{-\alpha}, \quad \xi_{d_0} \right\}, \quad (3.25)$$

où  $\mu_{d_0}$ ,  $\sigma_{d_0}$ ,  $\xi_{d_0}$  proviennent de la distribution GEV marginale de durée  $d_0$ .

### 3.3.4 Autres modèles d'échelle

D'autres extensions au modèle *simple scaling* ont été motivées par des études empiriques portant sur l'ajustement de paramètres d'échelle à la distribution GEV (Bougadis et Ada-

mowski, 2006; Courty *et al.*, 2019). Le modèle hybride considère que la propriété d'échelle doit être optimisée différemment pour les petites et les grandes durées d'accumulation relativement à la durée de référence  $d_0$ . Dans ce modèle,  $d_0$  correspond à la durée où une cassure est identifiée dans la relation d'échelle de la série de données. Cette cassure force l'utilisation de deux exposants d'échelle  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$  :

$$\begin{cases} Y_d \stackrel{\mathcal{L}}{=} \left(\frac{d}{d_0}\right)^{-\alpha_1} Y_{d_0}, & d \leq d_0, \\ Y_d \stackrel{\mathcal{L}}{=} \left(\frac{d}{d_0}\right)^{-\alpha_2} Y_{d_0}, & d > d_0. \end{cases}$$

Le modèle composite est une autre alternative qui considère des échelles distinctes pour les paramètres de localisation  $\mu$  et d'échelle  $\sigma$  de la distribution GEV pour toute durée de référence  $d_0 > 0$  et  $0 < \alpha_\mu \leq 1$ ,  $0 < \alpha_\sigma \leq 1$  :

$$\begin{cases} \mu_d = \mu_{d_0} \left(\frac{d}{d_0}\right)^{-\alpha_\mu}, \\ \sigma_d = \sigma_{d_0} \left(\frac{d}{d_0}\right)^{-\alpha_\sigma}, \\ \xi_d = \xi_{d_0}. \end{cases}$$

Ces deux derniers modèles sont introduits à titre informatif, mais ne seront pas utilisées lors de l'analyse.

### 3.4 Estimation statistique

Une méthode courante pour l'estimation des paramètres de la distribution GEV est celle du maximum de la vraisemblance. Cette méthode permet d'obtenir des estimations ponctuelles ainsi que des intervalles de confiance sur les paramètres inconnus, tout en étant suffisamment flexible pour intégrer la non-stationnarité (Coles, 2001). Or, pour les modèles d'échelle, la vraisemblance fournie par les modèles d'échelle ne tient pas compte de la dépendance statistique entre les maxima de différentes durées (Mathivon, 2023). En effet, les maxima sur plusieurs durées peuvent avoir été générés par la même tempête. La vraisemblance qui découle du modèle (3.25) correspond donc à une vraisemblance composite (Varin *et al.*, 2011). La présente section passe en revue l'inférence qui découle de la vraisemblance composite, soit les estimations ponctuelles, les estimations par intervalle avec la matrice d'information de Godambe et la sélection de modèle.

### 3.4.1 Estimation ponctuelle

Par définition, la fonction de vraisemblance composite simple est le produit des vraisemblances marginales unidimensionnelles (Varin *et al.*, 2011) :

$$L_{uni}(\boldsymbol{\theta} \mid y_{i,d}(i, d)) = \prod_{d \in \mathcal{D}} \prod_{i=1}^n f_{(Y_{i,d} \mid \boldsymbol{\theta})}(y_{i,d}). \quad (3.26)$$

La log-vraisemblance composite correspondante est alors donnée par :

$$cl(\boldsymbol{\theta}; y) = \log L_{uni}(\boldsymbol{\theta} \mid y). \quad (3.27)$$

L'estimateur du maximum de vraisemblance est ensuite déterminé en maximisant la vraisemblance d'un vecteur de paramètres  $\boldsymbol{\theta}$  :

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{CL} = \arg \max_{\boldsymbol{\theta}} cl(\boldsymbol{\theta}; y). \quad (3.28)$$

### 3.4.2 Estimation par intervalle

La spécification de la vraisemblance constitue une simplification, car elle implique que la dépendance statistique entre les maxima de différentes durées n'est pas explicitement modélisée. Cependant, Mathivon (2023) a démontré qu'il est possible d'estimer adéquatement les incertitudes sur les estimations sans recourir à la modélisation de la dépendance à l'aide de la matrice d'information Godambe. La méthode d'estimation des incertitudes tient alors compte du fait que la vraisemblance composite est une approximation de la vraisemblance complète.

#### Matrice d'information Godambe

Pour un vecteur de paramètres  $\theta \in \Theta$ , on définit d'abord le score composite,  $u(\theta; y) = \nabla_{\theta} l_{uni}(\theta; y)$ , associé à une observation  $y = \{y_{d_1}, \dots, y_{d_m}\}$ . Celui-ci est obtenu en dérivant la log-vraisemblance composite par rapport aux paramètres. Ensuite, les matrices de sensibilité  $H(\theta)$  et de variabilité  $J(\theta)$  sont définies telles que (Varin *et al.*, 2011) :

$$H(\theta) = E_{\theta}\{-\nabla_{\theta} u(\theta; Y)\}, \quad (3.29)$$

$$J(\theta) = var_{\theta}\{u(\theta; Y)\}. \quad (3.30)$$

On obtient alors la matrice  $G$  d'information Godambe qui remplace la matrice d'information

de Fisher dans l'estimation classique des incertitudes basée sur la vraisemblance :

$$G(\theta) = H(\theta)J(\theta)^{-1}H(\theta). \quad (3.31)$$

Sous les conditions de régularité (Cramér, 1946), on a que le maximum de vraisemblance satisfait :

$$\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta_0) = \frac{1}{\sqrt{n}} G(\theta_0)^{-1} \sum_{i=1}^n \frac{\partial \log f(X_i, \theta)}{\partial \theta} + \epsilon_n, \quad (3.32)$$

où  $\epsilon_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} 0$  et  $\xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}}$  dénote la convergence en loi. On peut en déduire la convergence suivante :

$$\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta_0) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}\left\{0, G(\theta_0)^{-1}\right\}. \quad (3.33)$$

### Méthode Wald

La méthode Wald permet d'estimer un intervalle de confiance autour de l'estimateur du maximum de vraisemblance lorsque celui-ci est asymptotiquement normal tel que déduit précédemment.

On obtient, pour chaque paramètre  $\theta_j$ , un intervalle de confiance de niveau  $(1 - \alpha)$  :

$$\hat{\theta}_{n,j} \pm z_{1-\alpha/2} \cdot \sqrt{\left[G^{-1}(\hat{\theta}_n)\right]_{jj}/n}, \quad (3.34)$$

où  $z_{1-\alpha/2}$  est le quantile de la loi normale standard, et  $\left[G^{-1}(\hat{\theta}_n)\right]_{jj}$  désigne l'élément diagonal correspondant au paramètre  $\theta_j$  dans la matrice de covariance.

#### 3.4.3 Sélection de modèle

Pour comparer l'ajustement de différents modèles, le logarithme du facteur de Bayes entre les modèles  $M_1$  et  $M_2$  est approximé par :

$$\ln(B_{21}) \approx \text{BIC}_2 - \text{BIC}_1, \quad (3.35)$$

où  $\text{BIC}_j$  est le résultat du critère d'information bayésien (BIC) adapté pour la vraisemblance composite (Varin *et al.*, 2011) du modèle  $M_j$  :

$$\text{BIC} = -2 \text{ cl}(\hat{\theta}_{CL}; y) + (\log n \times \dim(\theta)), \quad (3.36)$$

où  $n$  représente le nombre de données et  $\dim(\theta)$  représente le nombre de paramètres effectifs estimés par la matrice de sensibilité et la matrice d'information Godambe :

$$\dim(\theta) = \text{tr} \left\{ H(\theta) G(\theta)^{-1} \right\}. \quad (3.37)$$

Enfin, le facteur de Bayes peut être interprété selon le tableau 3.1 (Kass et Raftery, 1995).

TABLEAU 3.1 Interprétation du facteur de Bayes.

<b>Facteur de Bayes</b>	<b>Évidence en faveur de <math>M_2</math></b>
$0 < \ln(B_{21}) \leq 1/2$	faible
$1/2 < \ln(B_{21}) \leq 1$	substantielle
$1 < \ln(B_{21}) \leq 2$	forte
$\ln(B_{21}) > 2$	décisive

## CHAPITRE 4 DONNÉES

Ce chapitre fera un survol des différentes séries de données et variables explicatives explorées lors de la recherche. D'abord, deux types de données sont utilisés pour l'estimation des courbes IDF au Québec en climat actuel et futur, soit les données historiques des précipitations enregistrées aux stations météorologiques d'Environnement et Changement climatique Canada (ECCC), et les données simulées provenant de l'ensemble climatique ClimEx. Ensuite, certaines variables temporelles et climatiques sujettes à influencer les précipitations extrêmes au Québec sont brièvement présentées.

### 4.1 Données de précipitations observées

ECCC entretient un réseau national de stations météorologiques qui servent entre autres à enregistrer les accumulations de précipitations observées annuellement. Au Québec, 139 stations disposent d'un minimum de 10 années ou plus d'observations disponibles ouvertement en ligne<sup>1</sup>. Les maxima annuels de ces séries sont extraits de chaque station pour les durées d'accumulation 5, 10, 15 et 30 minutes et 1, 2, 6, 12 et 24 heures. Également, des vérifications et des contrôles de qualité sont effectués dans le but de valider que les valeurs retenues correspondent effectivement aux maxima annuels, en évaluant notamment l'exhaustivité des observations du pluviomètre à augets basculeurs (PAB). Elles permettent, par exemple, de confirmer que les plus fortes précipitations n'ont pas eu lieu à des périodes où le PAB était hors service (ECCC, 2019). Notons d'ailleurs que dues aux conditions météorologiques froides en hiver, les PAB sont généralement hors service entre les mois de novembre et d'avril (Mailhot *et al.*, 2007).

La taille de l'échantillon provenant d'une station varie selon sa date de mise en service et s'étend jusqu'à 2021, soit la dernière année de mise à jour des courbes IDF par ECCC. Par exemple, la station de l'aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau de Montréal s'étend de 1943 à 2021 avec des données manquantes pour les années 1994, 1995 et 2003, alors que la station de l'aéroport de Jean-Lesage de la Ville de Québec s'étend de 1961 à 2021. Par ailleurs, certaines stations sont désormais hors service et ne collectent plus de données. Leur échantillon se termine donc à une année avant 2021. La localisation des stations à l'étude est représentée à la figure 4.1.

---

1. [https://collaboration.cmc.ec.gc.ca/cmc/climate/Engineer\\_Climate>IDF/](https://collaboration.cmc.ec.gc.ca/cmc/climate/Engineer_Climate>IDF/)

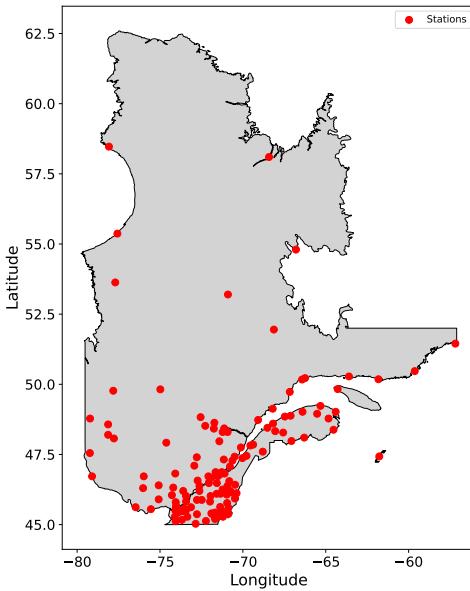


FIGURE 4.1 Stations météorologiques d'ECCC disposant d'au moins 10 ans de données de précipitations au Québec.

## 4.2 Données de précipitations simulées

Le projet Climate Change and Hydrological Extremes (ClimEx, Leduc *et al.*, 2019) est une collaboration scientifique entre le Québec et la région de la Bavière, en Allemagne, dont l'objectif était d'étudier les impacts des changements climatiques sur les événements météorologiques et hydrologiques extrêmes et d'identifier les répercussions sur les systèmes de gestion de l'eau dans ces territoires. Le résultat de cette collaboration est la création d'un ensemble de simulations climatiques provenant d'un modèle climatique régional (RCM) disponible pour la communauté scientifique.

L'ensemble consiste en 50 simulations à haute résolution ( $0.11^\circ$  latitude-longitude, soit  $\approx 11$  km) sur la période 1950-2099. Les simulations ont été générées par la 5ième génération du Canadian Regional Climate Model (CRCM5). Chaque simulation a été produite pour 2 régions spatiales, soit le nord-est de l'Amérique du Nord et une large partie de l'Europe de l'Ouest. Les conditions aux frontières de ces régions ont été fixées par le modèle canadien de système terrestre (CanESM2) et ont subi des perturbations atmosphériques pour simuler cinq séries historiques entre 1850 et 1949. De nouvelles perturbations ont été introduites en 1950 pour chaque série afin de générer 10 nouveaux membres. L'ensemble final est donc

composé de 50 membres provenant de cinq familles aux conditions initiales distinctes. De plus, le scénario RCP8.5 dictant les émissions de gaz à effet de serre observées et simulées a été imposé au modèle CanESM2. Enfin, en raison de la nature chaotique des modèles numériques de climat, chacune des 50 simulations est supposée indépendante (Leduc *et al.*, 2019). La figure 4.2 propose une représentation schématique de la chaîne de modélisation employée par l'équipe de recherche.

Dans une étude précédente, Whan et Zwiers (2016) ont démontré la capacité du modèle CRCM5 à bien reproduire les échelles spatio-temporelles des processus atmosphériques. Plus spécifiquement, ils ont étudié le schéma spatial, le cycle annuel et la distribution des précipitations extrêmes sur des durées d'accumulation quotidiennes. Innocenti *et al.* (2019) ont mené une étude similaire sur les durées d'accumulation infra-quotidiennes et concluent également que les intensités des précipitations à cette échelle sont fidèles aux processus atmosphériques attendus.

En complément aux données observées, seules les données simulées correspondant à chaque point de grille contenant une station météorologique d'ECCC ont été considérées. Les données simulées ont été compilées avec un pas de temps horaire et agrégées selon différentes durées d'accumulation (1h, 2h, 6h, 12h et 24h). De plus, dans le but d'exclure les précipitations solides et pour tenir compte du fait que les PAB ne sont pas fonctionnels durant les mois d'hiver au Québec, seules les précipitations entre les mois de mai et octobre inclusivement ont été conservées. Avec le réchauffement climatique, il est probable que les précipitations liquides deviennent plus fréquentes lors des mois plus froids. Or, puisque seul le maximum annuel est conservé, la probabilité que cet extrême survienne pendant ces mois demeure faible.

### **4.3 Variables explicatives potentielles pour la variabilité naturelle des précipitations extrêmes**

Lorsqu'il s'agit d'analyser les variations temporelles d'un processus physique comme les précipitations, il est raisonnable de considérer l'augmentation de la température due aux changements climatiques comme un facteur explicatif potentiel. En effet, la relation de Clausius-Clapeyron décrit le lien physique entre la température et la pression de saturation d'une substance en équilibre entre sa phase liquide et sa phase gazeuse. Plus précisément, cette formule indique que le pourcentage d'humidité dans l'air augmente de 7% par degré Celsius ou Kelvin d'augmentation de la température ambiante (Allen et Ingram, 2002). Quelques études ont exploré l'impact de l'augmentation de la température sur l'intensité des précipitations. D'abord, Lentink *et al.* (2017) ont déterminé que l'impact sur les intensités de précipitations au niveau des durées infra-quotidiennes peut être jusqu'à deux fois plus grand que pour

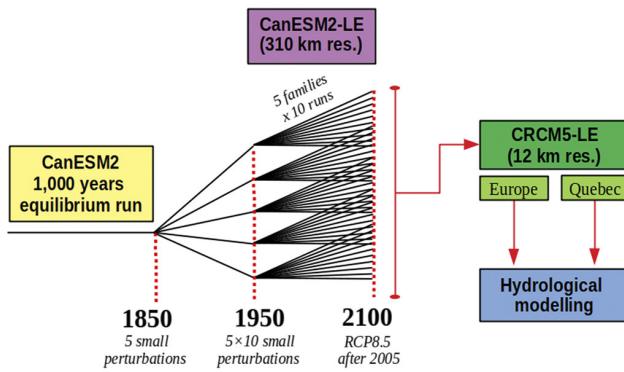


FIGURE 4.2 Représentation schématique de la chaîne de modélisation ClimEx dans laquelle les membres CanESM2 sont utilisés pour entraîner les modèles CRCM5 et hydrologiques.

**Source :** Leduc, M. et al. (2019). The ClimEx Project : A 50-Member Ensemble of Climate Change Projections at 12-km Resolution over Europe and Northeastern North America with the Canadian Regional Climate Model (CRCM5). *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 58(4), 663-693.  
<https://doi.org/10.1175/JAMC-D-18-0021.1>. © American Meteorological Society. Utilisée avec permission.

les durées quotidiennes. Ensuite, Li et Li (2023) ont analysé la variabilité de cette formule selon la géographie des stations dans l'ouest du Canada. Ils soulignent que la relation de Clausius-Clapeyron est amplifiée par deux pour les stations près des côtes océaniques, alors qu'elle est diminuée pour les stations en territoire nordique.

Un facteur clé de l'augmentation de la température au cours des dernières décennies est l'accumulation de la concentration des gaz à effet de serre dans l'atmosphère. Ainsi, la température moyenne et l'accumulation des émissions du CO<sub>2</sub> dans l'atmosphère constituent les premières variables explicatives que nous prendrons en compte. Elles ont été utilisées avec succès dans plusieurs études antérieures (Nolet-Gravel, 2019; Gobeil, 2021). Autrement, trois oscillations climatiques influençant la province du Québec sont également considérées de par leur capacité à refléter l'évolution de la température dans le temps, soit l'oscillation nord-atlantique, l'oscillation atlantique multidécennale et le réservoir d'eaux chaudes de l'hémisphère occidental. D'ailleurs, ces deux dernières oscillations climatiques ont été utilisées par Ouarda *et al.* (2019) lors d'une analyse de la non-stationnarité des précipitations extrêmes en Ontario. Pour les fins de l'analyse de la non-stationnarité, la moyenne annuelle des indices est utilisée pour correspondre à la même échelle temporelle que les maxima de précipitations.

### 4.3.1 Température de l'air à la surface

La figure 4.3 montre l'évolution projetée de la température moyenne de l'air à la surface de la terre selon l'ensemble ClimEx sur la période 1955 à 2099. Les données sont disponibles au pas de temps horaire. À des fins visuels et afin de représenter la tendance future, elles ont été moyennées sur une base annuelle pour les 50 membres de ClimEx. À l'inverse, la figure 4.4 montre l'évolution projetée pour un membre de l'ensemble. Seules les données entre mai et octobre ont été retenues pour correspondre au même espace temporel que les données de précipitations observées. Pour l'application de la non-stationnarité, la moyenne annuelle de la température au point de grille correspondant à la station a été utilisée pour chaque membre. Une démarche similaire a été appliquée au maximum journalier de la température de l'air.

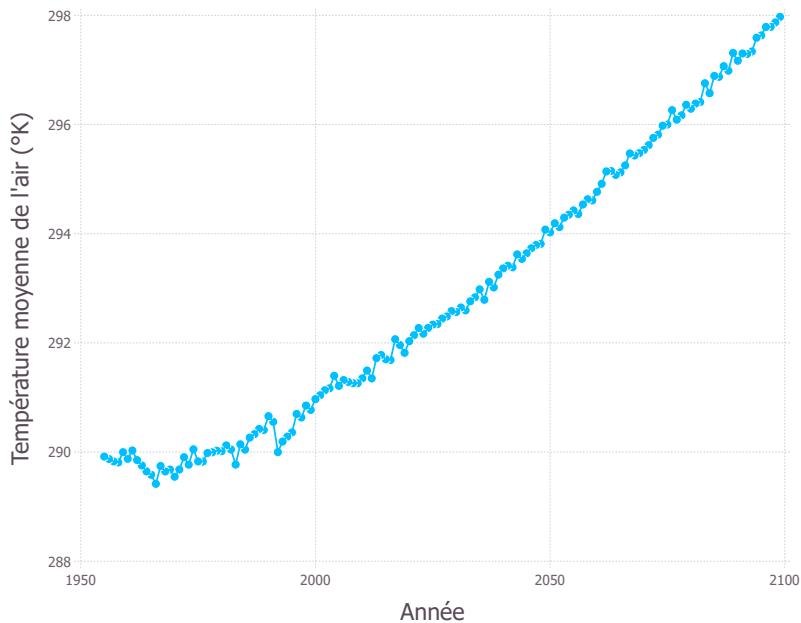


FIGURE 4.3 Variation moyenne de la température moyenne de l'air à la surface en fonction du temps simulée par l'ensemble ClimEx au point de grille contenant la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau.

### 4.3.2 Gaz à effet de serre

La figure 4.5 présente les émissions accumulées en équivalent CO<sub>2</sub> des gaz à effet de serre dans l'atmosphère sur l'intervalle des années 1955 à 2100 selon le scénario RCP8.5. Le RCP8.5 est le scénario d'émissions ayant servi à modéliser ClimEx selon un forçage radiatif d'environ 8.5 W/m<sup>2</sup> d'ici 2100, dictant ainsi l'évolution de la composition atmosphérique sur la période projetée. C'est un scénario à fortes émissions représentant le *statuo quo* advenant l'absence

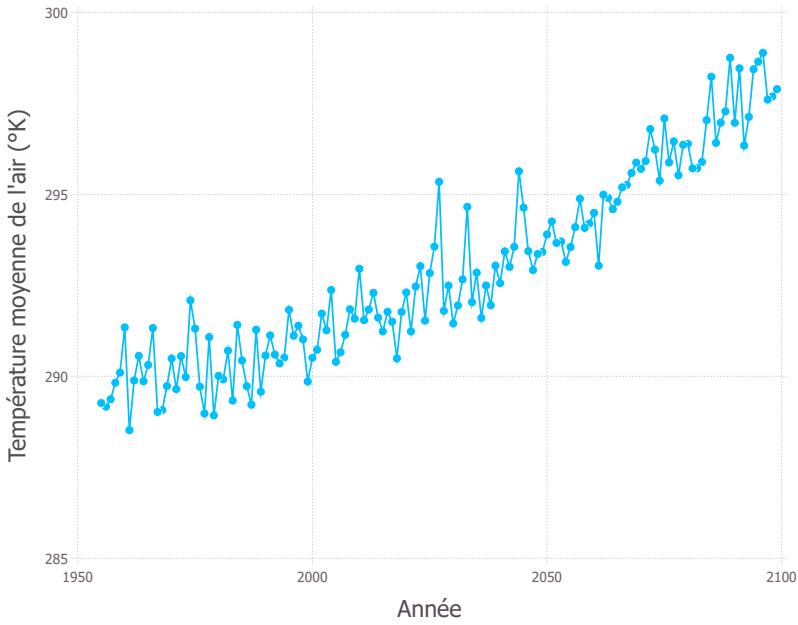


FIGURE 4.4 Variation de la température moyenne de l'air à la surface en fonction du temps simulée par le membre KDI de ClimEx au point de grille contenant la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau.

de mesures fortes pour réduire les causes du changement climatique.

#### 4.3.3 Oscillation nord-atlantique

L’oscillation nord-atlantique (NAO) est un indice climatique qui est directement relié aux températures océaniques du bassin de l’Atlantique Nord. Elle représente les variations annuelles de la différence de pression atmosphérique à la surface de l’océan entre la région des Açores et de l’Islande. L’indice est également caractérisé par une alternance de phases positives et négatives qui influencent la force des vents provenant de l’Ouest et la trajectoire des tempêtes en Amérique du Nord (Hurrell, 1995) vers l’Europe. La série temporelle de l’indice est calculée mensuellement et est disponible en ligne<sup>2</sup> pour les années 1950 à 2024. La figure 4.6 montre l’évolution de la valeur de l’indice sur la période historique 1950 à 2021.

#### 4.3.4 Oscillation atlantique multidécennale

L’oscillation atlantique multidécennale (AMO) est un indice climatique qui représente les variations sur plusieurs décennies des températures à la surface de l’océan Atlantique Nord. Elle se caractérise par l’alternance de phases chaudes et froides qui influencent les tendances clima-

2. <https://www.ncei.noaa.gov/access/monitoring/nao/>

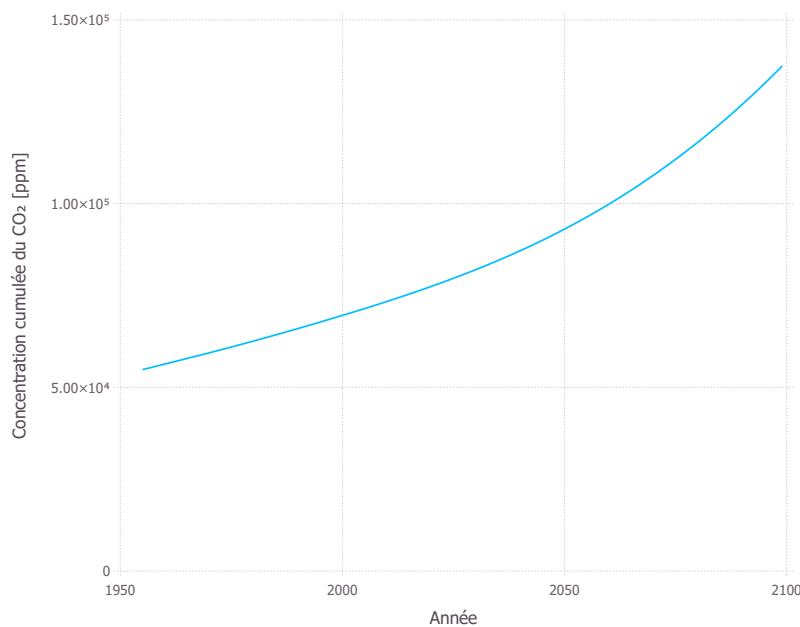


FIGURE 4.5 Émissions accumulées des gaz à effet de serre en équivalent CO<sub>2</sub> dans l'atmosphère en fonction du temps selon le scénario RCP8.5.

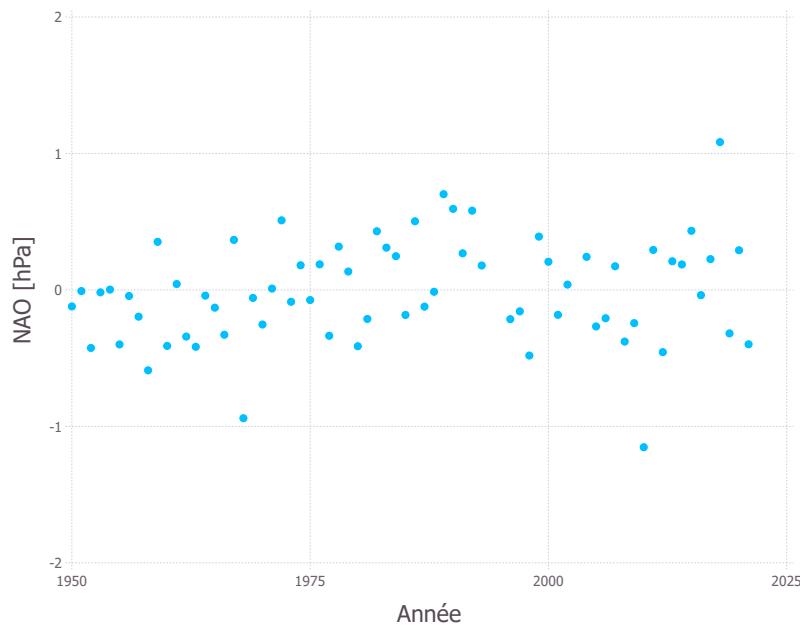


FIGURE 4.6 Variation de l'indice NAO en fonction du temps.

tiques régionales comme les précipitations et l'évolution de l'activité cyclonique en Amérique du Nord et en Europe (Enfield *et al.*, 2001). L'AMO est calculée en soustrayant la tendance linéaire due au réchauffement climatique pour assurer une variabilité climatique naturelle. Cette variabilité représente jusqu'à 40 % de la variance de la température de surface moyenne répertoriée annuellement dans l'océan Atlantique Nord (Delworth *et al.*, 2007). La série temporelle de l'indice est calculée mensuellement et est disponible en ligne<sup>3</sup> pour les années 1856 à 2023. La figure 4.7 montre l'évolution de la valeur de l'indice sur la période historique 1950 à 2021.

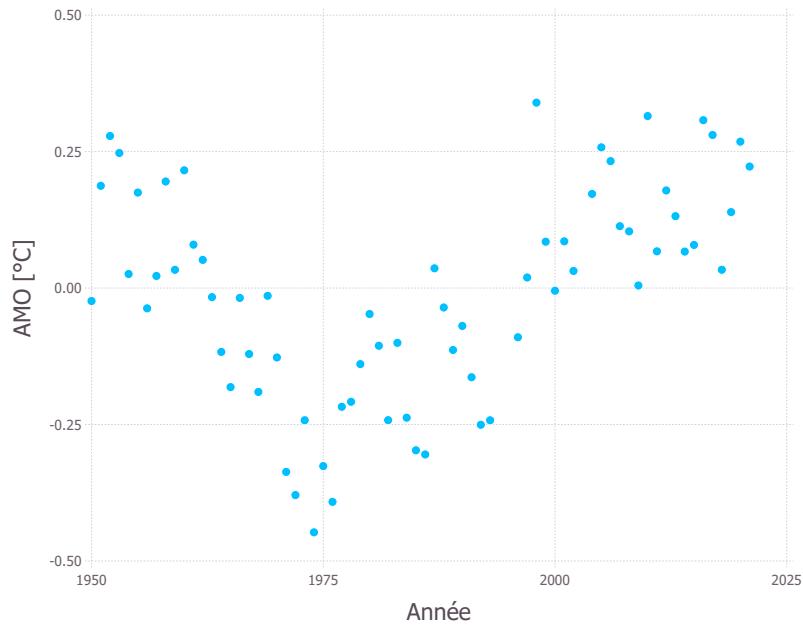


FIGURE 4.7 Variation de l'indice AMO en fonction du temps.

#### 4.3.5 Réservoir d'eaux chaudes de l'hémisphère occidental

L'indice du réservoir d'eaux chaudes de l'hémisphère occidental (WHWP) est fortement corrélé à l'activité cyclonique des ouragans. Il quantifie les anomalies mensuelles de températures au-dessus du seuil de 28,5°C à la surface des océans Atlantique et Pacifique Nord (Wang et Enfield, 2001). Un indice plus élevé indique une probabilité plus élevée de la fréquence et de l'intensité des précipitations extrêmes encourues par un événement de type cyclonique, et vice versa. La série temporelle de l'indice est calculée mensuellement et est disponible en ligne<sup>4</sup> pour les années 1948 à 2024. La figure 4.8 montre l'évolution de la valeur de l'indice

3. <https://psl.noaa.gov/data/timeseries/AMO/>

4. <https://psl.noaa.gov/data/timeseries/month/DS/WHWP/>

sur la période historique 1950 à 2021.

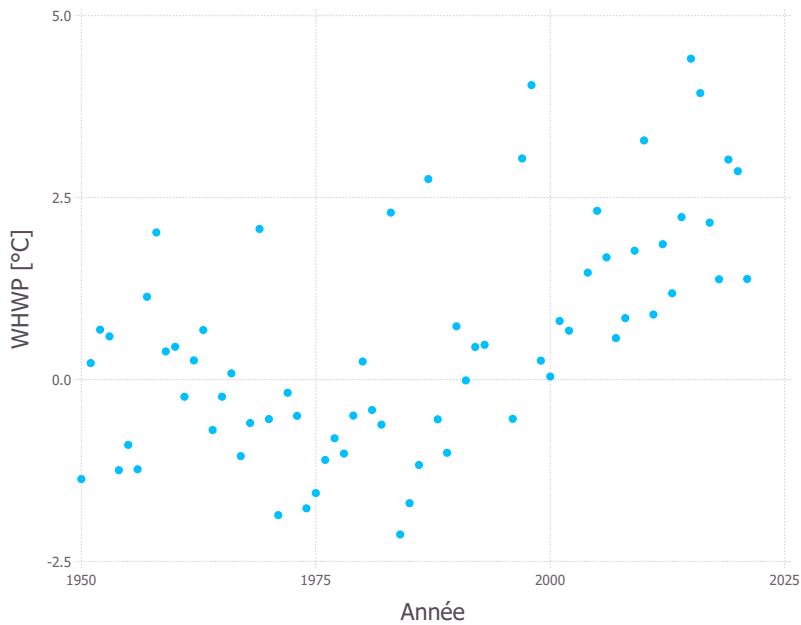


FIGURE 4.8 Variation de l'indice WHWP en fonction du temps.

#### 4.4 Analyse exploratoire

Une analyse exploratoire des variables explicatives proposées a été menée pour quantifier la relation entre celles-ci et les intensités de précipitations observées pour chaque durée d'accumulation. Les coefficients de corrélation ont été calculés pour chaque paire et regroupés sous forme de matrice de chaleur dans la figure 4.9.

Il est possible de noter que l'indice WHWP présente une forte corrélation pour les courtes durées, alors que les variables de temps et de GES ont des corrélations croissantes pour les durées d'accumulation plus longues. Enfin, l'indice NAO présente une corrélation négative croissante de plus en plus marquée pour les longues durées d'accumulation. Effectivement, une phase positive de l'indice NAO témoigne de conditions climatiques davantage sèches. Différentes variables explicatives pourraient être considérées pour tenter d'expliquer la non-stationnarité pour les courtes et les longues durées d'accumulation. Toutefois, nous avons choisi de modéliser une seule variable pour l'ensemble des durées afin de réduire la complexité du modèle. De plus, cela assure une certaine cohérence entre les différentes échelles temporelles, puisque toutes les projections seront dépendantes d'une seule variable explicative.

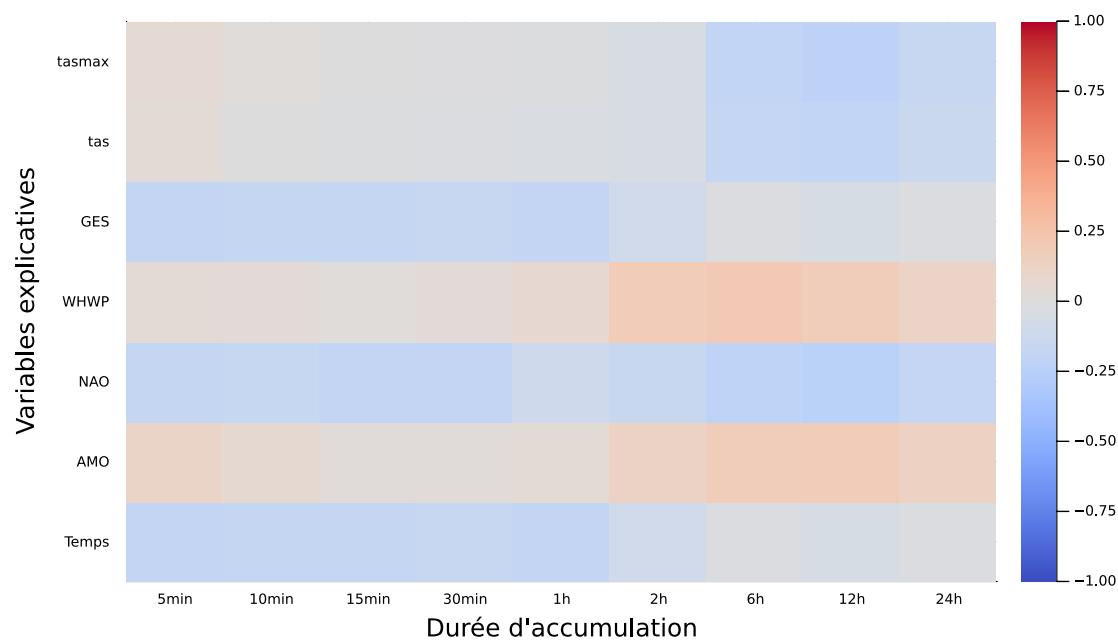


FIGURE 4.9 Matrice de chaleur des coefficients de corrélations entre les intensités de précipitations et les variables explicatives pour la station Montréal-Trudeau.

## CHAPITRE 5 MÉTHODOLOGIE ET RÉSULTATS

Ce chapitre décrit les différentes étapes réalisées au cours de la recherche pour produire des courbes IDF pour le climat futur. En premier lieu, les courbes IDF sont estimées avec les données observées. En deuxième lieu, les maxima annuels d'intensités de précipitations simulées sont modélisées pour estimer les courbes IDF non stationnaires. Des facteurs de correction sont estimés entre les paramètres du modèle et une variable explicative climatique pour représenter la non-stationnarité. Enfin, pour chaque station météorologique, le facteur de correction correspondant au point de grille est appliqué aux courbes IDF des observations pour produire des courbes fiables tenant compte du climat futur selon l'année projetée.

### 5.1 Modélisation des courbes IDF des précipitations observées

Le premier objectif consiste à identifier le modèle statistique pour l'ensemble des durées d'accumulation qui s'ajuste le mieux aux données observées. D'abord, une analyse est effectuée pour déterminer le modèle d'échelle à privilégier selon une station de référence, soit celle de l'aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. Ensuite, la non-stationnarité est étudiée pour déterminer si l'intégration de variables explicatives permet d'expliquer la variabilité naturelle des précipitations extrêmes sur plusieurs durées. Les paramètres de chaque modèle sont estimés par maximum de vraisemblance, et le modèle présentant la meilleure adéquation aux données est retenu comme modèle de référence pour l'ensemble des stations.

Tous les modèles ont été ajustés sur la période correspondant aux années 1950 à 2021 inclusivement et excluant les années manquantes. La période d'observation commence en 1950 pour correspondre au début des séries des indices climatiques utilisés. En effet, l'indice NAO n'est mesuré que depuis 1950.

#### 5.1.1 Choix du modèle d'échelle

La première étape consiste à déterminer s'il est préférable d'ajuster les données sous un modèle d'échelle simple ou général. À cette fin, l'ajustement des différents modèles est effectué par maximum de vraisemblance et les paramètres estimés sont présentés dans le tableau 5.1. Les valeurs entre parenthèses correspondent aux intervalles de confiance à 95% des estimations obtenues par la méthode de Wald.

On remarque que le modèle général présente un critère BIC décisivement plus petit que le modèle simple selon l'interprétation du tableau 3.1. Cela signifie que la flexibilité additionnelle

TABLEAU 5.1 Comparaison des modèles d'échelle simple et général à la station Aéroport International Pierre-Elliott-Trudeau.

<b>Modèle</b>	<b>BIC</b>	<b>Paramètres</b>				
		$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	$\hat{\xi}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\delta}$
simple	3 966.2	18.15 (17.25, 19.05)	5.25 (4.55 , 5.94)	0.062 (-0.0046, 0.13)	0.69 (0.67, 0.71)	
général	3 933.8	19.99 (18.65, 21.33)	5.57 (4.73, 6.14)	0.050 (-0.20, 0.12)	0.76 (0.73, 0.79)	0.077 (0.049, 0.11)

du modèle général est à privilégier. Une validation supplémentaire par graphique quantile-quantile permet de confirmer visuellement l'adéquation aux données. La figure 5.1 compare les graphiques quantiles-quantiles pour trois durées d'accumulation (5 minutes, 1 heure et 24 heures) avec leurs intervalles de confiance calculés par la méthode *bootstrap* non paramétrique sur 1000 échantillons. On remarque que pour la majorité des durées, en particulier celles infra-horaires, la linéarité des ensembles de points est plus évidente avec un modèle d'échelle général. Aussi, les quantiles se retrouvent davantage à l'intérieur de leurs intervalles de confiance respectifs. Ce résultat nous suggère d'utiliser le modèle d'échelle général pour les étapes suivantes. Les graphiques pour les durées d'accumulation complémentaires se trouvent à l'annexe A.

Il est également intéressant de visualiser les courbes IDF produites par les deux modèles d'échelle telles que présentées à la figure 5.2. La figure permet de constater la concavité des courbes qui est introduite par le modèle d'échelle général, un effet plus marqué sur les durées infra-horaires où l'ajustement devient plus flexible et mieux adapté aux observations. De plus, les croix représentent les niveaux de retour estimés de façon indépendante pour chaque durée. Ici aussi, le modèle d'échelle général, comparé au modèle d'échelle simple, englobe de manière plus satisfaisante les niveaux de retour ponctuels.

Ce résultat est également cohérent avec le test d'adéquation développé par Paoli *et al.* (2024) qui priviliege le modèle d'échelle général pour la grande majorité des stations au Canada.

### 5.1.2 Application de la non-stationnarité

La non-stationnarité des précipitations extrêmes est modélisée par l'évolution des paramètres de la loi GEV pour chacune des durées avec une variable explicative. Dans le cas des précipitations extrêmes, on suppose que les effets à long terme sur les processus atmosphériques influencés par les changements climatiques présentent un intérêt. On peut donc tenter de

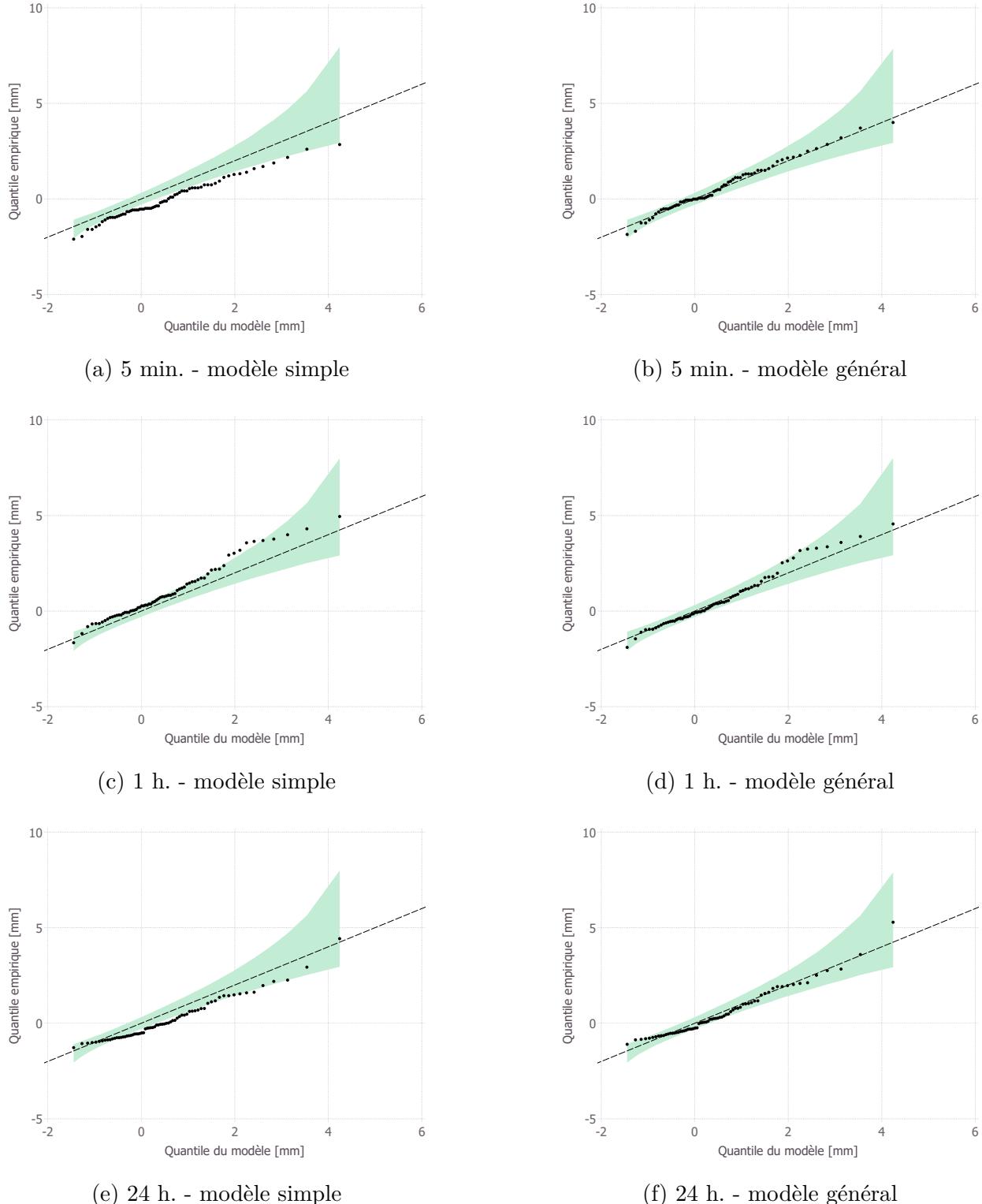
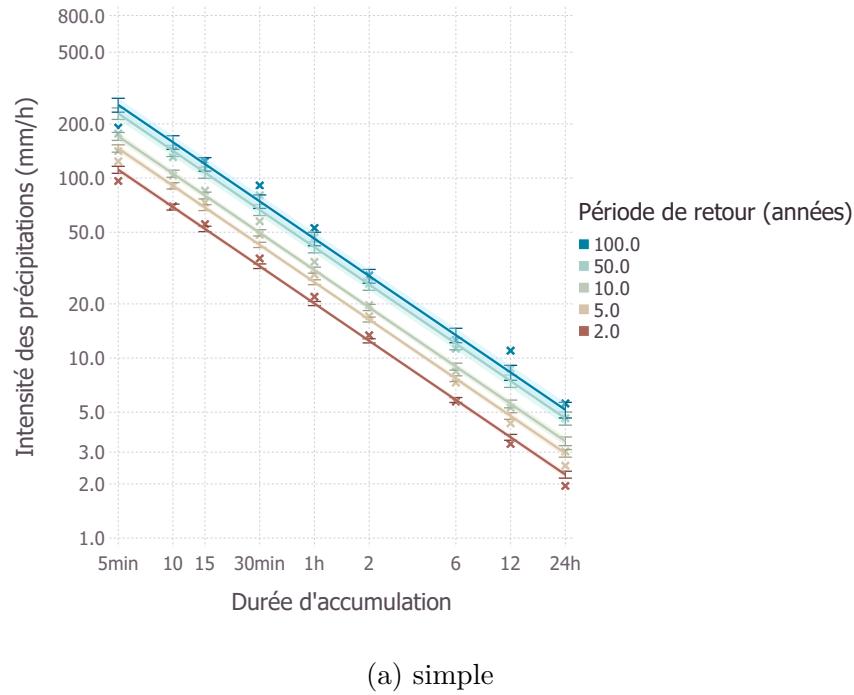
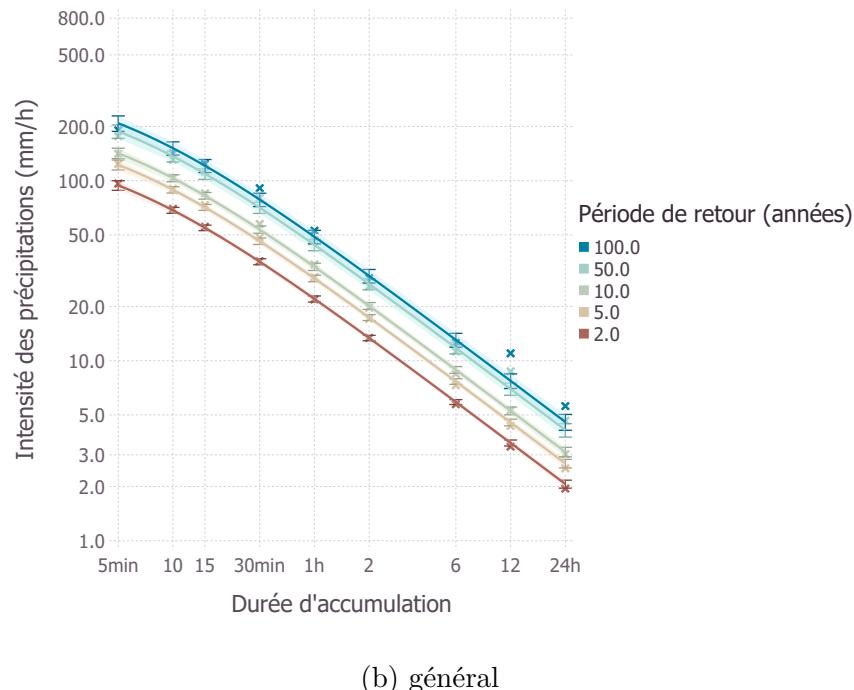


FIGURE 5.1 Comparaison des graphiques quantiles-quantiles avec intervalles de confiance des modèles d'échelle simple et général pour les précipitations observées à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau.



(a) simple



(b) général

FIGURE 5.2 Courbes IDF à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau estimées par (a) le modèle d'échelle simple et (b) le modèle d'échelle général. Les niveaux de retour ponctuels pour une durée  $d \in \mathcal{D}$  sont représentés par des croix.

modéliser ces changements par l'ajout de variables explicatives dans le modèle statistique. Dans la recherche suivante, seuls les paramètres  $\mu_{d_0}$  et  $\sigma_{d_0}$  du modèle d'échelle général ont été considérés potentiellement non stationnaires, alors que  $\xi$ ,  $\alpha$  et  $\delta$  sont considérés stationnaires, donc constants pour toute la période. Comme indiqué à la section 3.1.3, il est commun dans la littérature de considérer  $\xi$  stationnaire, alors que pour  $\alpha$  et  $\delta$ , la non-stationnarité n'a jamais été considérée sur ceux-ci auparavant.

L'équation 3.25 est donc reformulée pour un cas plus général où  $\mu_{d_0}$  et  $\sigma_{d_0}$  sont non stationnaires. Dans ce cas, les paramètres non stationnaires sont estimés avec toutes les durées, car le modèle d'échelle est un modèle conjoint pour toutes les durées :

$$Y_{d,t} \sim \text{GEV} \left\{ \mu_{d_0,t} \left( \frac{d + \delta}{d_0 + \delta} \right)^{-\alpha}, \sigma_{d_0,t} \left( \frac{d + \delta}{d_0 + \delta} \right)^{-\alpha}, \xi_{d_0} \right\}, \quad (5.1)$$

où  $\mu_{d_0,t}$  et  $\sigma_{d_0,t}$  correspondent aux paramètres de la loi GEV pour la durée  $d_0$  et au temps  $t$ .

Une variété de relations ont été formulées pour tenter d'expliquer la non-stationnarité avec pour objectif de déterminer la variable explicative présentant le meilleur ajustement. Des relations linéaires ont été étudiées pour chaque variable explicative sur l'intervalle de données correspondant aux observations, soit pour  $t$  allant de 1950 à 2021 :

$$\mu_{d_0,t} = \begin{cases} \mu_0, \\ \mu_0 + \mu_1 \times t, \\ \mu_0 + \mu_1 \times GES(t), \\ \mu_0 + \mu_1 \times AMO(t), \\ \mu_0 + \mu_1 \times WHWP(t), \\ \mu_0 + \mu_1 \times NAO(t), \end{cases} \quad \sigma_{d_0,t} = \begin{cases} \sigma_0, \\ \sigma_0 + \sigma_1 \times t, \\ \sigma_0 + \sigma_1 \times GES(t), \\ \sigma_0 + \sigma_1 \times AMO(t), \\ \sigma_0 + \sigma_1 \times WHWP(t), \\ \sigma_0 + \sigma_1 \times NAO(t). \end{cases} \quad (5.2)$$

### 5.1.3 Résultats

L'ajustement des différents modèles et l'estimation des paramètres par maximum de vraisemblance sont présentés dans le tableau 5.2. Les valeurs entre parenthèses correspondent aux intervalles de confiance à 95% des estimations obtenues par la méthode Wald.

On remarque que le modèle stationnaire est le modèle présentant la plus petite valeur du BIC, donc le meilleur modèle parmi ceux considérés. La figure 5.1 de la section précédente permet de valider l'adéquation aux données. Selon cette analyse, il ne semble pas y avoir de présence significative de non-stationnarité dans les précipitations observées à la station

TABLEAU 5.2 Comparaison de modèles d'échelle général stationnaires et non stationnaires à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau.

Modèle	BIC	Paramètres			
		$\mu_{d_0,t}$	$\sigma_{d_0,t}$	$\hat{\xi}$	$\hat{\alpha}$
stationnaire	3 933.8	19.99 (18.65, 21.33)	5.57 (4.73, 6.14)	0.050 (-0.20, 0.12)	0.76 (0.73, 0.79)
$\mu \sim temps$	3 950.9	$20.01 - 0.35t$ (18.64, 21.40), (-1.16, 0.45)	5.57 (4.73, 6.42)	0.046 (-0.026, 0.12)	0.76 (0.73, 0.79)
$\sigma \sim temps$	3 952.6	20.00 (18.70, 21.30)	$5.60 + 0.94t$ (4.75, 6.45), (0.83, 1.05)	0.038 (-0.035, 0.11)	0.76 (0.73, 0.80)
$\mu \sim GES$	3 951.2	$20.01 - 0.33x_t$ (18.64, 21.37), (-1.14, 0.48)	5.57 (4.72, 6.42)	0.046 (-0.026, 0.12)	0.76 (0.73, 0.79)
$\sigma \sim GES$	3 952.3	20.00 (18.70, 21.30)	$5.60 + 0.94x_t$ (4.75, 6.45), (0.83, 1.05)	0.037 (-0.035, 0.11)	0.76 (0.73, 0.80)
$\mu \sim AMO$	3 945.7	$19.97 + 0.60x_t$ (18.64, 21.30), (-0.17, 1.37)	5.50 (4.69, 6.32)	0.057 (-0.011, 0.13)	0.76 (0.73, 0.79)
$\sigma \sim AMO$	3 951.8	20.00 (18.69, 21.31)	$5.54 + 0.97x_t$ (4.71, 6.37), (0.91, 1.07)	0.059 (-0.013, 0.13)	0.76 (0.73, 0.79)
$\mu \sim whwp$	3 953.1	$20.00 + 0.54x_t$ (18.68, 21.31), (-0.29, 1.37)	5.53 (4.69, 6.36)	0.055 (-0.015, 0.13)	0.76 (0.73, 0.79)
$\sigma \sim whwp$	3 957.3	20.01 (18.71, 21.32)	$5.56 + 0.98x_t$ (4.72, 6.40), (0.87, 1.09)	0.056 (-0.016, 0.13)	0.76 (0.73, 0.79)
$\mu \sim NAO$	3 946.1	$20.04 - 0.39x_t$ (18.68, 21.40), (-1.08, 0.29)	5.59 (4.73, 6.44)	0.042 (-0.030, 0.11)	0.76 (0.73, 0.79)
$\sigma \sim NAO$	3 934.7	19.96 (18.62, 21.30)	$5.61 + 0.87x_t$ (4.76, 6.47), (0.76, 0.94)	0.015 (-0.057, 0.087)	0.77 (0.73, 0.80)

Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau.

Pour les 138 autres stations du Québec, le modèle stationnaire est majoritairement privilégié par le BIC. Il est alors raisonnable de supposer que la non-stationnarité ne peut être détectée sur les précipitations observées, même lorsque l'on combine l'information sur plusieurs durées. La figure 5.3 présente l'histogramme de sélection des différents modèles pour l'ensemble des stations selon leur critère BIC. Ces résultats peuvent s'expliquer par une combinaison de facteurs, notamment par le fait que les séries des observations sont relativement courtes et de la forte variabilité naturelle des précipitations. Il est donc difficile de détecter de manière décisive un signal de changements climatiques sur les précipitations observées à une station précise.

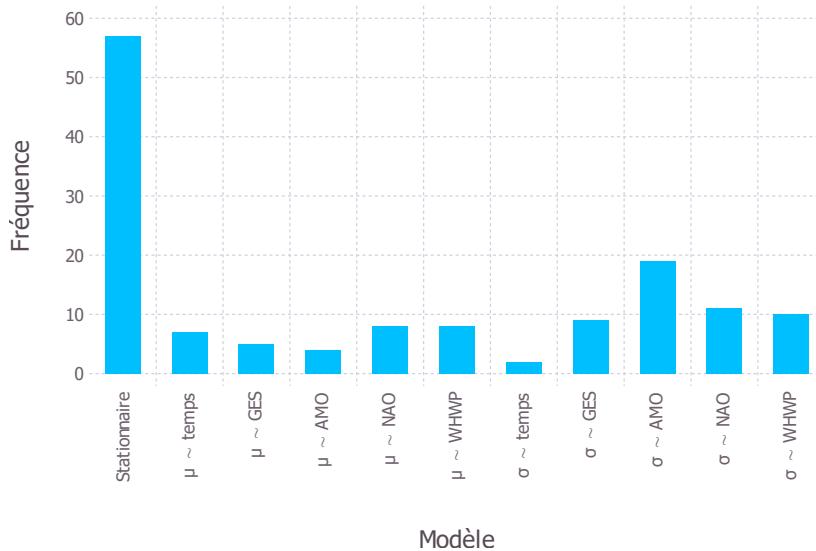


FIGURE 5.3 Histogramme de sélection des différents modèles pour l'ensemble des stations selon leur critère BIC.

## 5.2 Modélisation des courbes IDF des précipitations simulées

Le deuxième objectif consiste à identifier de façon similaire au premier objectif un modèle fiable et cohérent pour les précipitations simulées sur toute la période, soit de 1955 à 2100. Bien qu'il n'y ait pas eu de test formel pour choisir le meilleur modèle entre les modèles d'échelle, le modèle d'échelle général est celui retenu pour assurer une correspondance avec les précipitations observées. Ensuite, l'intégration de variables explicatives est étudiée dans le but d'évaluer si l'une d'entre elles modélise adéquatement la non-stationnarité. Les paramètres

de chaque modèle sont estimés par maximum de vraisemblance, et le modèle présentant le meilleur BIC est retenu comme modèle de référence. Tous les modèles ont été ajustés aux 50 membres de l'ensemble ClimEx sur l'entièreté de la période de simulation.

### 5.2.1 Estimation par maximum de vraisemblance sous contrainte

Contrairement aux observations, les données provenant de simulations climatiques ne sont pas disponibles pour des durées infra-horaires. Cette limitation est problématique pour un modèle d'échelle général, car le paramètre  $\delta$  qui introduit une concavité dans la courbe IDF agit principalement sur les durées d'accumulation qui sont plus petites que la durée de référence. Puisque dans notre cas, la durée de référence correspond à la période *1 heure*, les durées infra-horaires sont principalement affectées par le paramètre  $\delta$ . Il est donc impossible d'estimer le paramètre  $\delta$  du modèle d'échelle général avec les précipitations simulées.

Pour contourner cette restriction, il est possible de contraindre la valeur du paramètre  $\delta$  à la valeur estimée par le modèle ajusté aux observations. Cette supposition s'explique par le fait qu'il a été démontré par des études précédentes que l'ensemble ClimEx reproduit fidèlement les échelles spatio-temporelles des processus atmosphériques, notamment les caractéristiques des précipitations extrêmes sur des durées d'accumulation quotidiennes et horaires (Whan et Zwiers, 2016; Innocenti *et al.*, 2019). Par conséquent, on fait l'hypothèse que les données simulées devraient présenter un profil de précipitations infra-horaires similaire à celui des observations.

Lorsqu'un paramètre du vecteur  $\boldsymbol{\theta}$  est fixé à une valeur  $c$ , l'estimation par maximum de vraisemblance est dite sous contrainte, car l'optimisation est effectuée sur un espace restreint des paramètres. Il faut donc adapter l'équation 3.28 en conséquence :

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{\setminus \delta} = \arg \max_{\boldsymbol{\theta}_{\setminus \delta}} cl(\boldsymbol{\theta}_{\setminus \delta} \mid \delta = \hat{\delta}). \quad (5.3)$$

### 5.2.2 Modélisation de la non-stationnarité

Tel que mentionné précédemment, les séries de données issues d'un modèle climatique comportent des biais par rapport aux observations de par la résolution temporelle et spatiale à laquelle les processus atmosphériques sont simulées. En général, des méthodes de correction des biais sont appliquées pour corriger la fonction de répartition simulée. Cependant, les méthodes de correction de biais ne sont pas encore bien définies pour corriger les données simulées infra-quotidiennes et, en particulier, les extrêmes. De plus, ce qui nous intéresse dans l'analyse des simulations est la tendance imposée par les changements climatiques. C'est

pourquoi une approche par facteur de correction est privilégiée.

Par une approche adimensionnelle de la non-stationnarité, le modèle prend désormais en compte le taux de variation des extrêmes par rapport à une variable explicative, indépendamment du paramètre d'intérêt de base. L'idée derrière cette formulation est de séparer ce qu'on observe du climat actuel de la tendance projetée des changements climatiques, en mettant l'accent sur l'évolution relative par rapport à une variable explicative. De ce fait, on limite l'impact des biais dans les données simulées en considérant le facteur adimensionnel suivant :

$$\begin{aligned}\mu_{d_0,t} &= \mu_0 + \mu_1 x_t \\ &= \mu_0 \left(1 + \frac{\mu_1}{\mu_0} x_t\right) \\ &= \mu_0 (1 + \eta x_t),\end{aligned}\tag{5.4}$$

où  $\eta$  correspond à ce facteur.

En reparamétrisant  $\frac{\mu_1}{\mu_0}$  sous  $\eta$ , la dépendance à l'égard de l'ordre de grandeur du paramètre d'intérêt est éliminée. Les formes linéaires de cette relation adimensionnelle ont été considérées pour la suite :

$$\mu_{d_0,t} = \begin{cases} \mu_0, \\ \mu_0(1 + \eta x_t), \end{cases}\tag{5.5}$$

$$\sigma_{d_0,t} = \begin{cases} \sigma_0, \\ \sigma_0(1 + \nu x_t), \end{cases}\tag{5.6}$$

$$\text{avec } \eta = \frac{\mu_1}{\mu_0} \text{ et } \nu = \frac{\sigma_1}{\sigma_0}.$$

Les simulations climatiques sont des projections futures des processus atmosphériques. Pour identifier la non-stationnarité dans ce cas, les variables explicatives potentielles doivent aussi être des projections sur le même intervalle de temps. Tel que mentionné à la section 4.3, il est raisonnable de considérer la température moyenne de l'air (tas), la température maximale (tasmax) et la concentration cumulée du CO<sub>2</sub> (GES) dans l'atmosphère comme variables explicatives pour les éventuelles tendances. Enfin, le temps  $t$  en années sera aussi considéré comme variable explicative potentielle. Comme à la section 5.1.1, seuls les paramètres  $\mu_{d_0}$  et  $\sigma_{d_0}$  ont été mis à l'étude, alors que  $\xi$ ,  $\alpha$  et  $\delta$  sont considérés stationnaires.

### 5.2.3 Résultats

Les estimations des paramètres obtenues par maximum de vraisemblance pour le premier membre de l'ensemble ClimEX dénoté KDA sont présentées dans le tableau 5.3. Les valeurs entre parenthèses correspondent aux intervalles de confiance à 95% des estimations obtenues par la méthode Wald.

On remarque que le modèle  $\mu \sim temps, \sigma \sim temps$ , où les paramètres sont exprimés en fonction du temps, est le modèle présentant la plus petite valeur du BIC, donc le modèle à privilégier pour le membre KDA. Une validation supplémentaire par graphique quantile-quantile permet de confirmer visuellement l'adéquation aux données. Cependant, lorsqu'un modèle est non stationnaire, les paramètres de la distribution varient selon une variable explicative, ce qui requiert une modification de la méthode de validation. En effet, la validation visuelle doit être faite sur des données standardisées, selon les paramètres estimés, dans le but d'assurer que les écarts observés soient causés par une inadéquation du modèle et non par des variations inhérentes à la distribution (Coles, 2001).

La figure 5.4 présente les cinq graphiques quantiles-quantiles résiduels pour chacune des durées d'accumulation du membre KDA. Leurs intervalles de confiance sont calculés par la méthode *bootstrap* non paramétrique sur 1000 échantillons. On remarque que pour chaque durée, la linéarité des ensembles de points est respectée et la majorité de ceux-ci sont à l'intérieur de leurs intervalles de confiance respectifs. Cette validation visuelle a été faite pour les 50 membres de ClimEx et n'a pas relevé d'incohérences notables.

On peut ensuite obtenir la valeur de  $\eta_d$  ou de  $\nu_d$  pour une durée d'accumulation  $d$  en appliquant le ratio d'échelle tel que présenté au tableau 5.4 :

$$\eta_d = \eta \times \left( \frac{d + \delta}{d_0 + \delta} \right)^{-\alpha}, \quad (5.7)$$

$$\nu_d = \nu \times \left( \frac{d + \delta}{d_0 + \delta} \right)^{-\alpha}. \quad (5.8)$$

Toutefois, le meilleur modèle pour un membre spécifique de ClimEx n'est pas nécessairement le meilleur modèle pour les 50 membres. Puisque le critère BIC pénalise la complexité des modèles et que les 50 membres sont des simulations indépendantes, la somme de leurs critères donne une comparaison grossière des modèles sur l'ensemble des simulations :

$$BIC_{i_{total}} = \sum_{j=1}^{50} BIC_{i_j}, \quad (5.9)$$

TABLEAU 5.3 Comparaison de modèles d'échelle général stationnaires et non stationnaires du membre KDA du modèle ClimEx au point de grille contenant la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau.

Modèle		Paramètres				
	$\mu_{d_0,t}$	$\sigma_{d_0,t}$	$\hat{\xi}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\delta}$ (fixé)	
stationnaire	3 665.8	19.94 (18.53, 21.34)	7.00 (6.14, 7.85)	0.13 (0.023, 0.23)	0.70 (0.67, 0.74)	0.077
$\mu \sim temps$	3 637.5	$20.19 + 0.085x_t$ (18.82, 21.56), (0.042, 0.13)	6.80 (5.95, 7.65)	0.12 (0.020, 0.23)	0.71 (0.67, 0.74)	0.077
$\sigma \sim temps$	3 682.2	19.86 (18.43, 21.28)	$7.03 + 1.02x_t$ (6.16, 7.90), (0.96, 1.07)	0.11 (0.0078, 0.22)	0.70 (0.67, 0.74)	0.077
$\mu \sim temps,$ $\sigma \sim temps,$	3 631.3	$20.18 + 0.11x_t$ (18.75, 21.60), (0.062, 0.16)	$6.72 + 1.08x_t$ (5.90, 7.55), (1.02, 1.14)	0.11 (0.012, 0.21)	0.70 (0.67, 0.74)	0.077
$\mu \sim GES$	3 644.0	$20.17 + 0.079x_t$ (18.81, 21.54), (0.037, 0.12)	6.82 (5.96, 7.66)	0.13 (0.022, 0.23)	0.71 (0.67, 0.74)	0.077
$\sigma \sim GES$	3 684.0	19.84 (18.41, 21.28)	$7.03 + 1.02x_t$ (6.16, 7.90), (0.96, 1.08)	0.11 (0.0061, 0.22)	0.70 (0.67, 0.74)	0.077
$\mu \sim GES,$ $\sigma \sim GES$	3 638.1	$20.18 + 0.12x_t$ (18.76, 21.61), (0.058, 0.18)	$6.74 + 1.08x_t$ (5.91, 7.57), (1.02, 1.15)	0.11 (0.013, 0.21)	0.70 (0.67, 0.74)	0.077
$\mu \sim tas$	3 639.9	$20.19 + 0.083x_t$ (18.83, 21.55), (0.041, 0.13)	6.80 (5.95, 7.66)	0.12 (0.020, 0.23)	0.71 (0.67, 0.74)	0.077
$\sigma \sim tas$	3 683.3	19.84 (18.40, 21.28)	$7.03 + 1.02x_t$ (6.16, 7.90), (0.96, 1.08)	0.11 (0.0058, 0.22)	0.70 (0.67, 0.74)	0.077
$\mu \sim tas,$ $\sigma \sim tas$	3 632.1	$20.19 + 0.12x_t$ (18.77, 21.61), (0.063, 0.18)	$6.71 + 1.09x_t$ (5.89, 7.54), (1.02, 1.15)	0.11 (0.011, 0.21)	0.70 (0.67, 0.74)	0.077
$\mu \sim tasmax$	3 674.9	$20.08 + 0.046x_t$ (18.68, 21.47), (0.0019, 0.089)	6.99 (6.12, 7.85)	0.12 (0.015, 0.22)	0.71 (0.67, 0.74)	0.077
$\sigma \sim tasmax$	3 678.0	19.82 (18.40, 21.24)	$7.01 + 1.03x_t$ (6.16, 7.86), (0.98, 1.09)	0.11 (0.0077, 0.22)	0.70 (0.67, 0.74)	0.077
$\mu \sim tasmax,$ $\sigma \sim tasmax$	3 676.3	$20.05 + 0.067x_t$ (18.62, 21.48), (0.015, 0.12)	$6.94 + 1.06x_t$ (6.09, 7.78), (1.00, 1.12)	0.11 (0.0061, 0.21)	0.70 (0.67, 0.74)	0.077

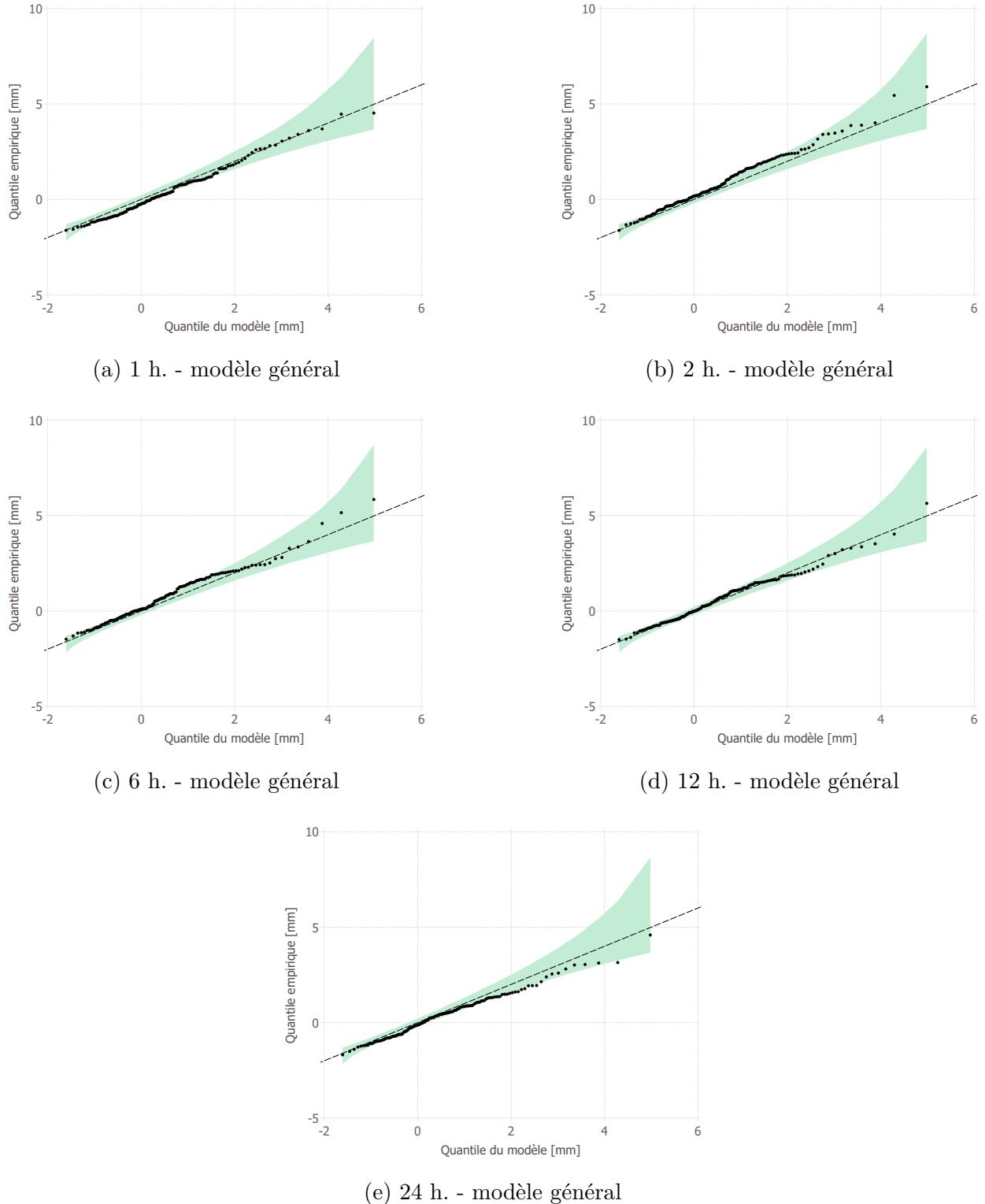


FIGURE 5.4 Graphiques quantiles-quantiles résiduels avec intervalles de confiance pour l'ajustement du modèle  $\mu \sim \text{temps}$ ,  $\sigma \sim \text{temps}$  pour chacune des durées d'accumulation des précipitations simulées du membre KDA du modèle ClimEx.

TABLEAU 5.4 Estimation des paramètre  $\eta$  et  $\nu$  du membre KDA du modèle ClimEx pour la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau selon le ratio d'échelle.

Durée	5 min	10 min	15 min	30 min	1 h	2 h	6 h	12 h	24 h
$\eta_d$	0.30	0.22	0.18	0.12	0.078	0.049	0.023	0.014	0.0088
$\nu_d$	4.09	3.05	2.48	1.67	1.08	0.681	0.32	0.20	0.12

où  $BIC_{ij}$  est le résultat du critère BIC du membre  $j$  pour le modèle  $i$ . Ainsi, selon cette approche, le tableau 5.5 indique que le modèle  $\mu \sim tas, \sigma \sim tas$  est celui présentant la meilleure adéquation aux données simulées pour le point de grille contenant la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau.

Une analyse similaire a été menée sur les 139 stations pour la fréquence de sélection du modèle stationnaire versus le modèle  $\mu \sim tas, \sigma \sim tas$  sur les 50 membres. Il en résulte que 93% des stations privilégient le modèle  $\mu \sim tas, \sigma \sim tas$ . La figure 5.5 présente l'histogramme de sélection de ces modèles pour les 139 points de grille à l'étude.

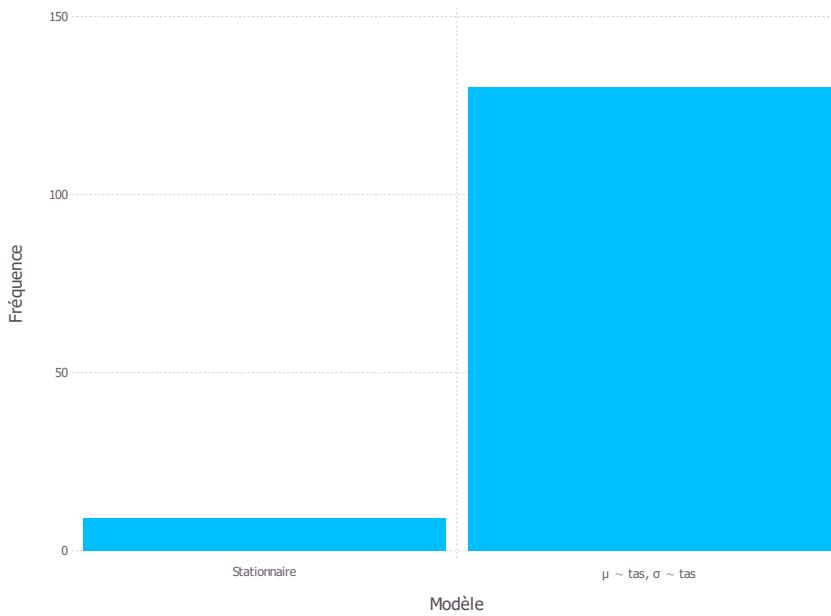


FIGURE 5.5 Histogramme de sélection des différents modèles pour les 139 points de grille de l'ensemble ClimEx selon leur critère BIC.

Cette conclusion nous semble adéquate considérant que toute variable disponible au point de grille a plus de potentiel pour capter les effets climatiques ayant lieu en même temps que

les précipitations extrêmes. Par ailleurs, l'effet des GES sur l'évolution du climat peut être décalé dans le temps et n'est donc pas forcément représentatif des processus atmosphériques qui ont eu lieu dans une année donnée, alors que le temps ne représente pas en soi une variable ayant une influence directe sur les processus de précipitations, malgré qu'elle soit facilement interprétable. C'est donc à partir du modèle  $\mu \sim tas, \sigma \sim tas$  que les calculs des sections suivantes seront faits.

TABLEAU 5.5 Comparaison de l'ensemble des modèles d'échelle général stationnaires et non stationnaires du modèle ClimEx au point de grille contenant la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau.

Modèle	BIC
stationnaire	185 232.7
$\mu \sim temps$	185 608.4
$\sigma \sim temps$	185 610.3
$\mu \sim temps, \sigma \sim temps$	185 173.9
$\mu \sim GES$	185 742.9
$\sigma \sim GES$	185 628.0
$\mu \sim GES, \sigma \sim GES$	185 214.4
$\mu \sim tas$	185 668.1
$\sigma \sim tas$	185 621.2
$\mu \sim tas, \sigma \sim tas$	185 159.8
$\mu \sim tasmax$	186 176.5
$\sigma \sim tasmax$	185 441.2
$\mu \sim tasmax, \sigma \sim tasmax$	185 813.4

Ultimement, ce sont les valeurs des coefficients  $\eta_j$  et  $\nu_j$  des variables explicatives adimensionnelles qui constituent l'objet principal de notre analyse. Ces valeurs représentent l'effet relatif du climat futur pour une année donnée. Effectivement, puisque le modèle est non stationnaire, il existe un ensemble de paramètres uniques pour chaque année de la série de données simulées. Pour estimer  $\eta$  et  $\nu$ , on considère la moyenne pondérée par l'inverse de la variance de la valeur des estimations des paramètres sur l'ensemble ClimEx. Cette méthode

est privilégiée pour donner davantage de poids aux estimations qui sont plus précises :

$$\bar{\eta} = \frac{\sum_{j=1}^N \left( \frac{\hat{\eta}_j}{\hat{\sigma}_j^2} \right)}{\sum_{j=1}^N \left( \frac{1}{\hat{\sigma}_j^2} \right)} = 0.078, \quad \bar{\nu} = \frac{\sum_{j=1}^N \left( \frac{\hat{\nu}_j}{\hat{\sigma}_i^2} \right)}{\sum_{j=1}^N \left( \frac{1}{\hat{\sigma}_i^2} \right)} = 1.074. \quad (5.10)$$

On calcule également la variance d'échantillonnage de ces estimations :

$$\text{Var}(\bar{\eta}) = \frac{1}{\sum_{i=1}^N \left( \frac{1}{\hat{\sigma}_i^2} \right)} = 0.00015, \quad \text{Var}(\bar{\nu}) = \frac{1}{\sum_{i=1}^N \left( \frac{1}{\hat{\sigma}_i^2} \right)} = 0.00015. \quad (5.11)$$

Et leurs coefficients de variation, qui permet d'évaluer la dispersion relative par rapport à la moyenne :

$$\text{CV}(\eta) = \frac{\sqrt{\text{Var}(\bar{\eta})}}{\bar{\eta}} = 0.15, \quad \text{CV}(\nu) = \frac{\sqrt{\text{Var}(\bar{\nu})}}{\bar{\nu}} = 0.011. \quad (5.12)$$

Les coefficients de variation reflètent qu'il y a une faible variabilité des estimations entre les différentes simulations après avoir ajusté la moyenne en fonction de l'incertitude pondérée par l'inverse de la variance.

#### 5.2.4 Interprétation de la relation adimensionnelle

Pour une année donnée  $t$ , la valeur de  $\eta(t)$  est obtenue par le produit entre la moyenne estimée  $\bar{\eta}$  et la variable explicative  $x_t$ , soit la température moyenne à la surface de l'air pour cette année :

$$\eta(t) = \bar{\eta} \times x_t, \quad \text{avec } x_t = \frac{\text{tas}(t) - \overline{\text{tas}}}{\sigma_{\text{tas}}}. \quad (5.13)$$

En re-transformant l'équation pour revenir à l'espace d'origine de la variable explicative, on obtient :

$$\eta(t) = \frac{\bar{\eta}}{\sigma_{\text{tas}}} \times x_t. \quad (5.14)$$

Par exemple, pour l'année 2050, la valeur du facteur de correction est donnée par :

$$\eta_{2050} = \frac{\bar{\eta}}{\sigma_{\text{tas}}} \times \text{tas}(2050), \quad (5.15)$$

où  $\frac{\bar{\eta}}{\sigma_{\text{tas}}}$  représente l'augmentation relative du paramètre de localisation pour chaque degré d'augmentation de la température. Puisque l'évolution est modélisée par une relation linéaire avec la température moyenne, on peut approximer la croissance cumulée tel que :

$$\Delta\eta_{\text{cumulative}}(t) = \frac{\bar{\eta}}{\sigma_{\text{tas}}} \times \{\text{tas}(t) - \text{tas}(t_0)\}. \quad (5.16)$$

Par exemple, cela correspond à une augmentation cumulée du paramètre de localisation de l'ordre de 12.40% en 2050. La croissance cumulée  $\Delta\eta_{\text{cumulative}}(t)$  est considérée comme un facteur de correction appliquée au paramètre de localisation et variant selon l'augmentation de la température moyenne projetée au point de grille. La figure 5.6 montre l'estimation projetée du facteur de correction en 2099 selon la station météorologique. On remarque une forte dépendance spatiale concentrée dans les zones littorales du Québec ainsi que dans les zones au relief accidenté (par exemple, autour de la chaîne montagneuse des Appalaches dans le sud-est de la province).

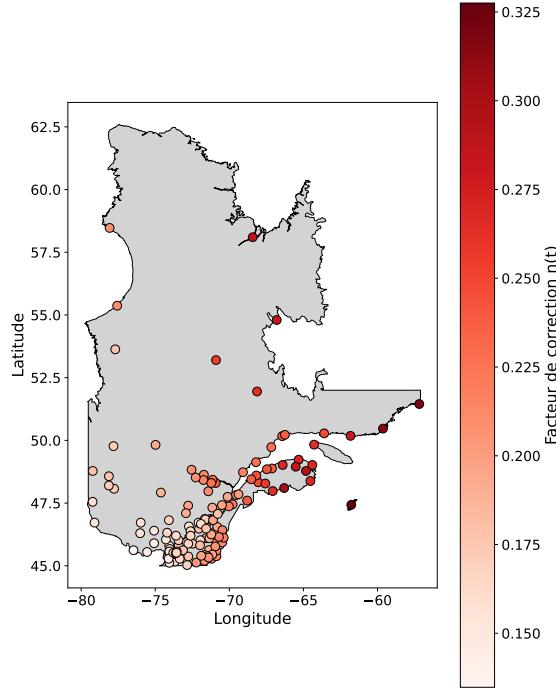


FIGURE 5.6 Estimation du facteur de correction  $\Delta\eta_{\text{cumulative}}(t)$  en 2099.

Une analyse similaire est effectuée pour la croissance cumulée du paramètre  $\Delta\nu_{\text{cumulative}}(t)$ . La figure 5.7 montre l'estimation projetée du facteur de correction en 2099 selon la station météorologique. On remarque une dépendance spatiale similaire, mais avec un peu plus de variabilité.

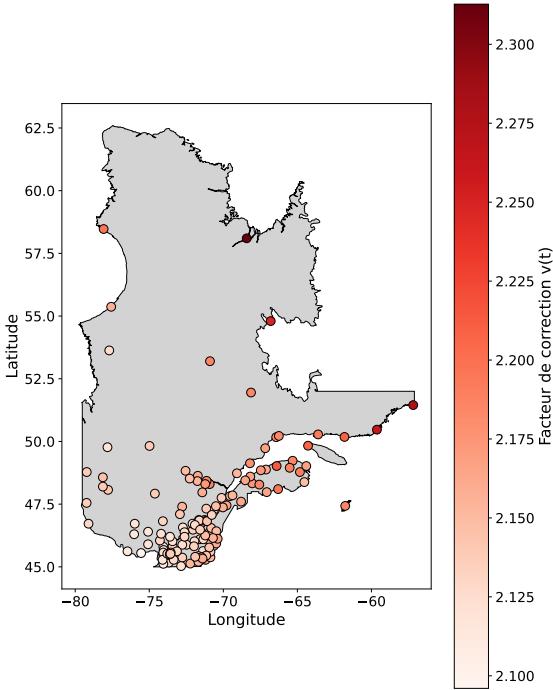


FIGURE 5.7 Estimation du facteur de correction  $\Delta\nu_{\text{cumulative}}(t)$  en 2099.

### 5.3 Estimation des courbes IDF des précipitations pour le climat futur

Le troisième objectif consiste à intégrer les facteurs de correction estimés au modèle d'échelle ajusté aux observations obtenu lors du premier objectif. Le modèle résultant permettra d'estimer les intensités de précipitations en climat futur et de quantifier les facteurs d'ajustement des courbes IDF en fonction des courbes de référence.

#### 5.3.1 Modèle intégré

Le modèle intégré est une extension du modèle d'échelle général décrit à la section 5.1.3. Aucune tendance significative n'a pu être détectée dans les observations. Cependant, une tendance claire émerge lorsqu'on analyse les précipitations simulées de manière continue sur toute la période de simulation. L'extension proposée consiste à imposer cette tendance issue des simulations sur les observations. Cette approche s'inspire de la méthode Delta qui repose sur l'application d'un facteur de correction correspondant au ratio entre le quantile simulé futur et historique. Généralement, le quantile simulé est calculé à partir de l'ajustement de la loi GEV sur des sous-intervalles disjoints, par exemple 2040-2070 et 2070-2100. Ici, le facteur est estimé sur l'entièreté de la période simulée et sous la forme d'un paramètre adimensionnel intégré directement dans la structure du modèle. La particularité de cette approche est que

la tendance est modulée en fonction d'une variable explicative continue.

L'extension consiste en l'ajout des paramètres  $\bar{\eta}$  et  $\bar{\nu}$  obtenus à la section 5.2.3 pour chaque station météorologique à l'étude. Le modèle d'échelle pour les courbes IDF comprend ainsi huit paramètres ( $\mu_{d_0,t}$ ,  $\eta$ ,  $\sigma_{d_0,t}$ ,  $\nu$ ,  $\xi_{d_0}$ ,  $\alpha$ ,  $\delta$ ) et prend la forme suivante :

$$Y_{d,t} \sim GEV \left\{ \mu_{d_0,t} \left( \frac{d + \delta}{d_0 + \delta} \right)^{-\alpha}, \sigma_{d_0,t} \left( \frac{d + \delta}{d_0 + \delta} \right)^{-\alpha}, \xi_{d_0} \right\}, \quad (5.17)$$

avec

$$\mu_{d_0,t} = \mu_0 (1 + \bar{\eta} \times x_t), \quad (5.18)$$

$$\sigma_{d_0,t} = \sigma_0 (1 + \bar{\nu} \times x_t). \quad (5.19)$$

Un spécification du modèle est présentée au tableau 5.6 pour la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau.

TABLEAU 5.6 Spécification du modèle d'échelle général utilisé pour la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau.

$\hat{\mu}_{d_0,t}$	$\hat{\eta}$	$\hat{\sigma}_{d_0,t}$	$\hat{\nu}$	$\hat{\xi}_{d_0}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\delta}$
19.99	0.078	5.57	1.074	0.035	0.76	0.077

### 5.3.2 Niveaux de retour à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau jusqu'en 2100

Le modèle intégré permet d'estimer l'évolution des niveaux de retour en fonction de l'impact progressif du changement climatique pour une période de retour et une durée d'accumulation données. Cependant, il n'existe pas de consensus quant à la manière de présenter l'évolution des niveaux de retour dans le temps. Deux méthodes sont considérées dans notre cas, La première approche consiste à faire commencer la tendance à la fin de la période d'observation, soit en 2021. La deuxième approche vise à réajuster le modèle pour les observations en fixant la tendance à celle estimée dans les simulations. La figure 5.8 présente le résultat visuel des deux approches pour l'estimation du niveau de retour de la période de retour de 5 ans pour la durée d'accumulation 1 heure.

Les avantages de la première approche sont sa simplicité et le fait de ne pas rendre caduque les courbes IDF historiques. Or, il ne semble pas naturel de voir la tendance commencer abruptement, car le point choisi pour faire débuter la tendance est arbitraire. En effet, il dépend entièrement de la station. Puisque les stations ont des séries d'observations qui s'étendent

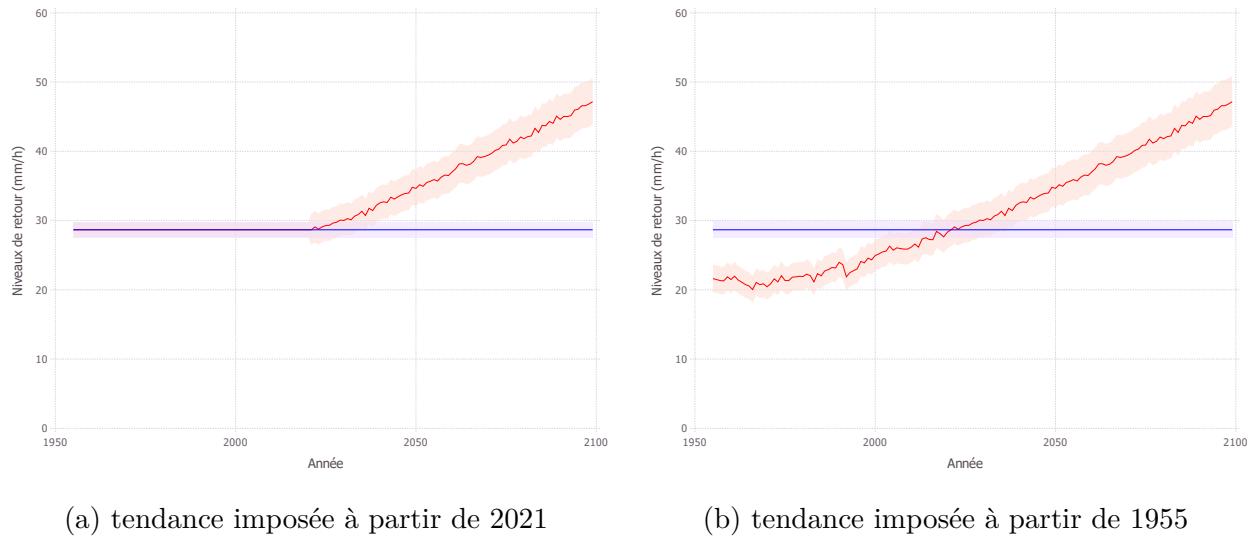


FIGURE 5.8 Estimation des niveaux de retour correspondant à la période de retour 5 ans pour la durée d'accumulation 1h à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau selon l'approche stationnaire (bleue) et l'approche non stationnaire proposée (rouge).

sur des intervalles différents, la tendance ne serait pas appliquée de façon cohérente sur l'ensemble du territoire. En ce qui concerne la deuxième approche, l'avantage principal est que la méthode utilise la tendance estimée qui existe mais qui n'est pas détectée en raison de la variabilité naturelle des précipitations extrêmes. De ce fait, la méthode corrige les niveaux de retour du passé, mais de façon cohérente à l'ensemble des stations, car la variable explicative utilisée est définie sur l'ensemble de la période simulée. Le désavantage toutefois est que l'incertitude que l'on introduit en imposant la tendance n'est pas prise en compte. À des fins de comparaison, l'évolution des niveaux de retour pour les périodes de retour 5, 10, 50 et 100 ans sont présentés à l'annexe B et l'évolution pour les différentes durées d'accumulation pour une période de retour 5 ans sont présentés à l'annexe C.

Ce modèle permet d’interpréter l’impact progressif du changement climatique à chaque année sur les niveaux de retour. La figure 5.9 témoigne de l’augmentation projetée dans le temps pour la période de retour 5 ans et de durée 1 heure. Bien entendu, l’effet cumulé n’est pas lisse, car la température moyenne projetée fluctue dans le temps tout en ayant une croissance graduelle et constante. On estime une augmentation relative de l’ordre de  $20.84 \pm 4.89\%$  à l’horizon 2050 et de  $64.53 \pm 5.99\%$  à l’horizon 2100 pour la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau par rapport à l’année de référence 2021.

Selon l'équation Clausius-Clapeyron, l'augmentation théorique de l'humidité atmosphérique serait entre 6 et 7% par degré Kelvin d'augmentation. Selon l'augmentation de température

projetée pour ce point grille, on s'attend donc à une croissance des précipitations moyennes entre [11.30, 13.19] % à l'horizon 2050 et entre [35.00, 40.83] % à l'horizon 2100 par rapport à l'année de référence 2021. Bien entendu, cette relation procure un repère théorique sur l'intervalle d'augmentation des précipitations dans des conditions thermodynamiques idéales.

Le facteur de correction estimé par la présente méthode n'évolue pas de manière linéaire contrairement à la relation théorique de Clausius-Clapeyron. En effet, pour ce point de grille, l'augmentation s'accentue plus la période de retour extrapolée est grande. On suppose que cette différence s'explique par la nature du lien modélisé. Comme mentionné précédemment, la relation Clausius-Clapeyron est d'ordre physique, alors que notre méthode relie l'augmentation des précipitations extrêmes à la température moyenne par un lien statistique.

De ce fait, l'impact du paramètre d'échelle est amplifiée à mesure que la période de retour augmente, soit pour les quantiles plus élevés, due à la forme de la distribution GEV.

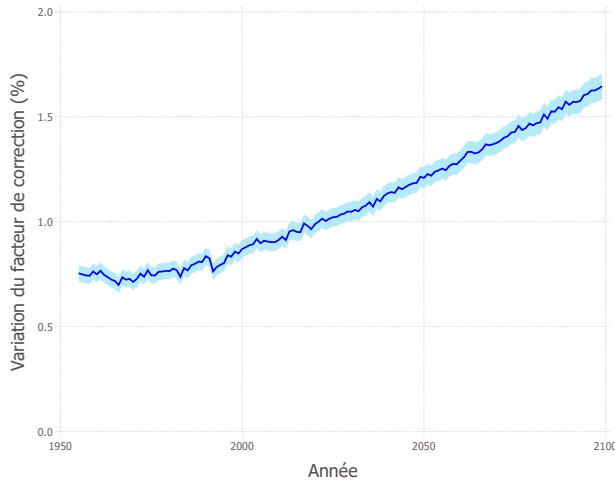


FIGURE 5.9 Évolution du facteur de correction pour la période de retour 5 ans à la durée 1 heure en fonction de la température moyenne de l'air ( °K) avec intervalles de confiance à 95% à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau.

### 5.3.3 Courbes IDF des précipitations à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau jusqu'en 2100

Le dernier objectif du travail est de produire les courbes IDF en climat futur et leurs incertitudes à partir des facteurs de correction calculés précédemment. Les résultats sont présentés à la figure 5.10. On remarque une translation verticale des niveaux de retour pour une période donnée qui varie selon l'année prédictive, du fait que les variables explicatives adimensionnelles sont appliquées aux paramètres de localisation et d'échelle.

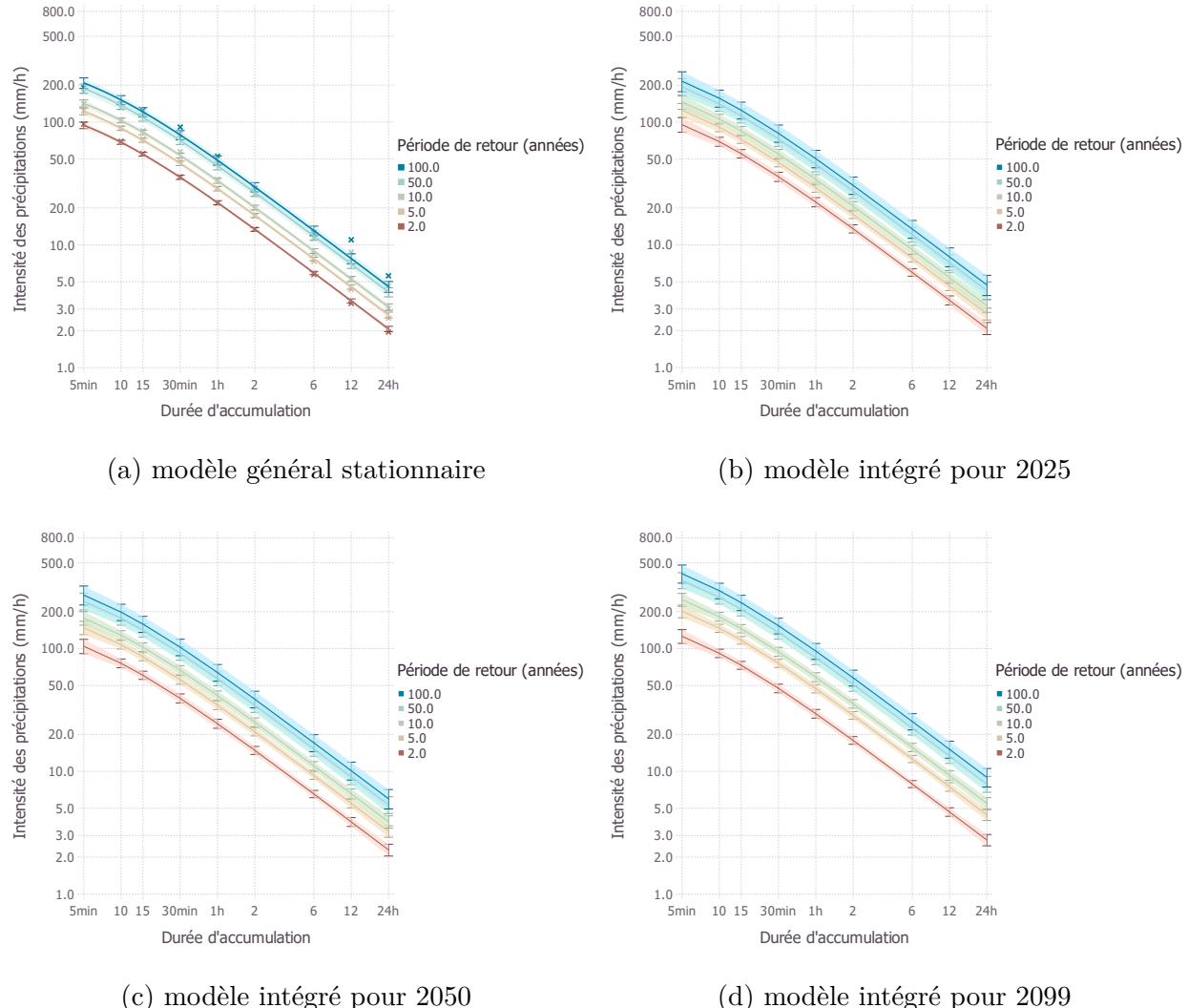


FIGURE 5.10 Courbes IDF à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau estimées par le modèle d'échelle ajusté aux observations et celles produites par le modèle intégré pour les années 2025, 2050 et 2099.

## 5.4 Estimation des courbes IDF pour les autres stations au Québec

La méthode décrite précédemment a été reproduite aux 139 autres stations météorologiques à l'étude. Ainsi, pour chaque station, les relations  $\eta(t)$  et  $\nu(t)$  sont estimées. La figure 5.11 présente l'augmentation relative de l'intensité des précipitations engendrée par l'ajout des relations pour les années 2024, 2050, 2075 et 2100. On note une augmentation davantage prononcée des intensités dans l'est et le nord-est du Québec. Bien que les intensités projetées aux stations à l'ouest et autour du fleuve Saint-Laurent connaissent une augmentation, la croissance est en général deux fois moins importante. Également, la faible densité du réseau de stations apparaît évidente dans ces figures, puisque de grandes superficies de la province ne sont couvertes par aucune station et donc il est difficile d'y tirer des conclusions avec la méthode actuelle.

À l'horizon 2050, 50.4% des stations présentent une augmentation des intensités de précipitations qui correspond à l'intervalle théorique attendu selon l'équation Clausius-Clapeyron. En comparaison, à l'horizon 2100, 100% des stations projettent une augmentation supérieure à cet intervalle. Cette relation a été adaptée pour chacun des points de grille en fonction de la température moyenne projetée.

Ce décalage à long terme laisse présager que d'autres processus physiques ou atmosphériques ont une influence qui amplifie l'effet anticipé par la relation Clausius-Clapeyron. Ce résultat indique également que la relation Clausius-Clapeyron ne s'applique pas uniformément à travers le territoire. Tel qu'indiqué par des études précédentes au Canada (Li et Li, 2023), une relation d'échelle doit être appliquée à la relation Clausius-Clapeyron selon la géographie du point de grille.

Les courbes IDF peuvent être estimées pour chacune des stations selon l'année projetée d'intérêt. À des fins de présentation, elles ont été produites pour une station présentant une forte augmentation des intensités de précipitations, soit celle des Îles-de-la-Madeleine. La figure 5.12 permet d'accentuer l'impact visuel de la hausse projetée.

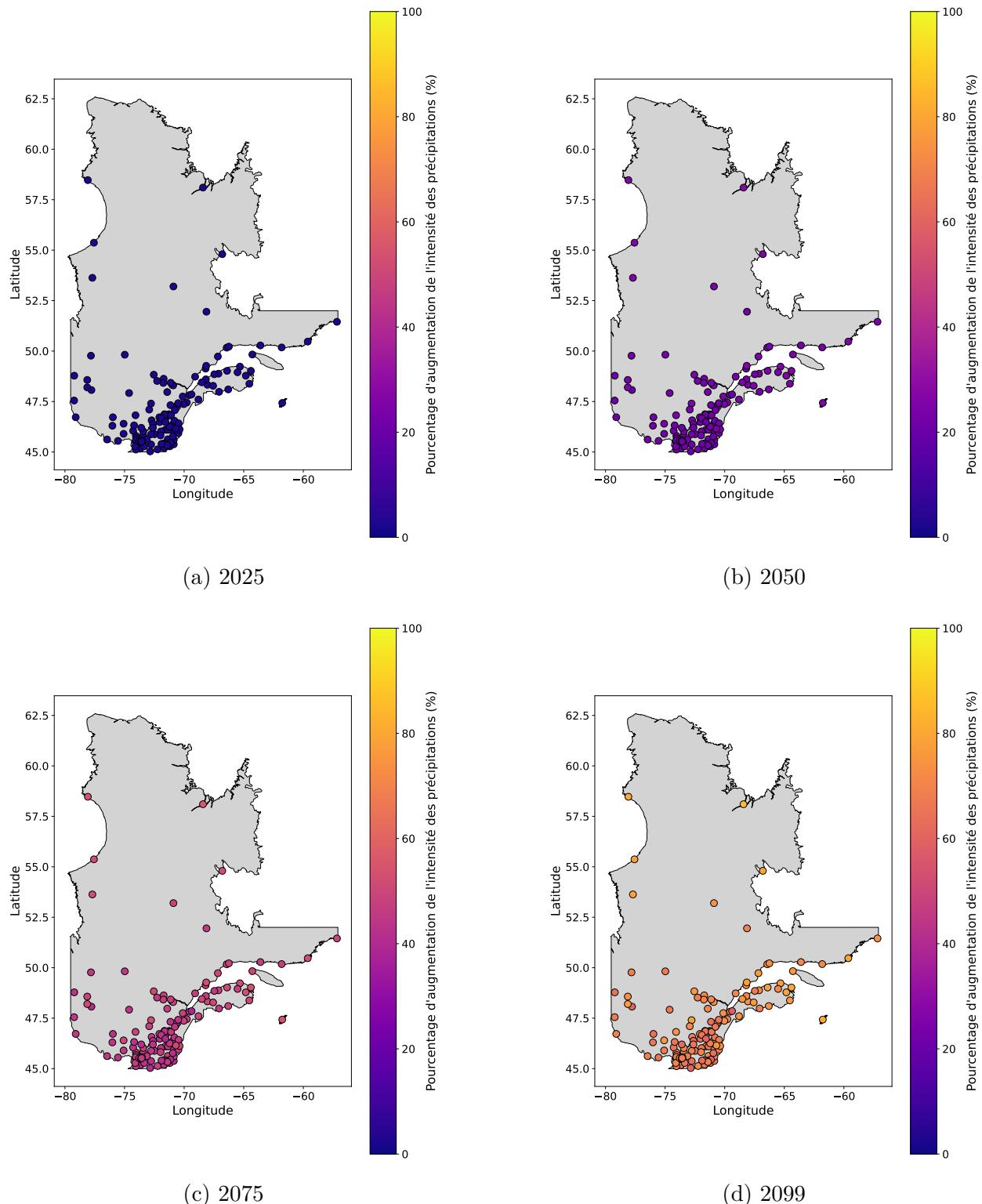


FIGURE 5.11 Augmentation relative de l'estimation du niveau de retour pour la période de retour 5 ans et de durée 1 heure pour l'ensemble des 139 stations météorologiques pour les années projetées a) 2025, b) 2050, c) 2075 et d) 2099.

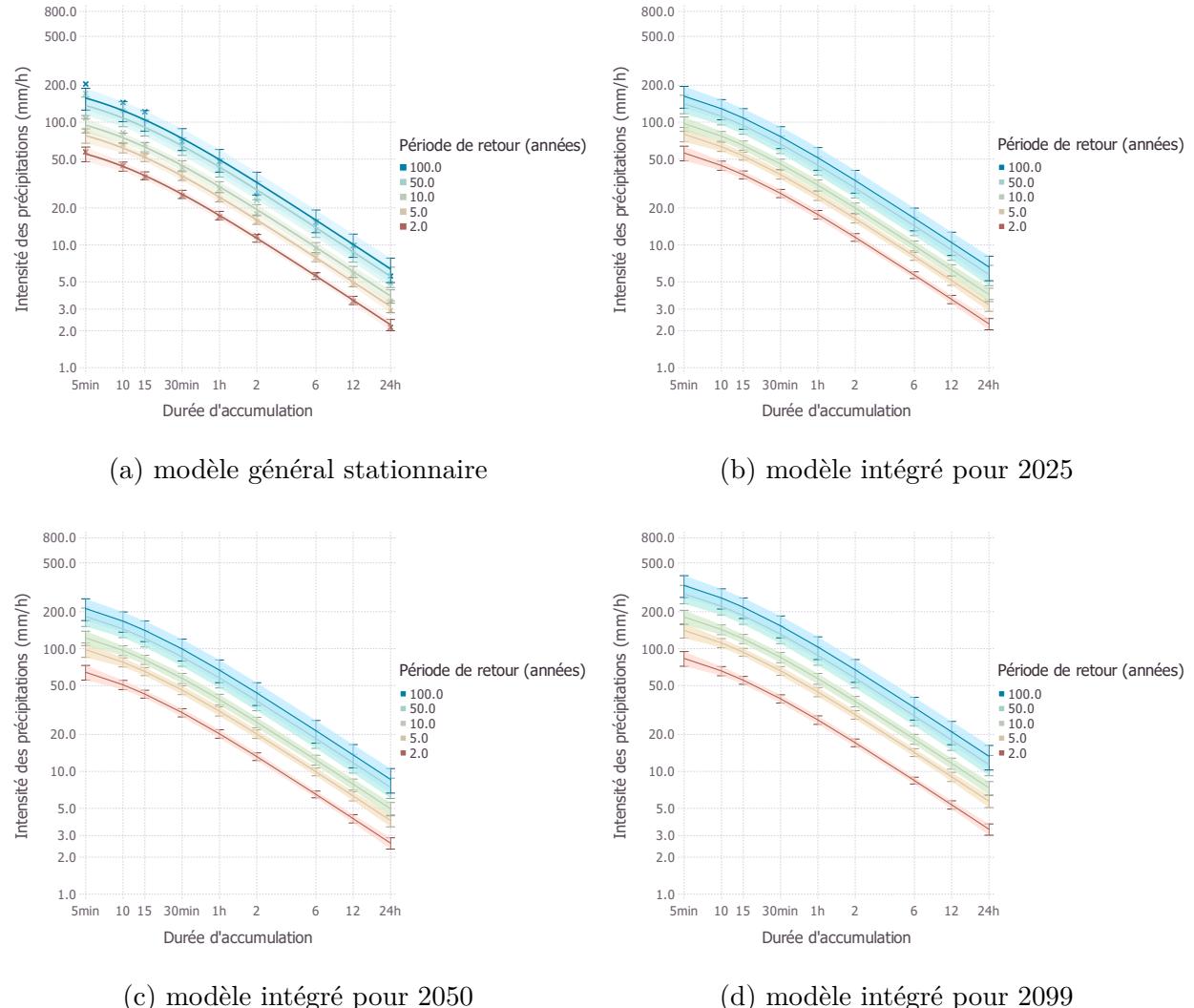


FIGURE 5.12 Courbes IDF à la station Îles-de-la-Madeleine estimées par le modèle d'échelle ajusté aux observations et celles produites par le modèle intégré pour les années 2025, 2050 et 2099.

## CHAPITRE 6 DISCUSSION

La méthodologie mise de l'avant démontre qu'il est possible d'ajuster les courbes IDF pour tenir compte d'un climat en évolution. Les courbes peuvent être générées pour l'ensemble des stations à l'étude pour chacune des années projetées jusqu'à 2100. Cependant, quelques aspects de la méthodologie méritent d'être discutés plus en profondeur.

### **6.1 Choix du modèle d'échelle**

L'objectif premier d'améliorer significativement la précision des courbes IDF du climat passé par l'utilisation d'un modèle d'échelle est atteint. En effet, un tel modèle exploite l'ensemble des durées d'accumulation enregistrées par ECCC, ce qui a pour effet d'améliorer les estimations des niveaux de retour et de réduire leurs incertitudes. On note d'ailleurs que cela se traduit par des courbes IDF qui épousent naturellement les estimations ponctuelles des niveaux de retour, alors que cela n'est pas le cas pour les courbes estimées par les marginales GEV comme celles d'ECCC. Une meilleure évaluation du mode des niveaux de retour mène à une plus grande fiabilité dans l'estimation de l'intensité des événements extrêmes projetés pour chaque station, en particulier lorsque les données sont limitées.

Également, la modélisation de la non-stationnarité via une variable climatique pour les précipitations observées n'a pas permis d'améliorer significativement la performance du modèle. Ceci est cohérent avec les études précédentes concernant les intensités de précipitations à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. Ceci étant, la non-stationnarité peut être mesurée de façon significative à d'autres stations météorologiques et celle-ci pourrait être incluse dans un modèle d'échelle local afin d'améliorer l'ajustement aux données. Il faut mentionner aussi que le critère BIC qui sert à discriminer entre les modèles pénalise les modèles plus complexes, soit ayant plus de paramètres, alors que d'autres critères comme le critère d'information Akaike peut favoriser ceux-ci. En effet, ce critère minimise la perte d'information. Le critère BIC a été privilégié, car il prend en compte la taille de l'échantillon, laquelle est augmentée par la modélisation conjointe de plusieurs durées d'accumulation dans le modèle d'échelle.

De plus, notre procédure repose sur l'hypothèse que les processus simulés de précipitations infra-horaires présentent un profil similaire à celui des observations. En effet, en fixant le paramètre  $\delta$  du modèle ajusté aux simulations à la valeur estimée par le modèle ajusté aux observations, on impose une certaine relation d'échelle entre l'intensité et la durée des pré-

cipitations qui peut réduire la flexibilité du modèle si elle s'avère fausse. En particulier, si le modèle climatique sous-estime les extrêmes de courtes durées (par exemple les événements infra-horaires), la transposition du  $\delta$  observé induira un décalage systématique dans l'estimation des niveaux de retour.

Enfin, la non-stationnarité a été modélisée seulement pour les paramètres  $\mu_{d_0}$  et  $\sigma_{d_0}$ . Ce choix méthodologique a pour effet d'imposer la même structure de non-stationnarité à toutes les durées, quoique les facteurs résultants sont majorés par la durée.

## 6.2 Modélisation de la dépendance inter-durées

L'estimation statistique des paramètres du modèle d'échelle repose sur la méthode par maximum de vraisemblance. Plus précisément, la vraisemblance est dite composite simple, car elle est le produit des vraisemblances marginales unidimensionnelles sur l'ensemble des durées d'accumulation et de leur série de maxima respective. Cependant, cette formulation suppose que les séries de maxima pour différentes durées d'accumulation sont indépendantes. Cette simplification ignore le cas où une tempête généreraient simultanément les maxima annuels pour plusieurs durées d'accumulation. Ainsi, une forte accumulation de précipitations sur une courte durée augmente la probabilité d'observer aussi une accumulation importante sur une durée plus longue. Cette dépendance statistique reflète une corrélation empirique potentielle entre les maxima sur plusieurs échelles temporelles. Lorsqu'on ignore cette dépendance lors de l'estimation, on risque de sous-estimer les incertitudes associées aux paramètres.

Cette dépendance statistique, bien que potentiellement faible, peut être explicitement prise en compte par l'ajout d'une copule paramétrée. Mathivon (2023) a exploré différentes approches en soulignant que l'ajout d'une copule complexifie le modèle et tend à se répercuter sur les intervalles de confiance des paramètres. L'alternative pour éviter de modéliser la dépendance inter-durées est d'estimer les incertitudes à partir de la matrice de Godambe plutôt que Fisher, afin de tenir compte en toute connaissance de cause que la vraisemblance est impropre.

## 6.3 Variabilité inter-membres

Lorsqu'on applique une méthode similaire aux projections de précipitations, on tend à sous-estimer l'incertitude totale, notamment la variabilité inter-membres provenant de l'ensemble ClimEx. L'approche actuelle utilise la méthode de l'inverse de la variance pour obtenir un estimateur pondéré en fonction de la précision individuelle et indépendante de chaque membre. Dans le but de gagner en robustesse, on pourrait considérer un modèle hiérarchique bayésien afin de synthétiser l'information provenant des 50 membres sous une distribution commune.

Ainsi, on en viendrait à réduire le nombre de paramètres à estimer et à construire un modèle qui propage l'incertitude de manière plus complète à travers les estimations.

Malgré cela, il est intéressant de constater qu'une dépendance spatiale notable est observée dans les projections d'augmentation des intensités de précipitations. Comme mentionné précédemment, l'augmentation est plus prononcée dans l'est et le nord-est du Québec dans les zones littorales ou avec des variations importantes de relief. On constate qu'il est important de considérer la position géographique de la station lors de l'estimation des courbes IDF. Les changements projetés ne sont pas uniformes et doivent être interprétés selon une échelle régionale, ou du plus près possible de la station météorologique.

La dépendance spatiale devient plus marquée plus la période de retour augmente dû à l'impact amplifié du paramètre d'échelle. Ainsi, la croissance non-linéaire du facteur de correction tend à s'écartez de la tendance théorique prédictive par la relation Clausius-Clapeyron. À l'horizon 2050, une majorité de stations présente une croissance cumulée équivalente à la tendance théorique, alors qu'on observe que 100% des stations dépassent cette tendance à l'horizon 2100. Cela suggère que d'autres processus atmosphériques, en plus de l'effet thermodynamique, contribuent à l'augmentation des intensités des précipitations dans les quantiles les plus extrêmes.

#### **6.4 Intégration du facteur de correction**

Enfin, il n'y a pas de consensus méthodologique sur la façon d'intégrer l'effet des changements climatiques dans les courbes IDF. Notre approche propose d'imposer une tendance, non détectable dans les observations, par la tendance estimée à partir des précipitations simulées. Encore une fois, l'incertitude sur la tendance imposée n'est pas prise en compte. Par ailleurs, lorsque le facteur de correction est appliqué à l'ensemble de la période, en particulier celle historique, on altère les courbes du passé. Cette altération semble acceptable, puisque la méthodologie utilisée est plus robuste, mais elle peut causer d'importantes répercussions lors de la mise aux normes ou le remplacement des infrastructures. À l'inverse, si la tendance des changements climatiques est imposée seulement à partir de la fin de la période observée, l'approche crée une cassure artificielle et singulière dans les courbes. Cet absence de consensus souligne la nécessité de mieux définir, avec la consultation des utilisateurs, les objectifs d'application des courbes IDF.

Notons également que des validations supplémentaires du modèle pourraient être effectuées en utilisant les données historiques. Les stations présentant les séries temporelles les plus longues pourraient être utilisées à cet effet.

## CHAPITRE 7 CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS

### 7.1 Synthèse des travaux

Ce mémoire propose une méthodologie en trois étapes pour actualiser les courbes IDF des précipitations en fonction du climat futur pour l'ensemble des stations météorologiques du Québec.

D'abord, l'approche adoptée permet d'établir que l'utilisation d'un modèle d'échelle, en particulier le modèle d'échelle général, est à privilégier lors de l'estimation des courbes IDF au Québec. Il a été démontré que ce type de modèle peut être ajusté à l'ensemble des stations actuelles d'ECCC, ce qui garantie une relation d'ordre entre les niveaux de retour des différentes durées d'accumulation et procure une flexibilité additionnelle au modèle par rapport au modèle d'échelle simple. Par ailleurs, les modèles d'échelle ont été adaptés pour modéliser la non-stationnarité des précipitations induite par les changements climatiques. Bien que plusieurs variables explicatives climatiques aient été explorées, les résultats suggèrent que pour la grande majorité des stations, la non-stationnarité n'est pas détectable.

Ensuite, nous nous sommes attardés à la modélisation des précipitations simulées provenant de l'ensemble ClimEx. Les résultats ont démontré que l'intégration d'une variable explicative comme la température moyenne au point de grille améliore significativement l'ajustement du modèle d'échelle pour une majorité de stations. Cependant, il faut souligner que ces résultats reposent sur l'hypothèse que les précipitations extrêmes sont fidèlement représentées par l'ensemble ClimEx. Cette hypothèse est d'autant plus cruciale pour les accumulations à l'échelle infra-horaire, car les précipitations simulées ne sont pas disponibles à cette échelle. Nous avons également mené une analyse visuelle de l'évolution spatio-temporelle des facteurs de correction  $\eta$  et  $\nu$ . On remarque une dépendance spatiale notable. En effet, les facteurs augmentent plus rapidement dans les zones littorales et présentant un relief accidenté.

Enfin, les courbes IDF ont été actualisées en fonction des facteurs de correction modélisés par les précipitations simulées. La méthode permet d'estimer une courbe IDF pour une année projetée spécifique dans le but d'appuyer la planification et le dimensionnement des infrastructures hydriques en climat futur. On remarque une augmentation non-linéaire des niveaux de retour pour l'ensemble des stations en raison de l'effet combiné des facteurs de correction sur les paramètres de localisation et d'échelle. Plus une période de retour est grande, plus l'augmentation estimée est substantielle pouvant atteindre dans certains cas près du double des valeurs historiques. On remarque également que la croissance est

plus accentuée pour les stations en zone littorale ou à fortes variations de relief, comparé aux stations au centre ou à l'ouest du Québec. L'approche proposée est robuste et permet d'améliorer la précision des estimations de niveaux de retour projetés en tenant compte de leurs incertitudes.

## 7.2 Limitations et améliorations futures

La méthodologie proposée apporte plusieurs améliorations à l'estimation actuelle des courbes IDF au Canada. Or, elle présente également certaines limitations qui ont des conséquences sur l'applicabilité de la méthode.

D'abord, l'analyse n'a pas considéré la dépendance spatiale entre les points de grille ou stations. En effet, une modélisation régionale permettrait d'étudier l'influence de processus atmosphériques communs sur les précipitations extrêmes. Ensuite, nous n'avons utilisé qu'un modèle climatique régional piloté par une seul modèle global . Il faudrait aussi considérer des simulations produites par des modèles climatiques différents. Enfin, tel que mentionnée précédemment, une autre limite à souligner est la sous-estimation des incertitudes, notamment celles associées aux simulations climatiques. Une amélioration potentielle serait de recourir à un modèle hiérarchique bayésien pour intégrer de manière cohérente les incertitudes tout en propageant l'information entre les différentes simulations.

En somme, ce mémoire propose une contribution méthodologique pour préciser l'estimation des courbes IDF en climat futur. Face aux défis climatiques actuels et à venir, cette contribution apparaît essentiel pour assurer une planification rigoureuse et résiliente des infrastructures publiques. Notre contribution s'est concentrée sur l'estimation de courbes IDF pour les durées infra-journalières. Toutefois, il y a un intérêt tout aussi important à actualiser ces courbes pour des durées supra-journalières. L'accumulation des précipitations extrêmes sur plusieurs jours représente un risque majeur pour les infrastructures. Intégrer ces différentes échelles temporelles sous un même modèle demeure une avenue peu explorée dans le contexte québécois.

## RÉFÉRENCES

- ALLEN, M. R. et INGRAM, W. J. (2002). Constraints on future changes in climate and the hydrologic cycle. *Nature*, 419:224–232.
- ARNBJERG-NIELSEN, K. (2012). Quantification of climate change effects on extreme precipitation used for high resolution hydrologic design. *Urban Water Journal*, 9:57–65.
- BERNARD, M. M. (1932). Formulas For Rainfall Intensities of Long Duration. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 96(1):592–606.
- BOUGADIS, J. et ADAMOWSKI, K. (2006). Scaling model of a rainfall intensity-duration-frequency relationship. *Hydrological Processes*, 20(17):3747–3757.
- BURLANDO, P. et ROSSO, R. (1996). Scaling and multiscaling models of depth-duration-frequency curves for storm precipitation. *Journal of Hydrology*, 187(1):45–64.
- CANNON, A. J., SOBIE, S. R. et MURDOCK, T. Q. (2015). Bias Correction of GCM Precipitation by Quantile Mapping : How Well Do Methods Preserve Changes in Quantiles and Extremes ? *Journal of Climate*, 28(17):6938–6959.
- CHAGNAUD, G., PANTHOU, G., VISCHEL, T., BLANCHET, J. et LEBEL, T. (2021). A unified statistical framework for detecting trends in multi-timescale precipitation extremes : application to non-stationary intensity-duration-frequency curves. *Theoretical and Applied Climatology*, 145(1):839–860.
- CHOW, V. T. (1951). A general formula for hydrologic frequency analysis. *Eos, Transactions American Geophysical Union*, 32(2):231–237.
- COLES, S. (2001). *An introduction to statistical modeling of extreme values*. Springer-Verlag, London, UK.
- COURTY, L. G., WILBY, R. L., HILLIER, J. K. et SLATER, L. J. (2019). Intensity-duration-frequency curves at the global scale. *Environmental Research Letters*, 14(8):084045.
- CRAMÉR, H. (1946). *Chapters 32–34 : Theory of estimation*. Princeton University Press, Princeton.
- CRÉVOLIN, V., HASSANZADEH, E. et BOURDEAU-GOULET, S.-C. (2023). Updating the intensity-duration-frequency curves in major Canadian cities under changing climate using CMIP5 and CMIP6 model projections. *Sustainable Cities and Society*, 92:104473.
- CSA GROUP (2023). Développer et interpréter les informations d'intensité-durée-fréquence (IDF) dans un climat changeant. <https://ccn-scc.ca/normes/avis-dintention/csa-group/developper-et-interpreter-les-informations-dintensite-duree>.

- DELWORTH, T. L., ZHANG, R. et MANN, M. E. (2007). *Decadal to Centennial Variability of the Atlantic from Observations and Models*, pages 131–148. American Geophysical Union (AGU).
- ECCC (2019). Documentation relative aux tableaux et graphiques d’Environnement et Changement climatique Canada sur l’intensité, la durée et la fréquence des chutes de pluie. Rapport technique, Environnement et Changement climatique Canada. Version 2, Documentation des courbes IDF.
- ENFIELD, D. B., MESTAS-NUÑEZ, A. M. et TRIMBLE, P. J. (2001). The Atlantic Multidecadal Oscillation and its relation to rainfall and river flows in the continental U.S. *Geophysical Research Letters*, 28(10):2077–2080.
- FAUER, F. S. et RUST, H. W. (2023). Non-stationary large-scale statistics of precipitation extremes in central Europe. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 37(11):4417–4429.
- FAUER, F. S., ULRICH, J., JURADO, O. E. et RUST, H. W. (2021). Flexible and consistent quantile estimation for intensity–duration–frequency curves. *Hydrology and Earth System Sciences*, 25(12):6479–6494.
- FISHER, R. A. et TIPPETT, L. H. C. (1928). Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample. *Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, 24(2):180–190.
- GNEDENKO, B. (1943). Sur La Distribution Limite Du Terme Maximum D’Une Série Aléatoire. *Annals of Mathematics*, 44(3):423–453.
- GOBEIL, G. (2021). Développement d’une méthode de post-traitement adaptée aux valeurs extrêmes pour les précipitations simulées par un modèle climatique. Mémoire de D.E.A., Polytechnique Montréal.
- GUMBEL, E. J. (1958). *Statistics of Extremes*. Columbia University Press, New York, NY.
- GUPTA, V. K. et WAYMIRE, E. (1990). Multiscaling properties of spatial rainfall and river flow distributions. *Journal of Geophysical Research : Atmospheres*, 95(D3):1999–2009.
- HUARD, D., MAILHOT, A. et DUCHESNE, S. (2012). Bayesian estimation of intensity–duration–frequency curves and of the return period associated to a given rainfall event. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 24:337–347.
- HURRELL, J. W. (1995). Decadal Trends in the North Atlantic Oscillation : Regional Temperatures and Precipitation. *Science*, 269(5224):676–679.
- INNOCENTI, S., MAILHOT, A., FRIGON, A., CANNON, A. J. et LEDUC, M. (2019). Observed and simulated precipitation over northeastern North America : How do daily and subdaily extremes scale in space and time ? *Journal of Climate*, 32(24):8563–8582.

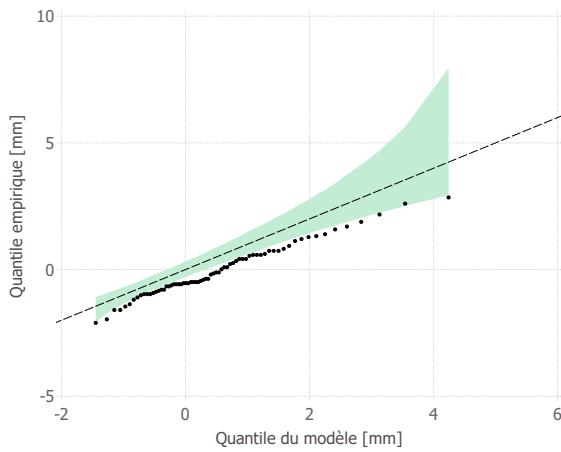
- IPCC (2023). *Climate Change 2022 : Impacts, Adaptation and Vulnerability. Contribution of Working Group II to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press, Cambridge, UK and New York, NY, USA.
- JALBERT, J., FAVRE, A.-C., BÉLISLE, C. et ANGERS, J.-F. (2017). A spatiotemporal model for extreme precipitation simulated by a climate model, with an application to assessing changes in return levels over north america. *Journal of the Royal Statistical Society Series C : Applied Statistics*, 66(5):941–962.
- JALBERT, J., GENEST, C. et PERREAULT, L. (2022). Interpolation of Precipitation Extremes on a Large Domain Toward IDF Curve Construction at Unmonitored Locations. *Journal of Agricultural, Biological and Environmental Statistics*, 27(3):461–486.
- JAYAWEERA, L., WASKO, C. et RORY, N. (2024). Modelling non-stationarity in extreme rainfall using large-scale climate drivers. *Journal of Hydrology*, 636:131309.
- JENKINSON, A. F. (1955). The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 81(348):158–171.
- JEON, S., PACIOREK, C. J. et WEHNER, M. F. (2016). Quantile-based bias correction and uncertainty quantification of extreme event attribution statements. *Weather and Climate Extremes*, 12:24–32.
- KASS, R. E. et RAFTERY, A. E. (1995). Bayes factors. *Journal of the American Statistical Association*, 90(430):773–795.
- KATZ, R. W., PARLANGE, M. B. et NAVAU, P. (2002). Statistics of extremes in hydrology. *Advances in Water Resources*, 25(8):1287–1304.
- KOUTSOYIANNIS, D., KOZONIS, D. et MANETAS, A. (1998). A mathematical framework for studying rainfall intensity-duration-frequency relationships. *Journal of Hydrology*, 206(1–2):118–135.
- LEDUC, M., MAILHOT, A., FRIGON, A., MARTEL, J.-L., LUDWIG, R., BRIETZKE, G. B., GIGUÈRE, M., BRISSETTE, F., TURCOTTE, R., BRAUN, M. et SCINOCCA, J. (2019). The ClimEx Project : A 50-member ensemble of climate change projections at 12-km resolution over Europe and northeastern North America with the Canadian Regional Climate Model (CRCM5). *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 58(4):663–693.
- LENDERINK, G., BARBERO, R., LORIAUX, J. M. et FOWLER, H. J. (2017). Super-Clausius–Clapeyron Scaling of Extreme Hourly Convective Precipitation and Its Relation to Large-Scale Atmospheric Conditions. *Journal of Climate*, 30(15):6037–6052.
- LI, L. et LI, Z. (2023). Potential intensification of hourly precipitation extremes in Western Canada : A comprehensive understanding of precipitation-temperature scaling. *Atmospheric*

- Research*, 295:106979.
- LOVEJOY, S. et MANDELBROT, B. B. (1985). Fractal properties of rain, and a fractal model. *Tellus A : Dynamic Meteorology and Oceanography*, 37(3):209–232.
- MAILHOT, A., BEAUREGARD, I., TALBOT, G., CAYA, D. et BINER, S. (2012). Future changes in intense precipitation over Canada assessed from multi-model NARCCAP ensemble simulations. *International Journal of Climatology*, 32(8):1151–1163.
- MAILHOT, A., DUCHESNE, S., CAYA, D. et TALBOT, G. (2007). Assessment of future change in intensity–duration–frequency (idf) curves for southern quebec using the canadian regional climate model (crcm). *Journal of Hydrology*, 347(1):197–210.
- MAILHOT, A., PANTHOU, G. et TALBOT, G. (2014). Recommandations sur les majorations à considérer pour les courbes Intensité-Durée-Fréquence (IDF) aux horizons 2040-2070 et 2070-2100 pour l'ensemble du Québec PHASE II. Rapport technique, Institut national de la recherche scientifique.
- MARAUN, D. (2016). Bias Correcting Climate Change Simulations - a Critical Review. *Current Climate Change Reports*, 2(4):211–220.
- MARAUN, D. et WIDMANN, M. (2018). *Statistical Downscaling and Bias Correction for Climate Research*. Cambridge University Press.
- MATHIVON, P. (2023). Modélisation conjointe des maxima annuels d'intensité de précipitation. Mémoire de D.E.A., Polytechnique Montréal.
- MEKIS, E. et HOGG, W. D. (1999). Rehabilitation and analysis of Canadian daily precipitation time series. *Atmosphere-Ocean*, 37(1):53–85.
- MENABDE, M., SEED, A. et PEGRAM, G. (1999). A simple scaling model for extreme rainfall. *Water Resources Research*, 35(1):335–339.
- NOLET-GRAVEL, E. (2019). Changements projetés des précipitations extrêmes au Québec. Mémoire de D.E.A., Polytechnique Montréal.
- OUARDA, T. B. M. J., YOUSEF, L. A. et CHARRON, C. (2019). Non-stationary intensity-duration-frequency curves integrating information concerning teleconnections and climate change. *International Journal of Climatology*, 39(4):2306–2323.
- PAOLI, A., CARREAU, J. et JALBERT, J. (2024). Statistical testing of scaling models for precipitation Intensity-Duration-Frequency curves. Les Cahiers du GERAD G-2024-34, Groupe d'études et de recherche en analyse des décisions.
- SILVA, D. F., SIMONOVIC, S. P., SCHARDONG, A. et AVRUCH, J. G. (2021). Assessment of non-stationary idf curves under a changing climate : Case study of different climatic zones in canada. *Journal of Hydrology : Regional Studies*, 36:100870.

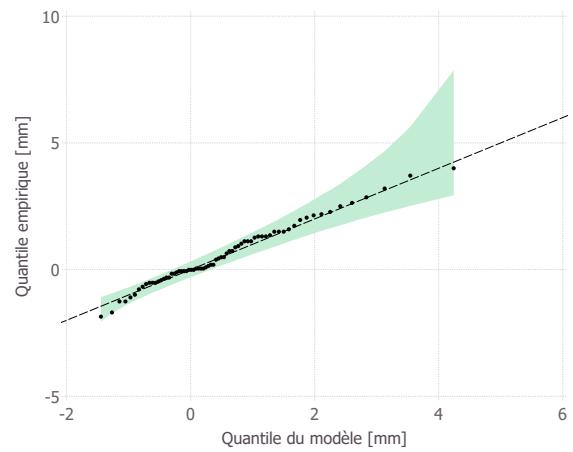
- SIMONOVIC, S. P., SCHARDONG, A., SANDINK, D. et SRIVASTAV, R. (2016). A web-based tool for the development of Intensity Duration Frequency curves under changing climate. *Environmental Modelling & Software*, 81:136–153.
- SUN, Q., ZHANG, X., ZWIERS, F., WESTRA, S. et ALEXANDER, L. V. (2021). A Global, Continental, and Regional Analysis of Changes in Extreme Precipitation. *Journal of Climate*, 34(1):243–258.
- Van de VYVER, H. (2018). A multiscaling-based intensity–duration–frequency model for extreme precipitation. *Hydrological Processes*, 32(11):1635–1647.
- VARIN, C., REID, N. et FIRTH, D. (2011). An Overview of Composite Likelihood Methods. *Statistica Sinica*, 21(1):5–42.
- VENEZIANO, D., LANGOUSIS, A. et FURCOLO, P. (2006). Multifractality and rainfall extremes : A review. *Water Resources Research*, 42(6).
- WANG, C. et ENFIELD, D. B. (2001). The Tropical Western Hemisphere Warm Pool. *Geophysical Research Letters*, 28(8):1635–1638.
- WESTRA, S., ALEXANDER, L. V. et ZWIERS, F. W. (2013). Global Increasing Trends in Annual Maximum Daily Precipitation. *Journal of Climate*, 26(11):3904–3918.
- WHAN, K. et ZWIERS, F. (2016). Evaluation of extreme rainfall and temperature over North America in CanRCM4 and CRCM5. *Climate Dynamics*, 46:3821–3843.
- YEO, M.-H., NGUYEN, V.-T.-V. et KPODONU, T. A. (2021). Characterizing extreme rainfalls and constructing confidence intervals for IDF curves using Scaling-GEV distribution model. *International Journal of Climatology*, 41(1):456–468.

**ANNEXE A    GRAPHIQUES QUANTILES-QUANTILES  
COMPLÉMENTAIRES DES MODÈLES D'ÉCHELLE SIMPLE ET  
GÉNÉRAL**

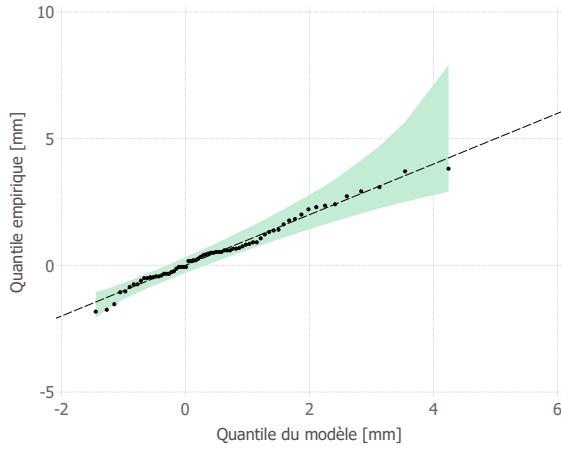
On présente ici les résultats complémentaires des graphiques quantiles-quantiles avec intervalles de confiance des modèles d'échelle simple et général pour l'ensemble des durées d'accumulation des précipitations observées à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau.



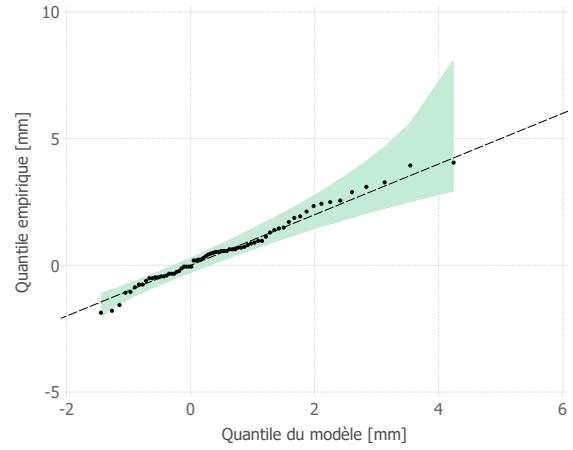
(a) 5 min. - modèle simple



(b) 5 min. - modèle général



(c) 10 min. - modèle simple



(d) 10 min. - modèle général

FIGURE A.1 Comparaison des graphiques quantiles-quantiles avec intervalles de confiance des modèles d'échelle simple et général des précipitations observées à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. (suite)

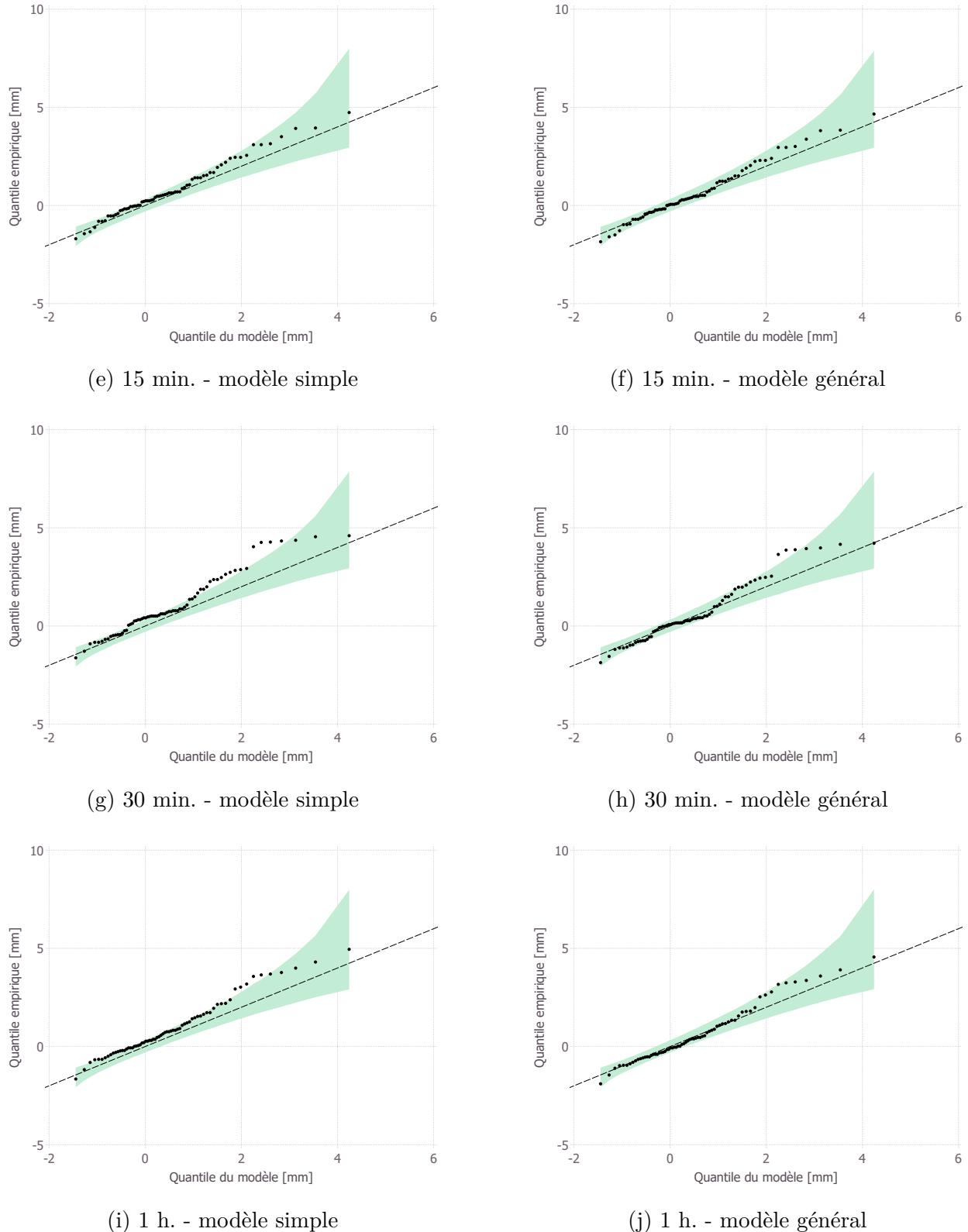
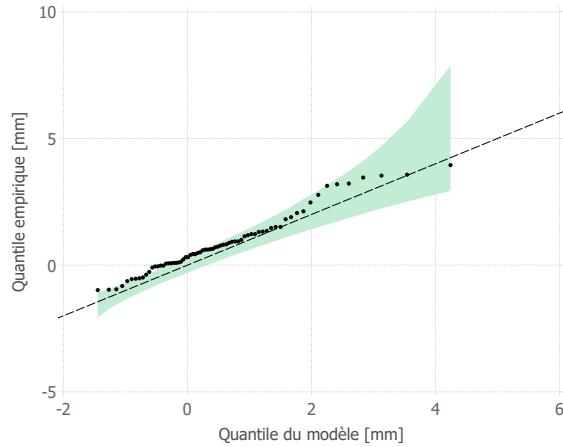
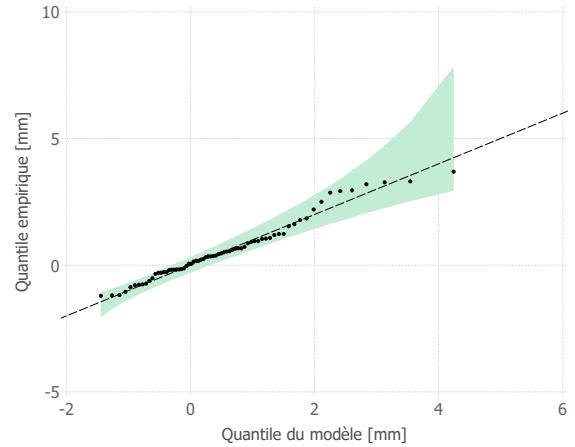


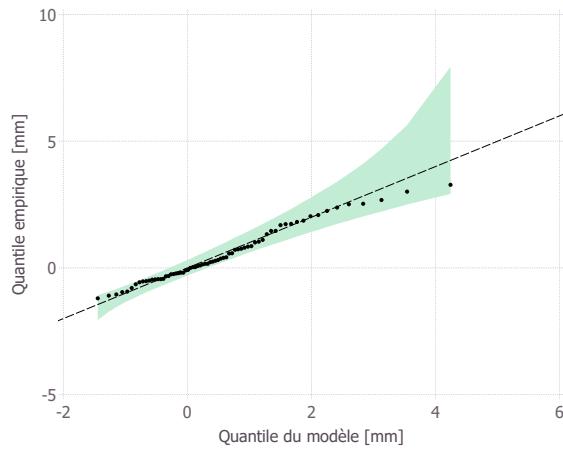
FIGURE A.1 Comparaison des graphiques quantiles-quantiles avec intervalles de confiance des modèles d'échelle simple et général des précipitations observées à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. (suite)



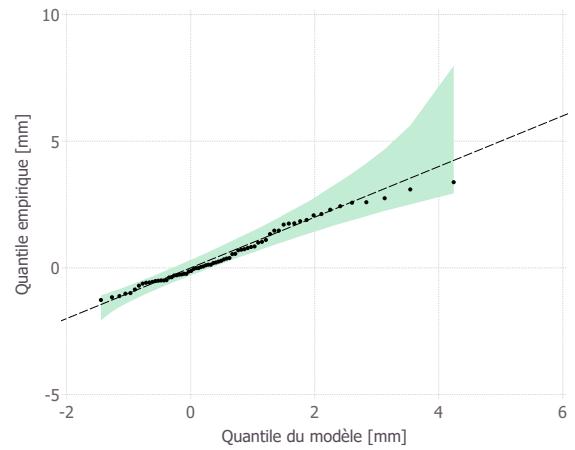
(k) 2 h. - modèle simple



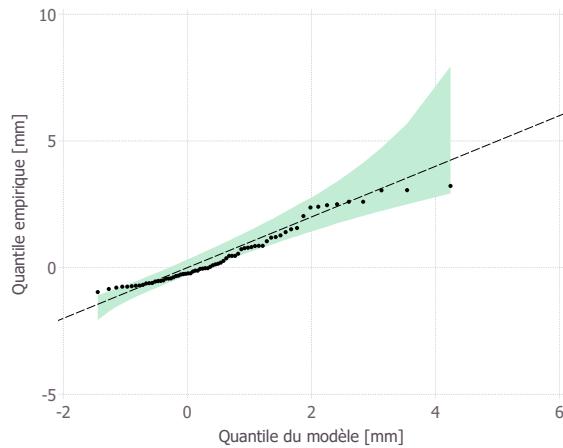
(l) 2 h. - modèle général



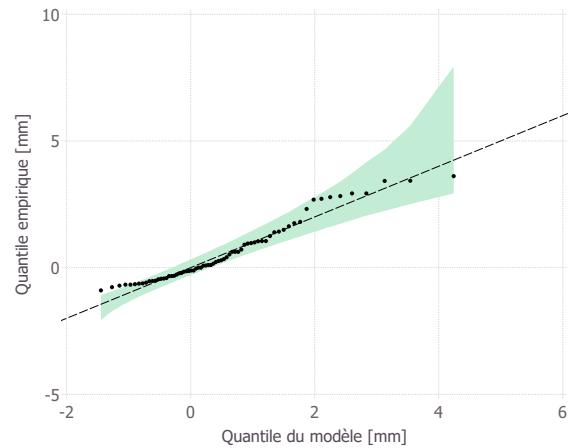
(m) 6 h. - modèle simple



(n) 6 h. - modèle général

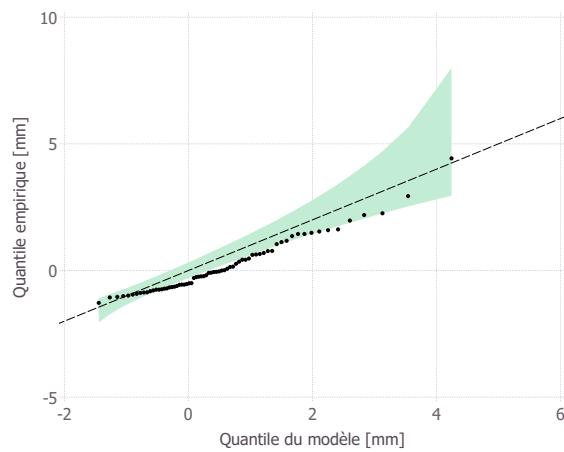


(o) 12 h. - modèle simple

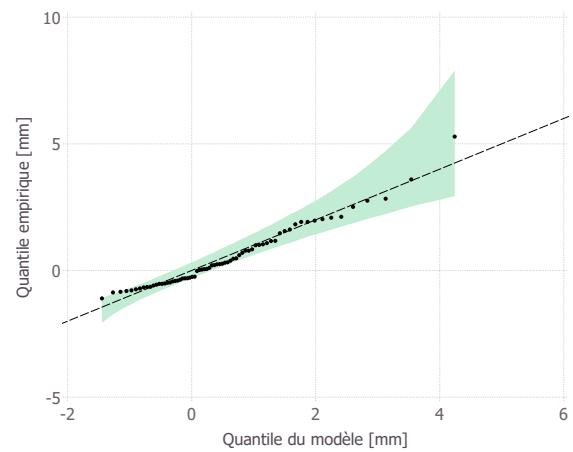


(p) 12 h. - modèle général

FIGURE A.1 Comparaison des graphiques quantiles-quantiles avec intervalles de confiance des modèles d'échelle simple et général des précipitations observées à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. (suite)



(q) 24 h. - modèle simple



(r) 24 h. - modèle général

FIGURE A.1 Comparaison des graphiques quantiles-quantiles avec intervalles de confiance des modèles d'échelle simple et général des précipitations observées à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. (suite et fin)

**ANNEXE B ESTIMATION DES NIVEAUX DE RETOUR POUR LES  
PÉRIODES DE RETOUR 2, 5, 10, 50 ET 100 ANS POUR LA DURÉE  
D'ACCUMULATION 1H À LA STATION AÉROPORT INTERNATIONAL  
PIERRE-ELLIOTT-TRUDEAU.**

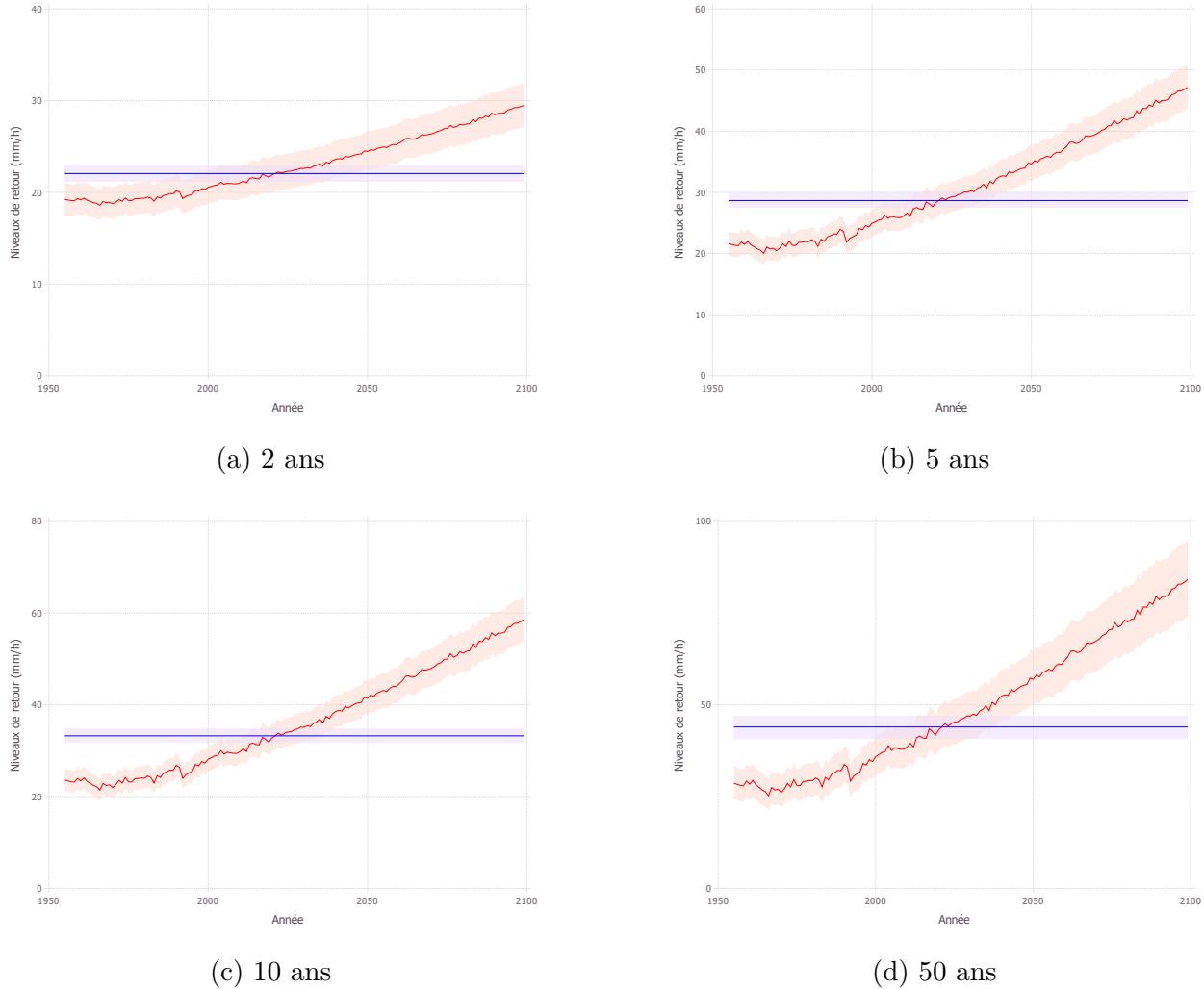


FIGURE B.1 Estimation des niveaux de retour pour la durée d'accumulation 1h à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. (suite)

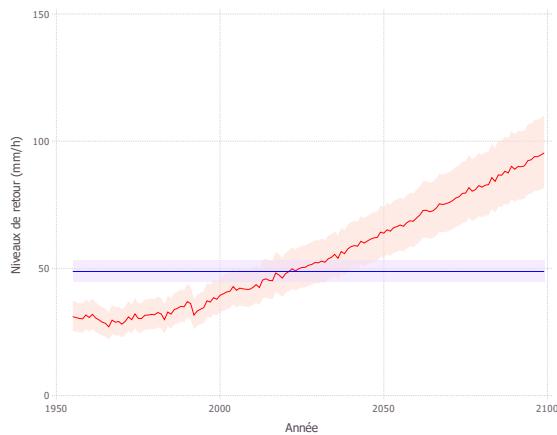


FIGURE B.1 Estimation des niveaux de retour pour la durée d'accumulation 1h à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. (suite et fin)

## ANNEXE C ESTIMATION DES NIVEAUX DE RETOUR POUR LA PÉRIODE DE RETOUR 5 ANS POUR L'ENSEMBLE DES DURÉES D'ACCUMULATION À LA STATION AÉROPORT INTERNATIONAL PIERRE-ELLIOTT-TRUDEAU.

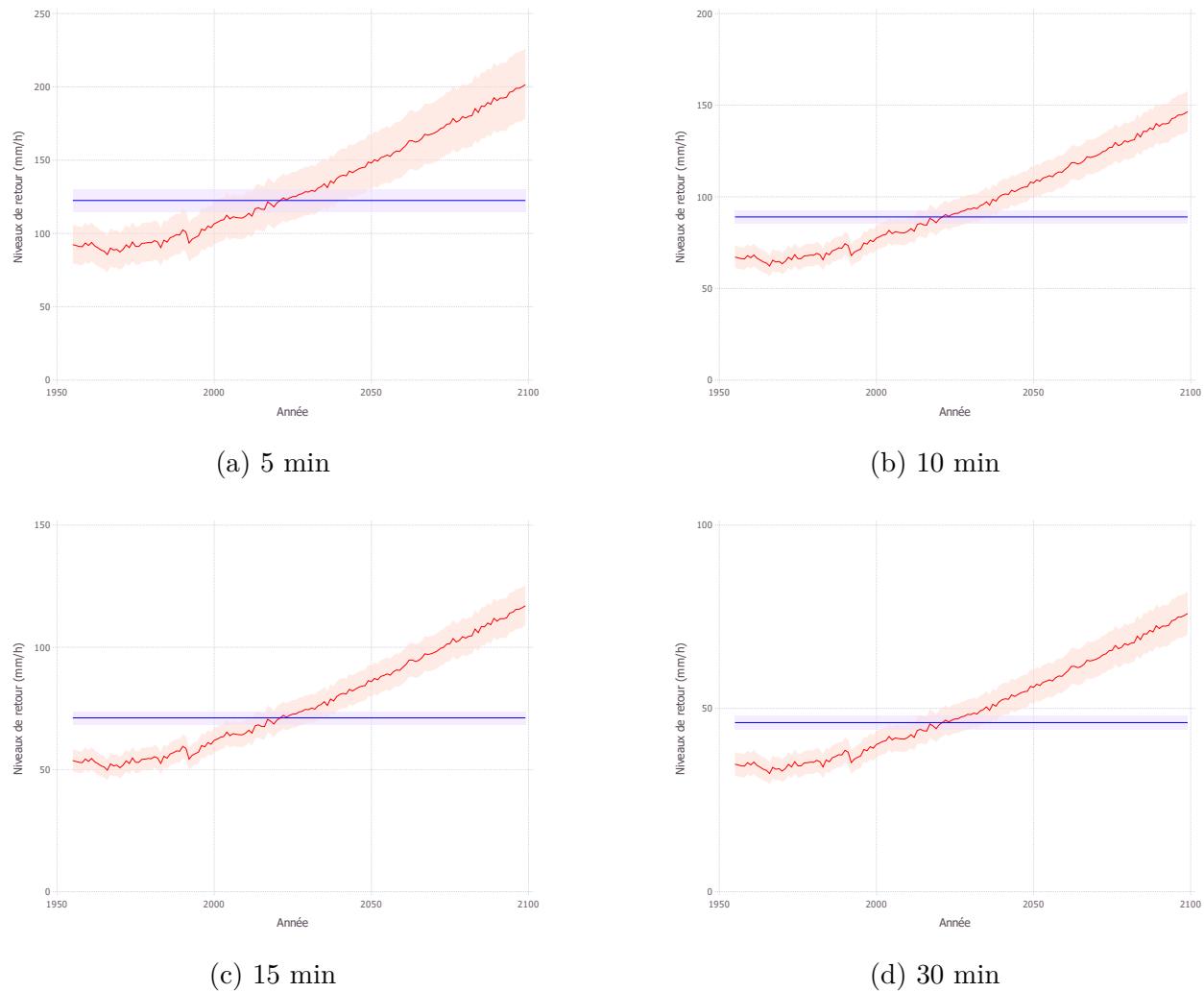
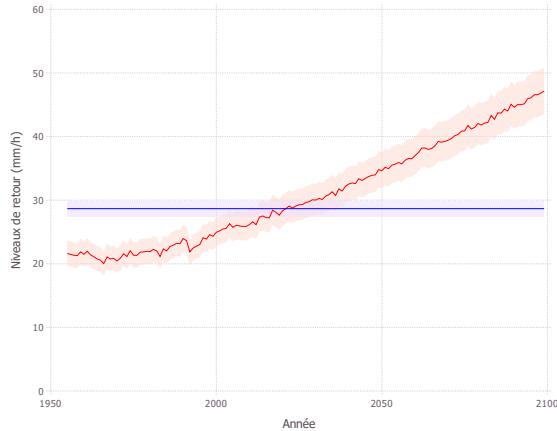
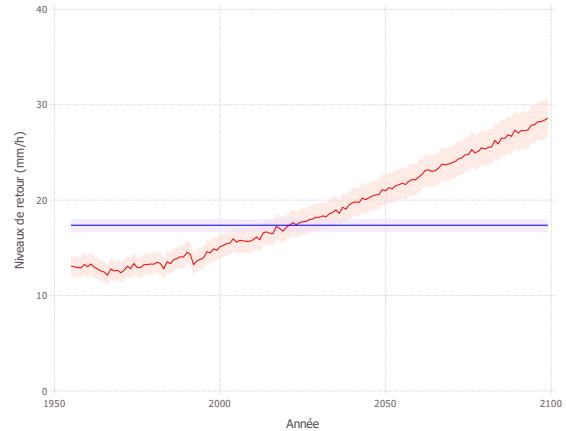


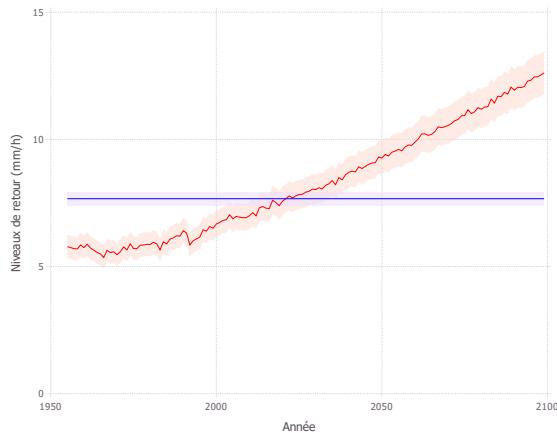
FIGURE C.1 Estimation des niveaux de retour pour la période de retour 5 ans pour l'ensemble des durées d'accumulation à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. (suite)



(e) 1 h



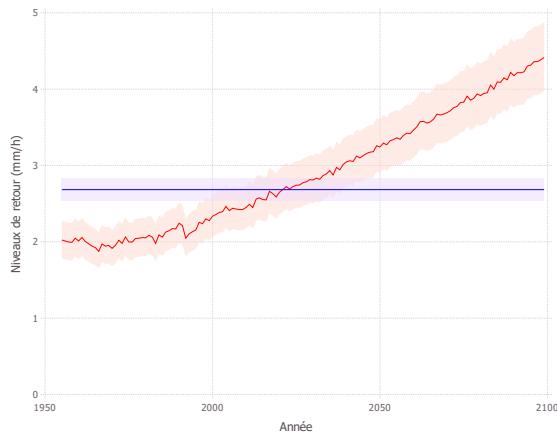
(f) 2 h



(g) 6 h



(h) 12 h



(i) 24 h

FIGURE C.1 Estimation des niveaux de retour pour la période de retour 5 ans pour l'ensemble des durées d'accumulation à la station Aéroport international Pierre-Elliott-Trudeau. (suite et fin)