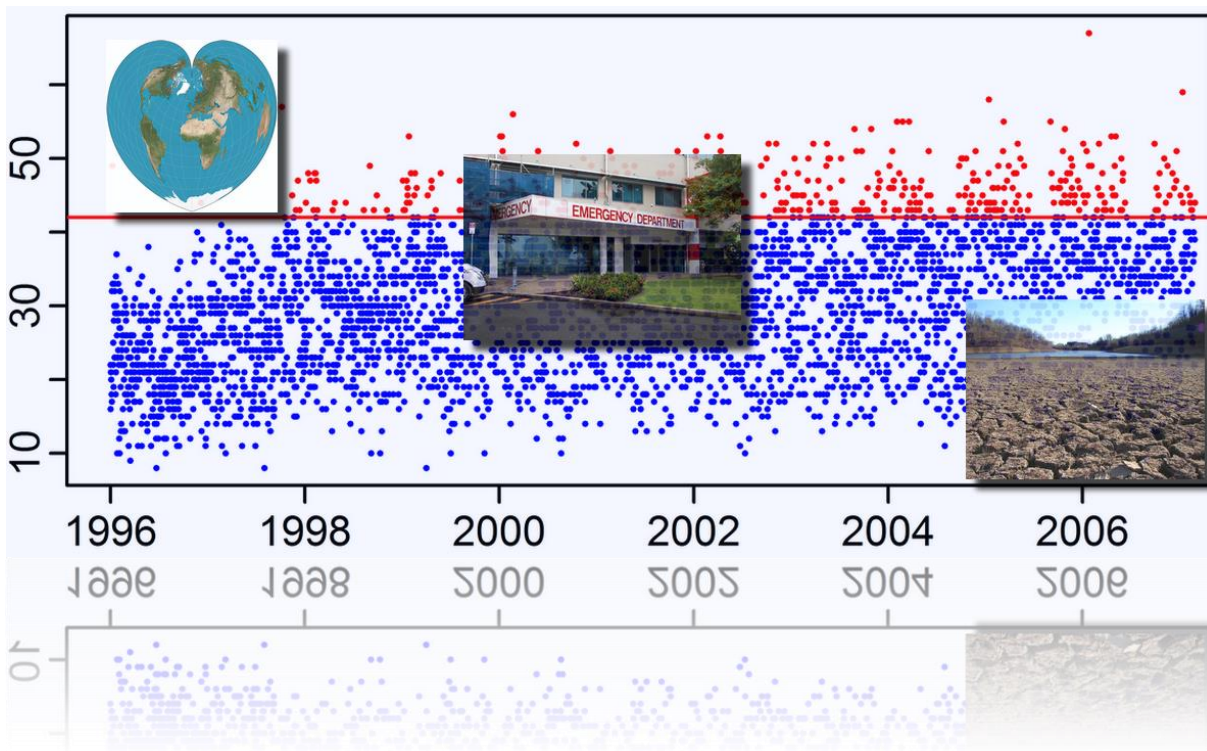


Modélisation des pics de mortalité et de morbidité  
hospitalière pour cause de maladies cardiovasculaires à  
Québec et Montréal (Québec) : Une approche par la théorie  
des valeurs extrêmes.



Sources photos : [Wikimedia](#). Utilisation des photos sous licence Creative Commons.

© INRS, Centre - Eau Terre Environnement, 2015

Dépôt légal, Bibliothèque nationale du Québec

Dépôt légal, Bibliothèque et Archives Canada

ISBN : 978-2-89146-851-0

# **Modélisation des pics de mortalité et de morbidité hospitalière pour cause de maladies cardiovasculaires à Québec et Montréal (Québec) : Une approche par la théorie des valeurs extrêmes**

---

**Y. Chiu <sup>a</sup>, F. Chebana <sup>a</sup>, B. Abdous <sup>b</sup>, D. Bélanger <sup>a,c</sup>, P. Gosselin <sup>a,d</sup>**

*<sup>a</sup> INRS-ETE, 490 rue de la Couronne, Québec (QC), G1K 2N9, Canada*

*<sup>b</sup> Université Laval, Département de médecine sociale et préventive, 2325 Rue de l'Université, Québec (QC), G1K 7P4, Canada*

*<sup>c</sup> Centre hospitalier universitaire de Québec, Centre de recherche, 2875 boulevard Laurier, Québec (QC), G1V 2M2, Canada*

*<sup>d</sup> Institut national de santé publique du Québec, Québec, QC G1V 5B3, Canada*

**Cette étude est financée par le Fonds vert dans le cadre de l'Action 21 du Plan d'action 2006-2012 sur les changements climatiques du gouvernement du Québec.**

**23 avril 2015**

*Version finale*

## **Remerciements**

Cette étude a été rendue possible par le financement du Fonds vert, dans le cadre de l'Action 21 du Plan d'action 2006-2012 sur les changements climatiques du gouvernement du Québec. Les auteurs remercient l'Institut national de la santé publique du Québec (INSPQ) pour l'accès aux données sanitaires. Par ailleurs, les auteurs remercient Jean-Xavier Giroux (INRS-ETE) pour son support dans la manipulation des données et Pierre Masselot (INRS-ETE) pour ses commentaires et discussions avisés lors de l'étude.

## Résumé

Les décès et hospitalisations figurent parmi les variables sanitaires les plus étudiées en santé publique. La distribution de ces variables est habituellement analysée au travers d'une modélisation de l'ensemble des données. Cette méthode est inadaptée pour appréhender les pics sanitaires, évènements « inhabituels » ayant de fortes répercussions sur le système de services et soins de santé. Ce rapport a pour but de modéliser les variables sanitaires non plus au travers de l'ensemble des données, mais par les pics. Pour cela, l'utilisation de la théorie des valeurs extrêmes (EVT) s'avère adéquate, avec une extraction des pics par la méthode des blocs ou du seuil élevé. La sélection et l'analyse des pics en tirant parti de l'EVT n'ont pas encore été considérées en santé publique et il s'agit donc d'une étude exploratoire. La modélisation est précédée de plusieurs étapes de prétraitement des données. L'application est faite sur les pics d'hospitalisations et de décès des maladies cardiovasculaires, dans les communautés métropolitaines de Montréal et de Québec (Canada). Une des finalités des modèles obtenus est l'utilisation des niveaux de retour comme outil indispensable pour la gestion ou l'aménagement d'un hôpital existant, ou la conception d'un nouvel établissement de santé par exemple.

## Table des matières

Modélisation des pics de mortalité et de morbidité hospitalière pour cause de maladies cardiovasculaires à Québec et Montréal (Québec) : Une approche par la théorie des valeurs extrêmes .....	iii
Remerciements .....	iv
Résumé .....	v
Table des matières .....	vi
Liste des figures .....	ix
Liste des tableaux .....	xii
Liste des acronymes .....	xvii
1 Introduction .....	1
2 Données et analyse statistique .....	4
2.1 Données .....	4
2.2 Analyse statistique .....	6
2.2.1 La distribution généralisée des valeurs extrêmes .....	8
2.2.2 La distribution généralisée de Pareto .....	13
2.2.3 Prétraitement des données et tests d'hypothèses .....	17
2.2.4 Implémentation .....	21

3	Résultats .....	21
3.1	Analyse exploratoire.....	23
3.1.1	Les hospitalisations .....	23
3.1.2	Les décès .....	25
3.2	Les pics d’hospitalisations à Montréal .....	26
3.3	Les pics d’hospitalisations à Québec.....	29
3.4	Les pics de décès à Montréal.....	31
3.5	Les pics de décès à Québec .....	33
3.6	Synthèse des principaux résultats.....	35
4	Discussion .....	36
5	Conclusion.....	40
6	Limites et perspectives .....	41
	Références .....	43
	Figures et tableaux .....	51
	Figures.....	51
	Tableaux .....	63
	Annexes.....	69
	Résultats de l’analyse exploratoire.....	69

Ensemble des tableaux résultats .....	75
A- Hospitalisations à Montréal .....	76
B- Hospitalisations à Québec .....	86
C- Décès à Montréal .....	96
D- Décès à Québec .....	106



## Liste des figures

Figure 1: Communautés métropolitaines de Montréal et de Québec. ....	51
Figure 2 : Diagramme schématisant les étapes de l'étude. ....	52
Figure 3 : Excès moyens en fonction du seuil pour les hospitalisations et les décès (modèle global) à Montréal (haut) et à Québec (bas). Les pointillés verticaux bleus représentent le seuil à 90 %.....	53
Figure 4 : Stabilité des paramètres estimés de la GPD (modèle global), en fonction du seuil des hospitalisations à Montréal (haut) et Québec (bas). Les pointillés verticaux bleus représentent le seuil à 90 %. ....	54
Figure 5 : Répartition des jours par année selon l'intensité journalière des hospitalisations à Montréal (haut) et Québec (bas).....	55
Figure 6 : Répartition des jours par année selon l'intensité journalière des décès à Montréal (haut) et Québec (bas).....	56
Figure 7 : Pics sélectionnés (points rouges) pour les hospitalisations à Montréal. Le seuil est en pointillés rouges. ....	57
Figure 8 : a) QQ plot des pics d'hospitalisations à Montréal. Les observations sont tracées en bleu tandis que la première bissectrice est en pointillés rouges. b) Estimation de la courbe du niveau de retour pour les hospitalisations à Montréal. Les intervalles de confiance associés sont en pointillés rouges. ....	58

Figure 9 : a) Pics sélectionnés (points rouges) pour les hospitalisations à Québec (fins de semaine). b) Pics sélectionnés (points rouges) pour les hospitalisations à Québec (fins de semaine). Le seuil est en pointillés rouges. ....58

Figure 10 : a) QQ plot des pics d’hospitalisations à Québec (fins de semaine). b) QQ plot des pics d’hospitalisations à Québec (jours de semaine). Les observations sont tracées en bleu tandis que la première bissectrice est en pointillés rouges. ....59

Figure 11 : a) Estimation de la courbe du niveau de retour pour les hospitalisations à Québec (fins de semaine). b) Estimation de la courbe du niveau de retour pour les hospitalisations à Québec (fins de semaine). Les intervalles de confiance associés sont en pointillés rouges. ....60

Figure 12 : a) Pics sélectionnés (points rouges) pour les décès à Montréal (fins de semaine). a) Pics sélectionnés (points rouges) pour les décès à Montréal (jours de semaine). ....60

Figure 13 : QQ plot des pics de décès à Montréal (fins de semaine). Les observations sont tracées en bleu tandis que la première bissectrice est en pointillés rouges. ....61

Figure 14 : a) Estimation de la courbe du niveau de retour pour les décès à Montréal (fins de semaine). b) Estimation de la courbe du niveau de retour pour les décès à Montréal (fins de semaine). Les intervalles de confiance associés sont en pointillés rouges. ....61

Figure 15 : Pics sélectionnés (points rouges) pour les décès à Québec. ....62

Figure 16 : a) QQ plot des pics de décès à Québec. Les observations sont tracées en bleu tandis que la première bissectrice est en pointillés rouges. b) Estimation de la courbe du niveau de retour pour les décès à Québec. Les intervalles de confiance associés sont en pointillés rouges. ....62

Figure A17 : Illustration de l’approche par blocs (haut) et des pics au-delà du seuil à 90 % (bas) pour les hospitalisations, à Québec. Les observations considérées comme des pics sont en rouge. Deux exemples de cluster sont entourés. ....69

Figure A18 : Histogrammes des hospitalisations (gauche) et des décès (droite), à Montréal (haut) et Québec (bas).....70

Figure A19 : Nombre de décès (haut) et d’hospitalisations (bas) à Montréal. Les journées de fins de semaine (vendredi, samedi et dimanche) sont en rouge, les journées de semaine (lundi, mardi, mercredi et jeudi) sont en bleu. ....71

Figure A20 : Nombre de décès (haut) et d’hospitalisations (bas) à Québec. Les journées de fins de semaine (vendredi, samedi et dimanche) sont en rouge, les journées de semaine (lundi, mardi, mercredi et jeudi) sont en bleu. ....72

Figure A21 : Nombre d’hospitalisations (haut) et des décès (bas) à Montréal. Une régression linéaire simple (rouge) et une spline cubique (rose) ont été ajustées.....73

Figure A22 : Nombre d’hospitalisations (haut) et des décès (bas) à Québec. Une régression linéaire simple (rouge) et une spline cubique (rose) ont été ajustées.....74

## Liste des tableaux

Tableau 1 : Définitions des MCV considérées.....	63
Tableau 2 : Statistiques des décès et des hospitalisations, à Québec et Montréal.....	64
Tableau 3 : Modèles établis pour la modélisation par l'EVT des pics sanitaires.....	65
Tableau 4 : Résultats de la modélisation des pics d'hospitalisations, à Montréal et Québec (LMOM).....	66
Tableau 5 : Résultats de la modélisation des pics de décès, à Montréal et Québec (LMOM).....	67
Tableau 6 : Résumé des différents modèles adaptés aux différents pics d'hospitalisations et de décès. En gras, le meilleur modèle retenu dans chaque cas sur la base de l'adéquation et du critère RMSE.....	68
Tableau A7 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d'hospitalisations à Montréal (fins de semaine), selon les tailles de blocs en jours. ....	76
Tableau A8 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d'hospitalisations à Montréal (jours de semaine), selon les tailles de blocs en jours. ....	77
Tableau A9 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d'hospitalisations à Montréal (été), selon les tailles de blocs en jours. ....	78
Tableau A10 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d'hospitalisations à Montréal (hiver), selon les tailles de blocs en jours.....	79
Tableau A11 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d'hospitalisations à Montréal (global), selon les tailles de blocs en jours.....	80

Tableau A12 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d’hospitalisations à Montréal (fins de semaine), selon les quantiles en pourcentages. ....	81
Tableau A13 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d’hospitalisations à Montréal (jours de semaine), selon les quantiles en pourcentages. ....	82
Tableau A14 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d’hospitalisations à Montréal (été), selon les quantiles en pourcentages. ....	83
Tableau A15 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d’hospitalisations à Montréal (hiver), selon les quantiles en pourcentages. ....	84
Tableau A16 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d’hospitalisations à Montréal (global), selon les quantiles en pourcentages. ....	85
Tableau B17 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d’hospitalisations à Québec (fins de semaine), selon les tailles de blocs en jours. ....	86
Tableau B18 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d’hospitalisations à Québec (jours de semaine), selon les tailles de blocs en jours. ....	87
Tableau B19 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d’hospitalisations à Québec (été), selon les tailles de blocs en jours. ....	88
Tableau B20 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d’hospitalisations à Québec (hiver), selon les tailles de blocs en jours. ....	89
Tableau B21 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d’hospitalisations à Québec (global), selon les tailles de blocs en jours. ....	90

Tableau B22 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d’hospitalisations à Québec (fins de semaine), selon les quantiles en pourcentages. ....	91
Tableau B23 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d’hospitalisations à Québec (jours de semaine), selon les quantiles en pourcentages. ....	92
Tableau B24 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d’hospitalisations à Québec (été), selon les quantiles en pourcentages.....	93
Tableau B25 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d’hospitalisations à Québec (hiver), selon les quantiles en pourcentages.....	94
Tableau B26 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d’hospitalisations à Québec (global), selon les quantiles en pourcentages. ....	95
Tableau C27 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Montréal (fins de semaine), selon les tailles de blocs en jours. ....	96
Tableau C28 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Montréal (jours de semaine), selon les tailles de blocs en jours. ....	97
Tableau C29 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Montréal (été), selon les tailles de blocs en jours.....	98
Tableau C30 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Montréal (hiver), selon les tailles de blocs en jours. ....	99
Tableau C31 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Montréal (global), selon les tailles de blocs en jours. ....	100

Tableau C32 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Montréal (fins de semaine), selon les quantiles en pourcentages. ....	101
Tableau C33 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Montréal (jours de semaine), selon les quantiles en pourcentages. ....	102
Tableau C34 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Montréal (été), selon les quantiles en pourcentages. ....	103
Tableau C35 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Montréal (hiver), selon les quantiles en pourcentages. ....	104
Tableau C36 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Montréal (global), selon les quantiles en pourcentages. ....	105
Tableau D37 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Québec (fins de semaine), selon les tailles de blocs en jours. ....	106
Tableau D38 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Québec (jours de semaine), selon les tailles de blocs en jours. ....	107
Tableau D39 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Québec (été), selon les tailles de blocs en jours. ....	108
Tableau D40 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Québec (hiver), selon les tailles de blocs en jours. ....	109
Tableau D41 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Québec (global), selon les tailles de blocs en jours. ....	110

Tableau D42 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Québec (fins de semaine), selon les quantiles en pourcentages. ....	111
Tableau D43 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Québec (jours de semaine), selon les quantiles en pourcentages. ....	112
Tableau D44 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Québec (été), selon les quantiles en pourcentages.....	113
Tableau D45 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Québec (hiver), selon les quantiles en pourcentages. ....	114
Tableau D46 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Québec (global), selon les quantiles en pourcentages. ....	115



## Liste des acronymes

AD : Anderson-Darling

CMM (CMQ) : Communauté Métropolitaine de Montréal (Québec)

EVT : Théorie des Valeurs Extrêmes

EXP : distribution exponentielle

fds (jds) : jours de semaine (fins de semaine)

GAM : distribution gamma

GEV : Generalized Extreme Value

GPD : Generalized Pareto Distribution

KS : Kolmogorov-Smirnoff

LMOM : L-moments

LNO : distribution lognormale

MCV : Maladies CardioVasculaires

MK : Mann-Kendall

ML : Maximum Likelihood

WW : Wald-Wolfowitz

WX : Wilcoxon

# 1 Introduction

Les maladies cardiovasculaires (MCV) sont les maladies qui affectent le cœur et la circulation sanguine. Les MCV sont généralement de graves maladies qui représentent un fardeau socioéconomique important pour la société. Dans la province du Québec par exemple, les décès par MCV comptent pour un quart de l'ensemble des décès et constituent la deuxième cause de décès, suivant de près les cancers (ISQ, 2011). Elles sont par ailleurs la première cause d'hospitalisations ainsi que la catégorie de maladies la plus coûteuse sur le système de la santé québécois (INSPQ, 2006). L'ensemble de ces facteurs place les MCV sur la liste des maladies prioritaires à surveiller.

Les données de mortalité et de morbidité hospitalière (nommée morbidité ci-après) sont traditionnellement analysées au travers de l'ensemble de l'information issue de fichiers administratifs. Dans un contexte de MCV, voir par exemple Goldberg *et al.*, 2011 ; Lim *et al.*, 2012 ou Ren *et al.*, 2006. L'un des objets d'étude est la compréhension et la prédiction du caractère « *moyen* » de la mortalité ou de la morbidité pour pouvoir se prémunir face aux situations « *habituelles* ». Il faut en effet pouvoir réagir relativement aux événements communs. Ceci passe par l'utilisation de l'ensemble des données. Cependant, il existe des épisodes accrus où de fortes valeurs de la variable sanitaire sont observées, comme un nombre élevé de décès ou d'admissions hospitalières. Ceci est vrai entre autres pour les MCV. Par conséquent, une étude classique, portant sur l'ensemble des observations, ne permet pas d'appréhender correctement ces événements « *inhabituels* ». En effet, en utilisant toute l'information, l'attention est portée sur la tendance qui ne présente qu'un portrait incomplet des données et des relations inhérentes. En

particulier, elle ne reflète pas les pics. Ces derniers s'éloignent inhabituellement des valeurs moyennes. Par conséquent, ils doivent être traités par des techniques statistiques appropriées qui ne modélisent pas uniquement le phénomène par sa moyenne. Parmi ces techniques, on peut citer la théorie des valeurs extrêmes (ou extreme value theory en anglais, EVT), qui est encore inexploitée dans le domaine de la santé publique et à plus forte raison concernant les MCV.

Par leur nature, les pics provoquent un important stress sur les services de la santé, humains et matériels. Par exemple, lors de la survenue d'un pic d'hospitalisations, un achalandage important des services d'urgence peut être constaté. Dans ce cas, il est utile de modéliser les pics pour mieux en comprendre les conditions de survenue. En plus de caractériser les pics passés d'un point de vue statistique, la modélisation de ces derniers permettra aux services de la santé de mieux s'y préparer à l'avenir, permettant des décisions plus éclairées du point de vue des pics. La nécessité de bien les caractériser est d'autant plus importante dans un contexte de changement climatique.

L'objectif de cette étude est donc la modélisation des événements sanitaires non plus au travers de l'ensemble des observations, mais par les pics sanitaires. La méthodologie est appliquée aux MCV, dans les villes de Québec et Montréal. Pour la modélisation, la théorie des valeurs extrêmes est mise à contribution. Bien que les bases de l'EVT soient bien établies, très peu d'études en santé publique ou en sciences médicales en tirent parti. Parmi les rares exemples, de Zea Bermudez et Mendes (2012) s'intéressent au niveau de cholestérol, qui est un facteur certain des cardiopathies ischémiques. Grâce à la distribution généralisée de Pareto (GPD), les auteurs modélisent les forts niveaux de cholestérol au Portugal, avec un seuil élevé fixé au quantile à

90 %. Tous les niveaux de cholestérol supérieurs à ce quantile sont considérés comme des pics. Quant à l'étude de Watts *et al.* (2006), la modélisation par la distribution GPD leur permet d'estimer la borne supérieure de l'espérance de vie sur les populations canadienne et japonaise. Cette borne n'est bien évidemment que théorique et n'est pas ajustée pour d'autres facteurs biologiques et comportementaux. Dans ces deux études, l'utilisation de la distribution des valeurs extrêmes (GEV) n'est cependant pas explorée.

On propose dans cette étude d'explorer deux méthodes principales d'extraction des pics sanitaires, issues de l'EVT. Un prétraitement des données est essentiel pour respecter certaines conditions avant d'ajuster les distributions des pics ainsi que les paramètres correspondants. Souvent, les études ne font pas mention de ces étapes et passent directement aux modèles de régression, par exemple. Il en est autrement dans ce rapport, car ces étapes sont jugées nécessaires à la compréhension de démarche d'analyse qui y est présentée, d'autant plus que l'étude des pics sanitaires est récente dans le domaine de la santé publique.

Le reste du rapport est organisé comme suit. Les données ainsi qu'un aperçu de la théorie des valeurs extrêmes sont décrits dans la prochaine section (Section 2). La Section 3 présente l'application et les résultats. La Section 4 et la Section 5 incluent respectivement la discussion des résultats et la conclusion. Enfin, les limites de l'étude et ses perspectives sont discutées dans la Section 6.

## 2 Données et analyse statistique

Cette partie décrit les données sanitaires disponibles et utilisées (hospitalisations et décès), puis la méthodologie statistique appliquée dans l'étude.

### 2.1 Données

Les zones étudiées sont les communautés métropolitaines de Montréal et de Québec, CMM et CMQ respectivement (voir la Figure 1). Dans ce rapport, les termes CMM et Montréal, ou CMQ et Québec, sont synonymes. L'avantage des communautés métropolitaines est que leur population est plus nombreuse que celle d'une simple municipalité. Afin d'obtenir un territoire équivalent pour la période étudiée, il est aussi possible de les reconstituer à l'aide de la cartothèque du ministère des Affaires municipales et de l'Occupation du territoire<sup>1</sup> et de la liste des municipalités du Québec qui sont juridiquement plus officielles ou qui ont subi une recodification de l'Institut de la statistique du Québec<sup>2</sup>. En 2011, les CMM et CMQ possèdent une population de 3 709 045 et de 751 990 habitants respectivement.

Les données sanitaires sont constituées des hospitalisations et des décès pour cause de MCV les plus mortelles. Les données sanitaires brutes journalières ont été fournies par l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ). Le transfert de données d'hospitalisation de l'INSPQ vers

---

<sup>1</sup> <http://www.mamrot.gouv.qc.ca/organisation-municipale/cartotheque/cartes-regionales/>

<sup>2</sup> [http://www.stat.gouv.qc.ca/statistiques/divisions-territoriales/abonnement/municipalites\\_non\\_officielles\\_fr.htm](http://www.stat.gouv.qc.ca/statistiques/divisions-territoriales/abonnement/municipalites_non_officielles_fr.htm)

l'INRS-ETE a été entériné par la Commission d'accès à l'information du Québec (N/Réf. : 11 09 45 (08 19 12 07 00 76)), alors que le transfert de données de mortalité est couvert par l'entente du Plan ministériel de surveillance multithématique (PMSM), sous l'aspect du développement d'indicateurs de surveillance applicables au domaine de la santé et de l'environnement (avis favorable du Comité d'éthique de la santé publique dans le cadre de son examen du Plan commun de surveillance et du PMSM en 2010). Les hospitalisations sélectionnées sont celles dont le diagnostic principal ou secondaire est une MCV. Les décès sélectionnés sont ceux dont la cause principale est une MCV. Le classement des décès et des hospitalisations pour cause de MCV est effectué selon la classification internationale des maladies (versions 9 et 10, CIM-9 et CIM-10, voir Tableau 1). Les définitions de MCV retenues tiennent compte des récentes mises à jour (Tu *et al.*, 2013) et, pour les hospitalisations, de la règle des 30 jours (Ross *et al.*, 2010 ; Ricciardi *et al.*, 2012). Cette règle consiste à ne compter que pour un seul cas (et non deux) une personne hospitalisée deux fois en 30 jours pour une cause médicale donnée (par exemple, MCV). La règle spécifique est : pour chaque individu, une hospitalisation est considérée comme une nouvelle hospitalisation seulement s'il s'est écoulé plus de 30 jours entre la date de départ de l'hospitalisation précédente et la date d'admission.

Les hospitalisations et les décès sont agrégés de sorte à obtenir des indicateurs journaliers sommés par communauté métropolitaine. Ces derniers servent de base pour l'extraction des pics, les nouvelles séries à analyser et modéliser. Il est à noter que les données sanitaires brutes ne sont pas standardisées dans cette étude. En effet, la standardisation est utile lorsque l'on cherche à rapporter les observations sur la même échelle à des fins de comparaison (North Carolina Department of Health and Human Services, 2014, p.19). Le but ici n'est cependant pas de

comparer les communautés métropolitaines de Québec et de Montréal, mais de considérer les pics sanitaires de chacune séparément. Par ailleurs, une standardisation selon la population par année (pour chaque communauté métropolitaine) a été effectuée et n'apporte pas de différence aux résultats. Un éventuel surajustement (Schisterman *et al.* (2009)) est ainsi évité. Enfin, travailler avec les données non standardisées permet des interprétations plus aisées des résultats car ces derniers représentent le fardeau réel des pics sanitaires.

La période couverte pour les 2 communautés métropolitaines est de janvier 1996 à mars 2007 inclusivement pour les hospitalisations et de janvier 1981 à décembre 2011 inclusivement pour les décès. Cela mène à un total de  $n=4\ 077$  observations d'hospitalisations sommées de façon journalière (jours de janvier 1996 à mars 2007) et  $n=11\ 322$  observations de décès sommées de façon journalière (jours de janvier 1981 à décembre 2011), pour chacune des deux communautés métropolitaines.

## **2.2 Analyse statistique**

Un aperçu de l'EVT, incluant la distribution généralisée des valeurs extrêmes et la distribution généralisée de Pareto, est donné dans cette section. Pour plus de détails le lecteur peut se référer aux ouvrages de Coles (2001) ou de Reiss et Thomas (2007). La littérature concernant l'EVT en application à la santé publique est cependant très restreinte. Un des rares ouvrages à y consacrer un très court chapitre est celui de Reiss et Thomas (2007, chapitre 19).

Comme déjà mentionné, l'ensemble de la démarche décrite dans les paragraphes suivants fait appel à la théorie des valeurs extrêmes, ou EVT, en raison de la rareté des pics sanitaires. À cette

fin, la distribution généralisée des valeurs extrêmes (GEV, point 2.2.1) et la distribution généralisée de Pareto (GPD, point 2.2.2), méconnues dans le domaine de la santé, sont appliquées aux pics sanitaires. Pour chacune de ces distributions, cela inclut :

1. d'identifier les pics sanitaires à l'aide de la méthode par bloc pour la GEV, de seuils pour la GPD ;
2. d'estimer les paramètres correspondants aux distributions extrêmes (par exemple le paramètre de forme) avec des méthodes appropriées (méthodes du maximum de vraisemblance et des L-moments) ;
3. de calculer des niveaux de retour associés à des périodes de retour, c'est-à-dire le risque qu'un pic de décès ou d'hospitalisations soit dépassé sur une période donnée.

Par ailleurs, puisque la GEV et la GPD sont des distributions théoriques asymptotiques, il s'avère fondamental de vérifier l'adéquation des pics sanitaires à d'autres distributions extrêmes (distributions exponentielle, lognormale et gamma), en appliquant les tests d'adéquation d'Anderson-Darling (AD) et de Kolmogorov-Smirnov (KS) (point 2.2.3). Ensuite, parmi les différentes distributions jugées adéquates, il est important d'identifier celle qui est la plus compétente pour la distribution de pics sanitaires étudiés, selon la racine carrée de la moyenne des erreurs quadratiques (RMSE) (point 2.2.3).

Enfin, avant tout cela, il est nécessaire de prétraiter les données et de vérifier les hypothèses d'indépendance et de distribution identique des pics sanitaires à l'aide des tests de Mann-Kendall (MK), Wald-Wolfowitz (WW) et Wilcoxon (WX) (point 2.2.3).



La Figure 2 illustre l'ensemble de cette démarche.

Pour plus de détails à ce sujet, le lecteur peut se référer à l'ouvrage de Coles (2001) ou à celui de Reiss et Thomas (2007). Ce dernier est, en plus, l'un des rares ouvrages qui consacrent un chapitre (chapitre 19) à l'application de l'EVT en santé publique.

Par ailleurs, puisque la GEV et la GPD sont des distributions théoriques asymptotiques, il s'avère fondamental de vérifier l'adéquation des pics sanitaires à d'autres distributions extrêmes (distributions exponentielle, lognormale et gamma), en appliquant les tests d'adéquation d'Anderson-Darling (AD) et de Kolmogorov-Smirnov (KS) (point 2.2.3). Ensuite, parmi les différentes distributions jugées adéquates, il est important d'identifier celle qui est la plus compétente pour la distribution de pics sanitaires étudiés, selon la racine carrée de la moyenne des erreurs quadratiques (RMSE) (point 2.2.3).

### **2.2.1 La distribution généralisée des valeurs extrêmes**

La loi généralisée des valeurs extrêmes (GEV) a été développée pour l'étude des maxima ou des minima par bloc (Fisher et Tippett, 1928). Dans le présent projet, les pics de morbidité et de mortalité sont les maxima d'une loi inconnue (dans le cas d'une étude sur les minima, un changement de signe s'impose). La GEV permet une approximation de cette loi lorsque la taille de l'échantillon des extrêmes devient grande, il s'agit ainsi d'une loi limite. Le principe est le suivant : les données brutes sont séparées en plusieurs blocs, dans lesquels on extrait l'observation maximale. Toutes les observations maximales constituent la série de pics, qui peut être modélisée par une GEV. Il y a donc autant de pics que de blocs. Cette approche peut ne pas

permettre un usage « optimal » des données disponibles, selon la taille des blocs. Par exemple, il est d'usage en hydrologie d'établir des blocs annuels (Engeland *et al.*, 2004 ; Katz *et al.*, 2002) ce qui résulterait avec les données présentes d'hospitalisations en un échantillon de 11 pics.

Les blocs peuvent être constitués selon les saisons, selon un nombre fini d'observations, ou encore définis par les besoins des organismes concernés. À l'inverse de la GPD (paragraphe 2.2.2), il n'existe pas de méthode générale et objective pour sélectionner des tailles appropriées de blocs, malgré leur importance apparente. En effet, un faible nombre de blocs entraînera une courte série d'extrêmes tandis qu'un nombre de blocs trop élevé aboutira à une longue série d'extrêmes, mais risquant de sélectionner des événements qui ne sont pas extrêmes. Le premier cas donnera lieu à une forte variance, le deuxième à un biais important. Comme McNeil et Frey (2000) ainsi que Gilli (2006) le précisent, le choix du bloc (et du seuil dans le cas de la GPD) est important, puisque les caractéristiques de la GEV (et de la GPD) y sont sensibles et en dépendent directement. Les auteurs précisent que ce choix est malgré tout très difficile en pratique.

On adopte encore ici la notation de Coles (2001). Étant donné une suite  $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$  de variables aléatoires non corrélées et identiquement distribuées selon une même loi  $F(x)$ , on note  $M_n = \max\{X_1, \dots, X_n\}$ . Une normalisation linéaire est effectuée grâce à des coefficients  $a_n > 0$  et  $b_n \in \mathbb{R}$  (normalisation à mettre en parallèle avec le théorème central limite, dans le cas de la moyenne) et, sous condition de leur existence, il est obtenu que

$$\mathbb{P}\{(M_n - b_n)/a_n \leq x\} \rightarrow G(x) \text{ pour } n \rightarrow \infty \quad (1)$$

où  $G(x)$  est la fonction de répartition de GEV. Il s'agit d'une loi limite qui combine les lois de Weibull, Fréchet et Gumbel. Le théorème de Fisher et Tippett suggère que la loi limite plus appropriée à un échantillon d'extrêmes  $M_n$  sera nécessairement l'une de ces trois distributions de GEV, peu importe la distribution  $F$  des données originales  $X$ . La GEV s'exprime sous la forme

$$\begin{aligned}
 G(x; \mu, \sigma, \xi) &= \exp \left\{ - \left[ 1 + \xi \left( \frac{x - \mu}{\sigma} \right) \right]_+^{-1/\xi} \right\} \quad \text{si } \xi \neq 0 \\
 &= \exp \left\{ - \exp \left[ - \left( \frac{x - \mu}{\sigma} \right) \right] \right\} \quad \text{si } \xi = 0
 \end{aligned} \tag{2}$$

définie sur l'intervalle  $\left\{ x : 1 + \xi \left( \frac{x - \mu}{\sigma} \right) > 0 \right\}$  avec  $x_+ = \max(x, 0)$ ,  $\mu \in \mathbb{R}$  le paramètre de position,

$\sigma > 0$  le paramètre d'échelle et  $\xi \in \mathbb{R}$  le paramètre de forme. Selon le signe de ce dernier, la loi de Weibull ( $\xi < 0$ ), Fréchet ( $\xi > 0$ ) ou Gumbel ( $\xi = 0$ ) est obtenue. De façon similaire à la GPD, certains auteurs privilégient la notation  $\xi^* = -\xi$  (e.g. El Adlouni *et al.*, 2009).

Il est à noter que la loi de Weibull possède une limite supérieure finie. La loi de Fréchet est une distribution à queue lourde dont le support possède une borne inférieure, mais pas de borne supérieure. La loi de Gumbel est une distribution à queue légère dont le support ne possède ni de borne inférieure ni de borne supérieure. Le paramètre de forme qui, selon son signe, régit le comportement des extrêmes est donc particulièrement d'intérêt. Certains domaines voient un type de modèle dominer. Par exemple, la vitesse des vents extrêmes est souvent modélisée par une loi de Weibull (Harris, 2005) tandis que les précipitations extrêmes sont souvent modélisées par une loi de Gumbel (Koutsoyiannis, 2004). Il n'est pas possible de s'avancer dans le domaine de la

santé publique sur les MCV pour le moment, dû à l'absence d'études exploitant l'EVT et à plus forte raison la GEV.

L'estimation se fait habituellement par maximum de vraisemblance (ou maximum likelihood en anglais, ML). Smith (1985) montre cependant que si le support d'une distribution de probabilité dépend des paramètres, alors les conditions de régularité classiques pour l'estimation par ML ne sont plus valides. La méthode de comparaison est donc ici celle des L-moments, estimateurs construits à partir de combinaisons linéaires des statistiques d'ordre (LMOM, Hosking et Wallis, 1987). Ils ont démontré de meilleures performances en petit échantillon (Hosking *et al.*, 1985 ; Landwehr *et al.*, 1979). Hosking (1990) discute en détail des avantages de la méthode d'estimation des LMOM par rapport au ML. Dans ce rapport, la méthode par ML est tout de même conservée, car beaucoup d'études en EVT se basent sur cette méthode d'estimation et cela pourrait aider dans notre cas à la comparaison avec d'autres domaines.

Une fois la distribution appropriée sélectionnée et les paramètres associés estimés, il est possible d'évaluer le risque des événements extrêmes en estimant une période retour, associée à un niveau de retour (Coles, 2001, chapitre 3). La période de retour indique le temps moyen que mettra un événement avant d'atteindre ou de dépasser un certain niveau. Période et niveau de retour sont donc indissociables et permettent d'apprécier le caractère « rare » d'un événement extrême. La notion de période de retour est utilisée en hydrologie comme outil dans la conception lors de la construction de nouveaux barrages, ou en finance pour estimer le temps de rentabilité des actions financières. Par exemple, en hydrologie, une période de retour de 100 ans pour une crue signifie que cette crue (centennale) a 1 chance d'être observée en moyenne tous les 100 ans sur une

longue période. De façon symétrique, il est possible d'interpréter le niveau de retour plutôt que la période de retour. Il s'agit du niveau qui sera atteint ou dépassé en moyenne une fois, sur une certaine période. Il peut être vu comme un quantile, et on l'appelle aussi « value-at-risk » en finance. Dans le cas des pics sanitaires, il permettrait d'exprimer le nombre journalier d'hospitalisations qui sera atteint ou dépassé en moyenne une fois (relativement au seuil sélectionné) sur un nombre choisi d'années à venir. Il faut cependant prendre en compte qu'il s'agit d'une occurrence moyenne et que le niveau considéré peut donc ne pas être atteint, ou au contraire être atteint plus d'une fois pour la période considérée. Cette information peut s'avérer utile pour un directeur d'hôpital, par exemple. Il disposerait en effet d'une mesure concrète pour une gestion optimale de la capacité en lits dont devrait disposer l'hôpital sur la prochaine année ou sur un plus long terme. Cette quantité  $z_p$  repose sur l'expression mathématique de la GEV et s'exprime en inversant l'équation (2) :

$$\begin{aligned}
 z_p &= \mu - \frac{\sigma}{\xi} \left\{ 1 - [-\ln(q)]^{-\xi} \right\} \quad \text{si } \xi \neq 0 \\
 &= \mu - \sigma \ln[-\ln(q)] \quad \text{si } \xi = 0.
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

Puisqu'il s'agit d'une probabilité, il a l'avantage de ne pas nécessiter de standardisation ou de modification préalable des données.

Le niveau de retour est linéaire en fonction des paramètres  $\mu$  et  $\sigma$ , contrairement au paramètre  $\xi$  avec lequel il est non linéaire (présence dans l'exposant). Coles (2001) note que, en accord avec les propriétés de la GEV en fonction du paramètre de forme, le graphique du niveau de retour est convexe avec une limite supérieure lorsque  $\xi < 0$ , qu'il est concave sans limite finie

lorsque  $\xi > 0$ , et qu'il est linéaire lorsque  $\xi = 0$ . Ainsi, l'importance du paramètre de forme est une fois de plus constatée.

En l'absence de méthode de détermination de blocs et de publications dans le domaine de la santé y faisant appel, les blocs explorés sont ceux de 7, 14, 21, 30, 60, 90, 120 et 180 jours.

### 2.2.2 La distribution généralisée de Pareto

La distribution généralisée de Pareto (GPD) a été énoncée par Balkema et de Haan (1974). Elle repose sur l'établissement d'un seuil élevé, relativement aux données brutes (par exemple, le quantile à 90 %). Une fois ce seuil fixé, toutes les observations supérieures sont considérées comme des pics, d'où le nom de la méthode : méthode des dépassements du seuil (ou peaks-over-threshold en anglais). Ces dépassements peuvent alors être modélisés grâce à une GPD.

Soit  $X$  la variable de la série brute, les dépassements de  $X$  au-delà d'un seuil  $u$  sont donc représentés par  $X - u$ , conditionnellement au fait que  $X > u$ . En posant  $Y = X - u$ , la fonction de répartition de la GPD est représentée par

$$\begin{aligned}
 H(y; \sigma, \xi) &= 1 - \left(1 + \frac{\xi y}{\sigma}\right)^{-1/\xi} && \text{si } \xi \neq 0 \\
 &= 1 - \exp\left(-\frac{y}{\sigma}\right) && \text{si } \xi = 0
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

définie sur l'intervalle  $\{y : y > 0 \text{ et } (1 + \xi y / \sigma) > 0\}$  avec  $\sigma > 0$  le paramètre d'échelle et  $\xi \in \mathbb{R}$  le paramètre de forme. Selon le signe de ce dernier, la GPD prend trois formes :  $\xi > 0$  implique une

queue lourde (distribution Pareto),  $\xi < 0$  implique que la distribution est bornée (distribution de type Beta possédant une borne supérieure) et le cas limite  $\xi = 0$  donne la distribution exponentielle à queue légère (AghaKouchak, 2013, chapitre 2). Cette notation du paramètre de forme est conventionnelle dans la littérature statistique, mais d'autres domaines peuvent préférer la forme  $\xi^* = -\xi$ , par exemple en hydrologie (Katz *et al.*, 2002).

Un bon choix du seuil  $u$  apporte un équilibre entre le biais et la variance des paramètres estimés (Reiss et Thomas, 2007, chapitre 5). Un seuil trop élevé donnera un nombre faible d'extrêmes tandis qu'un seuil trop bas risque de sélectionner des événements qui ne sont pas extrêmes. Malgré l'importance du seuil  $u$ , il n'existe pas de méthode pour le déterminer définitivement. À des fins de décisions pratique et directe, DuMouchel (1983) conseille le quantile à 90 % comme standard. Ce seuil est considéré dans l'étude de de Zea Bermudez et Mendes (2012). Watts *et al.* (2006) considèrent quant à eux les quantiles élevés à 80, 85, 90 et 95 %. En se basant sur ces études, les quantiles explorés ici sont ceux à 75, 80, 85, 90, 92,5, 95, 97,5 et 99 %. Ces auteurs précisent tout de même la difficulté pratique de sélectionner un seuil approprié.

Il existe cependant des outils statistiques pour l'aide au choix de plusieurs seuils appropriés potentiels. Ceux-ci sont basés sur les propriétés théoriques de la GPD. Davison et Smith (1990) et Lang *et al.* (1995) conseillent la fonction des excès moyens. Elle est définie telle que, pour un certain seuil  $u_0$ , la valeur moyenne des excès au-delà de  $u_0$  est représentée par

$$E(X - u_0 | X > u_0) = \frac{\sigma_{u_0}}{1 - \xi}. \quad (3)$$

La notation  $\sigma_{u_0}$  est adoptée pour indiquer que le paramètre d'échelle dépend du seuil sélectionné. La GPD reste alors valide pour tous les seuils  $u > u_0$  (AghaKouchak, 2013, chapitre 2). Est ainsi obtenue, en particulier, la relation

$$\begin{aligned} E(X - u | X > u) &= \frac{\sigma_u}{1 - \xi} \\ &= \frac{\sigma_{u_0} + \xi u}{1 - \xi} \end{aligned} \quad (4)$$

où  $E(X - u | X > u)$  est une fonction linéaire de  $u$ . Ainsi, en traçant les excès moyens en fonction de différents seuils, il est possible de choisir un seuil valide en le sélectionnant à partir de la valeur où la fonction apparaît linéaire.

Le même principe de linéarité en fonction du seuil s'applique avec les paramètres  $\hat{\sigma}$  et  $\hat{\xi}$  estimés. En traçant la valeur des estimations par rapport aux différents seuils, une linéarité approximative doit être observée à partir du seuil considéré comme valide. En pratique, les estimations des paramètres évoluent rarement de façon linéaire avec le seuil et il faut alors considérer les intervalles de confiance associés à l'intérieur desquels la linéarité doit être observée. Ces intervalles sont basés sur la normalité des moyennes des échantillons (voir Coles, 2001, chapitre 4).

Les paramètres sont habituellement estimés par ML, grâce à sa simplicité d'implémentation et d'intégration de covariables. La discussion concernant la méthode d'estimation des paramètres pour la GEV est valable pour la GPD, puisque le support de cette dernière dépend des paramètres de la distribution. Ceci motive l'utilisation d'une autre méthode d'estimation et dans ce rapport,



celle des LMOM a été choisie. La justification est la même que pour le cas de la GEV, en particulier les meilleures performances en petits échantillons. Cette propriété est importante ici, car les pics sanitaires sont par définition rares et forment donc de petits échantillons.

De la même façon que pour la GEV, il est aussi possible de calculer un niveau de retour  $z_p$ , puisque cet outil s'avère être intéressant pour la gestion des pics. Pour la GPD, il s'exprime en inversant l'équation (2) :

$$\begin{aligned}
 z_p &= \mu - \frac{\sigma}{\xi} \left\{ 1 - [-\ln(q)]^{-\xi} \right\} & \text{si } \xi \neq 0 \\
 &= \mu - \sigma \ln[-\ln(q)] & \text{si } \xi = 0.
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

Les implications sont les mêmes que pour la GEV, concernant le paramètre de forme et le graphique du niveau de retour. Dans les graphiques correspondants, l'abscisse qui représente le temps est couramment tracée selon une échelle logarithmique (Coles, 2001, chapitre 3 et 4).

Un exemple de partition en blocs annuels et de seuil élevé est illustré à la Figure A17 (en annexe) pour les hospitalisations, à Québec. Le seuil considéré est le quantile à 90 %, les observations sont en bleu tandis que les pics sont en rouge. C'est à partir de ces derniers que s'effectue l'estimation des paramètres de la GEV et de la GPD. Il est constaté que la séparation annuelle en blocs (cas classique en hydrologie) conserve moins d'observations que l'établissement du seuil à 90 %.

### 2.2.3 Prétraitement des données et tests d'hypothèses

Les hypothèses d'indépendance et de distribution identique des pics sanitaires doivent être vérifiées avant de procéder à la modélisation par une distribution extrême. Cela permet d'obtenir les résultats et interprétations classiques de la régression sans avoir recours à des modèles trop complexes. Par exemple, pour pallier une éventuelle tendance, des modèles spécifiques existent. Ne pas tenir compte de la tendance pourrait en effet mener à des résultats erronés, c'est pourquoi il est important de s'assurer de certaines hypothèses sur les pics avant de les modéliser (l'idéal ici étant qu'il n'y ait pas de tendance). La tendance ou la saisonnalité peut aussi être prise explicitement en compte dans la modélisation des paramètres de la distribution (par exemple, Yee et Wild, 1996 ; Stasinopoulos et Rigby, 2007). Cependant, en plus de complexifier la modélisation, ces modèles ne permettent pas une interprétation simple et ne seront pas abordés. Pour une revue de la littérature dans un cadre hydrologique, voir Khaliq *et al.* (2006).

Pour cela, la stationnarité, l'indépendance et l'homogénéité des pics sanitaires sont testées. Il s'agit des tests de :

- Mann-Kendall (MK) pour  $H_0$  : les données ne présentent pas de tendance ;
- Wald-Wolfowitz (WW) pour  $H_0$  : les données sont indépendantes ;
- Wilcoxon (WX) pour  $H_0$  : les données sont homogènes.

Ces derniers sont aussi utilisés par exemple par Ouarda *et al.* (2006) pour vérifier les mêmes hypothèses, dans un contexte hydrologique. De plus, afin d'éliminer les éventuelles saisonnalité et dépendance dans les séries de pics, il est préférable de « déclusteriser » (prochain paragraphe)

ou de séparer les observations brutes selon plusieurs modèles spécifiques (fins de semaine, jours de semaine, saisons).

Les pics ont tendance à survenir en « cluster », c'est-à-dire en groupes d'observations successives (voir Figure A17). Cette situation s'avère problématique pour la modélisation par GPD, car elle peut compromettre l'hypothèse d'indépendance des pics. Cela n'est pas le cas pour la modélisation par GEV puisqu'il n'y a aucun risque de sélectionner des observations consécutives, à moins de fixer des blocs journaliers. Ceci contredirait cependant l'objectif d'étude des pics. Une technique commune consiste à « déclusteriser » la série (Smith, 1989 ; Beirlant *et al.*, 2004, chapitre 10). La procédure a pour but de s'assurer de l'indépendance des pics retenus. On établit un paramètre  $r$  qui sert de nombre minimal d'observations séparant deux clusters. Si deux pics sont rapprochés d'un intervalle inférieur à  $r$ , alors ils sont considérés comme faisant partie du même cluster. Dans ce cas, seul le pic maximal de ce dernier est alors retenu. Au contraire, s'ils sont séparés d'un intervalle supérieur à  $r$  alors ils font partie de deux clusters différents et sont tous deux retenus. Le paramètre  $r$  est établi de façon empirique après consultation avec les chercheurs concernés<sup>3</sup>. Il a ainsi été fixé à  $r = 3$  jours, afin d'assurer l'indépendance de la majorité des événements majeurs par MCV, en tenant compte des vagues de chaleur, des vagues de froid et des congés.

Les données sanitaires sont tracées à la Figure A19 et à la Figure A20 pour Montréal et Québec, respectivement. En particulier pour les hospitalisations, la figure montre qu'il est possible de faire

---

<sup>3</sup> B. Abdous, D. Bélanger, F. Chebana et P. Gosselin

la distinction entre deux types d'observations : les évènements survenus durant les jours de semaine constituent la partie supérieure de la courbe (du lundi au jeudi) tandis que ceux survenus en fins de semaine constituent la partie inférieure de la courbe (du vendredi au dimanche). Cela suggère une modélisation différente en deux parties : un modèle pour les fins de semaine et un modèle pour les jours de semaine. Une certaine homogénéité des pics à modéliser est ainsi assurée. Puisqu'il s'agit d'une étude exploratoire, il a été décidé d'appliquer cette séparation pour tous les cas. Cette différence pour les hospitalisations à Québec a aussi été notée par Giroux (2011). Cette séparation est utilisée entre autres par Bell et Redelmeier (2001) et Ensminger *et al.* (2004), dans des études concernant la mortalité lors de l'admission en hôpital.

Parallèlement à la séparation en fins et jours de semaine, une séparation saisonnière est aussi appliquée. Cette dernière est motivée par le fait que les caractéristiques météorologiques diffèrent entre les saisons et influent différemment sur la santé par MCV (Feldman *et al.*, 2004). Chebana *et al.* (2010) et Goldberg *et al.* (2011) utilisent une séparation en deux saisons : été (mai à septembre inclusivement) et hiver (octobre à avril inclusivement). Dans cette étude, il est plutôt considéré une division égale de l'année : de mai à octobre pour l'été et de novembre à avril pour l'hiver. Différents changements climatiques survenus au Canada depuis le début du siècle, dont l'allongement de près de 30 jours de la saison de croissance et la diminution de jours de gel, confirment l'étalement de l'été aux dépens de l'hiver (Bonsal *et al.*, 2001). D'ailleurs, cette définition en deux périodes de 6 mois est déjà retenue par Climat-Québec<sup>4</sup>. Enfin, sur le plan pratique, cette définition facilitera l'utilisation de blocs égaux pour l'extraction par bloc. Il est à

---

<sup>4</sup> [http://www.climat-quebec.qc.ca/home.php?id=norm\\_ext\\_ms&mpn=stats](http://www.climat-quebec.qc.ca/home.php?id=norm_ext_ms&mpn=stats)

noter que la séparation en quatre saisons a aussi été explorée. Toutefois, ces derniers résultats ne permettent pas de tirer de conclusions et n'apportent pas d'élément explicatif supplémentaire par rapport à ceux présentés ici. Ils sont donc volontairement omis.

Le Tableau 3 résume les différents modèles envisagés. Il n'est pas judicieux de cumuler les séparations (par exemple, les fins de semaine en hiver), car cela réduit grandement le nombre de pics disponibles, déjà rares par définition. Le nombre total de séparations entraîne 12 cas distincts pour une seule variable sanitaire.

À la suite de l'estimation des paramètres associés à la GEV et GPD, les tests d'adéquation d'Anderson-Darling (AD) et de Kolmogorov-Smirnov (KS) sont appliqués. L'hypothèse nulle  $H_0$  est la suivante : la série de pics suit une distribution GPD (ou GEV) avec pour paramètres ceux estimés. Choulakian et Stephens (2001) proposent le test AD, qui est une modification du test de Cramér-von Mises, pour tenir compte du poids dans les queues de distribution. Davison et Smith (1990) utilisent les tests de KS et AD pour vérifier la validité de l'ajustement d'une GPD aux dépassements de la rivière Nidd. Ces deux tests sont basés sur les distances entre distributions empirique et théorique. Ils font partie des tests d'adéquation non paramétriques les plus utilisés concernant les extrêmes, voir par exemple Stephens (1977), Chowdhury *et al.* (1991) ou Laio (2004). Dans les résultats de ce rapport, les valeurs p sont rapportées lorsqu'il est question des tests cités ci-dessus. Toutes les valeurs p sont comparées au seuil de 5 %.

La GEV et la GPD étant des distributions théoriques asymptotiques, l'adéquation des pics sanitaires à trois autres distributions extrêmes est aussi testée : la distribution exponentielle (EXP), la distribution lognormale (LNO) et la distribution gamma (GAM). Ces trois distributions

font partie de la famille des distributions exponentielles et sont sélectionnées ici en vue de la prochaine étape (régression). En effet, ni la GEV, ni la GPD ne font partie de la famille des lois exponentielles, qui est une condition d'application de plusieurs modèles de régression (dans un contexte général, pas uniquement de pics sanitaires). Ainsi, si l'adéquation de l'une des trois lois citées est vérifiée, il sera plus intéressant de la considérer afin d'établir un modèle de régression.

Pour comparer les différentes distributions adéquates, la racine carrée de la moyenne des erreurs quadratiques est utilisée (critère RMSE, Hosking et Wallis, 1987 ; Gomes et Guillou, 2014).

Cette dernière est définie par 
$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2} .$$

#### **2.2.4 Implémentation**

L'extraction et la modélisation des pics sanitaires sont effectuées à l'aide des packages `extRemes` (Gilleland *et al.*, 2009), `evir` (Pfaff *et al.*, 2012) et `ismev` (Stephenson, 2012) du logiciel libre R.

### **3 Résultats**

Les résultats de l'analyse exploratoire des données ainsi que de la modélisation par la GEV et la GPD des pics sanitaires sont décrits dans cette section. Elle est divisée en cinq sous-sections : l'analyse exploratoire, les hospitalisations à Montréal puis à Québec et les décès à Montréal puis à Québec. Chaque séparation décrite à la Section 2.2.3 est explorée et seuls les modèles retenus sont présentés. Le reste des résultats est disponible dans les annexes.

Pour donner une idée de l'allure des fonctions des excès moyens pour la GPD (Section 2.2), des exemples de ces dernières sont présentés à la Figure 3. Il s'agit des hospitalisations et des décès à Montréal et Québec, pour le modèle global. Accompagnées des intervalles de confiance à 95 %, elles permettent de se faire une première idée des seuils élevés à considérer. Les courbes présentent des fluctuations lorsque des seuils élevés ont atteints. Cette instabilité est due à l'échantillonnage, dans la mesure où un nombre d'observations de plus en plus faible est obtenu. Cependant, en prenant en compte les intervalles de confiance, sélectionner dans chaque cas le seuil à 90 % (pointillés bleus sur la figure) des observations semble approprié, comme le conseille DuMouchel (1983). En effet, la décroissance apparaît linéaire à partir de ce seuil, à l'intérieur de l'intervalle de confiance pour les deux issues sanitaires dans les deux CM.

Un exemple des valeurs des paramètres estimés d'échelle et de forme de la GPD (Section 2.2) pour les hospitalisations en fonction du seuil est présenté à la Figure 4, toujours dans le cas du modèle global. L'estimation est effectuée pour plusieurs seuils  $u$  allant du quantile 50 % à 99 % des observations brutes. Le comportement des valeurs des paramètres estimés en fin de courbe est similaire à celui de la fonction des excès moyens (Figure 3). La raison est la même : plus on sélectionne des seuils élevés moins on obtient d'excès, entraînant une estimation des paramètres moins stable. Le seuil à 90 % semble une fois de plus raisonnable dans cet exemple puisque, hormis les fluctuations en fin de courbe, une linéarité des estimations des paramètres d'échelle et de forme est observée, à Montréal comme à Québec.

Les fonctions des excès moyens et des paramètres estimés ne sont pas suffisantes pour sélectionner un seuil élevé car ils sont, entre autres, sujets à subjectivité. Les tests d'adéquation

numériques cités dans la Section 2.2.3 (KS et AD) sont nécessaires pour sélectionner le seuil définitif. De plus, les fonctions présentées à la Figure 3 et à la Figure 4 sont données à titre illustratif, car il n'est pas raisonnable de vouloir les inspecter individuellement lorsque le nombre de modèles est élevé. Ces commentaires sont valables pour les quatre sous-sections suivantes.

### **3.1 Analyse exploratoire**

On propose dans cette sous-section une rapide exploration des données disponibles d'hospitalisations et de décès. Les figures qui ne concernent pas directement les extrêmes sont présentées en annexe.

#### **3.1.1 Les hospitalisations**

Afin d'obtenir un résumé numérique des hospitalisations, on trace les histogrammes correspondants. Ces derniers ne touchent pas uniquement les pics et sont donc présentés en annexe, à la Figure A18, pour Montréal et Québec. Cette figure montre qu'il y a plus d'hospitalisations à Montréal qu'à Québec, en raison de la densité des populations. En effet, à Montréal, le nombre journalier d'hospitalisations s'étend de 49 à 220, avec une moyenne de 131 alors qu'à Québec, ce nombre va de 8 à 67, avec une moyenne de 30 (Tableau 2). Par ailleurs, comme déjà mentionné, il y a moins d'hospitalisations les fins de semaine (vendredi, samedi et dimanche) que les jours de semaine (lundi, mardi, mercredi et jeudi). L'échelle est environ deux fois moindre, voir la Section 2.2.3 ainsi que la Figure A19 et la Figure A20 (en annexe). Les fins de semaine constituent ainsi la partie « basse » des courbes à Montréal et Québec. Ce phénomène est particulièrement marqué à Montréal et donne lieu à une distribution bimodale.



On peut se faire une meilleure idée de la façon dont les hospitalisations sont réparties durant chaque année, selon leur intensité. Les diagrammes en barre correspondants sont présentés à la Figure 5, pour Montréal et Québec. Les jours sont divisés en quatre catégories, avec une division plus fine à partir du quantile à 90 % puisque l'intérêt est porté aux extrêmes. La borne supérieure de ces quatre catégories est définie comme suit : la médiane, le seuil des 90 %, le seuil des 95 % et les 5 % restants. Ainsi, durant l'année 1996 à Québec, il y a eu entre 8 et 30 hospitalisations chaque jour (30 représentant la médiane), sauf pour environ 9 jours qui ont connu des hospitalisations journalières comprises entre 31 et 42 (42 représentant le quantile à 90 %). L'année 2007 étant incomplète, la barre annuelle est moins élevée que les autres années. Ainsi, une tendance croissante du nombre journalier d'hospitalisations est observée, pour Montréal comme pour Québec. En effet, les catégories les plus élevées augmentent au cours de la période étudiée, avec un léger recul pour 2006. Cette tendance est confirmée par la Figure A21 et la Figure A22 (en annexe), pour Montréal et Québec respectivement, qui montrent le nombre d'hospitalisations associées durant la période d'étude. Une droite de régression linéaire ainsi qu'une *spline* cubique de lissage ont été ajustées. Elles permettent de mieux observer les tendances croissantes. La *spline*, qui est plus flexible que la régression linéaire, semble indiquer une partie croissante (1996-2003) et une partie décroissante (2004-2006) à Montréal. Ceci est cohérent avec le diagramme en barre correspondant de la Figure 5 qui illustre un recul progressif des pics d'hospitalisations entre 2004 et 2006.

### 3.1.2 Les décès

Les histogrammes des décès à Montréal et Québec sont présentés à la Figure A18 (en annexe). L'échelle de grandeur est plus petite que celle des hospitalisations. Il est en effet naturel d'avoir moins de décès journaliers que d'hospitalisations journalières. Il est rappelé que l'échelle de grandeur est différente du nombre d'observations : les observations journalières de décès (1981 à 2011) sont plus nombreuses que celles des hospitalisations (1996 à 2007). À Montréal, le nombre journalier de décès s'étend de 1 à 27, avec une moyenne de 10.3 alors qu'à Québec, ce nombre varie de 1 à 13, avec une moyenne de 3.2 (Tableau 2).

Comme pour les hospitalisations, des diagrammes en barre sont construits pour les décès survenus à Montréal et Québec (Figure 6). La borne supérieure des quatre catégories est définie de façon similaire (la médiane, le seuil des 90 %, le seuil des 95 % et les 5 % restants). Contrairement aux hospitalisations, les catégories les plus élevées diminuent cette fois pour les décès, avec une tendance beaucoup plus marquée à Montréal. Cela indique une diminution du nombre de décès, visible aussi à la Figure A21 et à la Figure A22, pour Montréal et Québec respectivement. La tendance est néanmoins moins nette que celle des hospitalisations. Cela suggère l'amélioration des soins de santé en MCV, en particulier de l'augmentation de prescriptions d'antihypertenseurs (Campbell *et al.*, 2008).

Il n'y a pas de différence marquée entre les fins de semaine et les jours de semaine, comme en témoigne la Figure A20. Ceci était attendu, en raison du caractère aléatoire de cette issue sanitaire, contrairement aux hospitalisations qui dépendent de la qualité de l'organisation de l'offre des services.

## 3.2 Les pics d'hospitalisations à Montréal

L'ensemble des résultats est disponible du Tableau A7 au Tableau A16, en annexe. Ces tableaux présentent les estimations au complet pour l'estimation des pics d'hospitalisations à Montréal, tandis que seul le modèle retenu est présenté au Tableau 4.

Dans un premier temps, les méthodes d'estimation par ML et par LMOM sont comparées entre elles. La première méthode est problématique dans le cas de l'estimation par GPD pour les fins de semaine puisqu'elle ne parvient pas à estimer les paramètres au quantile à 99 % (Tableau A12). La seconde méthode quant à elle ne rencontre aucun problème d'estimation. Par ailleurs, même si les valeurs des paramètres estimés par ML et LMOM sont dans les mêmes ordres de grandeur, les différences numériques sont tout de même présentes et suffisantes pour modifier les résultats des tests d'adéquation. C'est le cas par exemple de l'estimation du modèle global par la GEV (Tableau A11). Pour le bloc de 7 jours, l'adéquation est rejetée pour la méthode ML, au contraire de la méthode par LMOM. Ces arguments amènent donc à considérer avec plus d'intérêt les estimations par LMOM. C'est par ailleurs ces dernières qui sont retenues pour les résultats de toute la section Résultats.

L'importance du paramètre de forme en EVT pousse à analyser ses valeurs estimées en détail. Il est estimé majoritairement négatif, tant pour la GEV que pour la GPD. Dans le premier cas, il s'étend de -0.34 à -0.9, dans le second de -1.05 à 0.19. Il existe des exceptions (signe positif) comme pour la GPD en hiver, dans la division en deux saisons (Tableau A15). De l'estimation au quantile à 99 % découle  $\hat{\xi} = 0.16$  et  $\hat{\xi} = 0.19$  pour l'estimation par ML et par LMOM,

respectivement. Néanmoins, le signe positif ne se présente que dans ces deux cas et peut être considéré comme marginal.

Le paramètre d'échelle estimé de la GPD  $\hat{\sigma}$  est décroissant en fonction du seuil élevé choisi, signifiant que la dispersion des pics est moindre dans les quantiles les plus élevés. Cela semble logique puisqu'à mesure que les seuils s'élèvent, seuls les pics extrêmes sont sélectionnés, réduisant ainsi la dispersion numérique. Il n'y a en revanche pas de lien clair avec le paramètre  $\hat{\sigma}$  de la GEV. Le paramètre de location de la GEV est quant à lui croissant en fonction de la taille des blocs. En effet, plus on opte pour un bloc de grande taille, plus on élimine les pics « faibles » (en terme de valeur numérique), décalant ainsi la distribution vers la droite, donc le paramètre de location associé.

Les tests de MK et de WW (tendance et indépendance des pics) rejettent systématiquement l'hypothèse nulle pour les séries de pics extraits par blocs, hormis dans certains cas marginaux, comme en été dans la division en deux saisons pour le bloc de 180 jours. En effet, la méthode d'extraction par blocs conserve la tendance présente dans les données d'hospitalisations brutes (voir la Figure A17), ce qui pourrait expliquer le rejet du test de WW. Pour les séries de dépassement de seuil, ce problème ne se pose pas. Les quantiles élevés étant calculés sur l'ensemble des données (ou des données divisées, par exemple sur tous les étés), cela permet ainsi de ne pas conserver la tendance d'origine, qui semble être à l'origine du rejet des deux tests.

Pour qu'un modèle soit considéré valide dans cette étude, il doit n'être rejeté par aucun des tests d'hypothèses (MK, WW et WX pour vérifier les hypothèses sur les séries de pics puis KS et AD pour vérifier l'ajustement, voir Figure 2). Ainsi, pour les hospitalisations à Montréal, différents

modèles peuvent être retenus, tous basés sur l'extraction par seuil élevé. Il s'agit des modèles de fins de semaine et jours de semaine (quantile à 95 % et 92.5 % respectivement, Tableau A12 et Tableau A13), été et hiver (quantile à 97.5 % et 92.5 % respectivement, Tableau A14 et Tableau A15) et global (quantile à 95 %, Tableau 4). Les tailles d'échantillon sont respectivement de 55, 90, 41, 90 et 133 pics d'hospitalisations. La sélection du seuil se fait par comparaison des RMSE. Pour chaque modèle, parmi tous les seuils appropriés (qui ne sont pas rejetés par les tests), celui qui possède la RMSE la plus faible est retenu. Ce n'est en revanche pas nécessairement la plus petite RMSE qui est appropriée, elle sert uniquement de critère de comparaison parmi les modèles jugés valides. Par exemple, dans le cas du modèle global, le seuil qui minimise la RMSE est celui du quantile à 90 % (RMSE de 1.14). Les hypothèses des tests MK et WX sont cependant rejetées, conduisant ainsi au seuil à 95 % (RMSE de 1.48). Le modèle global avec ce dernier seuil est ainsi retenu. Il est aussi possible de sélectionner les distributions lognormale et gamma dans chacun des cas. Par exemple, dans les modèles d'été et d'hiver, l'adéquation est vérifiée. Elle est en revanche tout le temps rejetée pour la distribution exponentielle.

Les pics sélectionnés pour le modèle global (seuil à 95 % équivalent à 133 hospitalisations) sont visibles à la Figure 7. Cette figure montre qu'aucun pic n'est sélectionné avant le 21 janvier 1998, conséquence du seuil fixe. Le diagramme Quantile-Quantile (QQ plot ci-après) de l'ajustement est disponible à la Figure 8a. Les observations sont alignées sur la première bissectrice, indiquant une bonne adéquation avec les quantiles théoriques. Les deux plus grandes observations sont tout de même écartées de la droite. Puisqu'elles sont égales à 217 et 220 et que le modèle les suggère à 206 et 209, une sous-estimation pour ces dernières apparaît vraisemblable.

Le niveau de retour correspondant au modèle retenu est présenté à la Figure 8b, pour le cas du modèle global avec la plus petite RMSE. Le modèle indique que dépasser 198 hospitalisations en moyenne est attendu une fois en une année, tandis qu'à plus long terme sur 10 ans, le dépassement attendu est de 212 hospitalisations. Il s'agit d'une augmentation de 14 % sur 10 ans (par rapport au niveau de 1 an). Ce niveau n'est pas négligeable, car il sous-entend une augmentation de 14 % de l'occupation des salles d'urgence lors des pics d'hospitalisations, par exemple.

### **3.3 Les pics d'hospitalisations à Québec**

Les modèles retenus pour l'estimation des pics d'hospitalisations à Québec sont donnés au Tableau 4. Le reste des résultats est disponible en annexe, du Tableau B17 au Tableau B26.

Comme précédemment, la méthode ML rencontre des difficultés d'estimation, par exemple pour l'estimation GEV en jours de semaine (bloc de 7 jours, Tableau B18). La méthode des LMOM ne rencontre à nouveau aucun problème d'estimation. Globalement, les échelles numériques des estimations des deux méthodes sont similaires. Le paramètre de forme s'étend de -1.08 à 0 pour la GPD, de -0.98 à 0.05 pour la GEV. Les cas  $\hat{\xi} = 0$  et  $\hat{\xi} > 0$  sont exceptionnels et surviennent une fois : respectivement pour la GEV, dans le cas de l'hiver (bloc de 180 jours, Tableau B20) et pour la GPD, dans le cas des jours de semaine (quantile à 99 %, Tableau B23). Dans ce dernier cas, il est important de rappeler qu'un paramètre de forme nul implique une équivalence avec la distribution exponentielle, qui ne possède pas de borne supérieure, peu justifiable en pratique.

Les remarques de la sous-section précédente concernant les paramètres d'échelle (GPD et GEV) et de location (GEV) s'appliquent à nouveau. Il en va de même pour les hypothèses des tests de MK et de WW, qui sont en majorité rejetées pour la GEV.

L'analyse de l'ensemble des tests amène à choisir deux modèles pour les hospitalisations à Québec : on peut retenir un modèle basé sur la GPD avec une séparation en fins de semaine et jours de semaine (quantile à 97.5 % et 75 % respectivement, Tableau 4) et un modèle avec une séparation été et hiver (quantile à 97.5 % dans les deux cas, Tableau B24 et Tableau B25). Ces modèles donnent lieu à des échantillons de 36, 184, 43 et 41 pics d'hospitalisations. La RMSE est cependant minimisée dans les deux premiers cas (0.59 et 0.97) et ce sont ces derniers que l'on retient.

Les pics sélectionnés sont présentés à Figure 9a pour les fins de semaine et la Figure 9b pour les jours de semaine (seuil équivalent respectivement de 45 et de 39). Comme illustré sur ces figures, il y a moins de pics sélectionnés pour les fins de semaine, conséquence du seuil plus élevé. De plus, aucun pic n'est sélectionné avant la fin de l'année 1998 pour les fins de semaine, tandis que deux pics le sont pour les jours de semaine (un en 1996, un en 1997). Les QQ plots sont disponibles à la Figure 10a pour les fins de semaine et à la Figure 10b pour les jours de semaine. De façon générale, l'adéquation entre quantiles théoriques et quantiles observés est bonne. Il y a cependant trois observations qui s'écartent de la première bissectrice, dans le cas des jours de semaine. Il s'agit des trois plus grandes observations.

Les graphiques des niveaux de retour sont tracés à la Figure 11a pour les fins de semaine et à la Figure 11b pour les jours de semaine. Dans le premier cas, des dépassements de

50 hospitalisations sur 1 an et 55 hospitalisations sur 10 ans sont attendus. Dans le deuxième cas, il s'agit de dépassements de 53 hospitalisations sur 1 an et 57 hospitalisations sur 10 ans. Force est de rappeler que les niveaux de retour sont à interpréter « en moyenne ». La différence entre le niveau de retour sur 1 an et sur 10 ans ne semble cependant pas importante, pour un tel intervalle de temps. En outre, les intervalles de confiance grandissent rapidement, augmentant ainsi l'incertitude de prévision. Cela reflète l'incertitude inhérente à la prévision des pics, due au faible nombre de données.

### **3.4 Les pics de décès à Montréal**

L'ensemble des estimations pour les pics de décès à Montréal est disponible du Tableau C27 au Tableau C36 en annexe. Le paramètre de forme pour la GPD s'étend de -0.78 à 0.17, pour la GEV de -0.4 à 0.05. Le Tableau 5 donne les modèles retenus uniquement.

Comme pour les hospitalisations, la méthode ML rencontre quelques problèmes d'estimation (par exemple pour l'estimation GEV en été, les blocs 7, 14 et 21 jours, Tableau C29), au contraire de la méthode des LMOM. Globalement, les échelles des paramètres des deux méthodes sont similaires. Des changements de signe sont cependant observés (cas de la GEV sans séparation et de la GPD en été, Tableau C31 et Tableau C34). Le paramètre de forme s'étend de -0.78 à 0.17 dans le cas de la GPD, pour la GEV de -0.4 à 0.05.

Les remarques des sous-sections des hospitalisations concernant les paramètres d'échelle (GPD et GEV) et de location (GEV) s'appliquent toujours.



Les hypothèses des tests de MK et de WW sont tous rejetées pour les pics extraits par blocs, à quelques exceptions près (comme le bloc de 180 jours pour l'été, pour le test de WW, Tableau C29). Du côté des tests d'adéquation, pour l'extraction par seuil, la GPD et les distributions extrêmes alternatives sont massivement rejetées, tandis que la GEV semble être retenue plus souvent.

Malgré les rejets récurrents de l'adéquation de la GPD, les différents tests conduisent à sélectionner un modèle séparé en fins de semaine et jours de semaine avec cette dernière (seuil fixé au quantile à 99 % pour les deux cas, Tableau 5). Cela donne ainsi lieu à un échantillon de 32 et 42 pics de décès, respectivement. Il ne s'agit cependant pas des modèles avec la RMSE minimale (RMSE de 1.29 au seuil à 85 % pour les jours de semaine, RMSE de 0.76 au seuil à 97.5 % pour les fins de semaine), car ces derniers sont rejetés par les tests d'adéquation.

Les pics sélectionnés sont présentés à la Figure 12a pour les fins de semaine et à la Figure 12b pour les jours de semaine (le seuil équivalent est de 30 décès, pour les deux cas). Les figures montrent qu'aucun pic n'est sélectionné après 2001 dans les deux cas, conséquence du seuil fixe. De plus, les deux plus grands pics de décès ont eu lieu durant une fin de semaine, soit la fin de semaine du 18 et 19 juin 1994. Les QQ plots des ajustements sont tracés à la Figure 13a pour les fins de semaine et à la Figure 13b pour les jours de semaine. Dans le premier cas, l'adéquation est bonne, hormis pour la plus forte des observations. Dans le deuxième cas, ce sont les quatre plus fortes observations qui sont écartées de la bissectrice. Les observations se situent sous la droite, indiquant que le modèle sous-estime ces derniers pics. Par exemple, dans le cas des fins de semaine, la plus grande observation est de 53 alors que le quantile théorique associé est de 44.

Les niveaux de retour sont présentés à la Figure 14a pour les fins de semaine et à la Figure 14b pour les jours de semaine. Dans le premier cas, des dépassements de 31 décès en moyenne une fois sur 1 an et 38 décès sur 10 ans sont attendus. Dans le deuxième cas, c'est 32 décès qui seront dépassés en moyenne une fois sur 1 an et 38 décès sur 10 ans. La hausse relative sur une période de dix années est plus importante que celle des hospitalisations (par exemple, les hospitalisations à Québec passent de 50 à 55 (fds) et de 53 à 57 (jds) sur 10 ans). Les intervalles de confiance s'élargissent avec le temps, particulièrement pour les fins de semaine.

### **3.5 Les pics de décès à Québec**

Les résultats retenus de l'estimation sont présentés aux Tableau 5, pour les pics de décès à Québec. Le reste des résultats est présenté en annexe, du Tableau D37 au Tableau D46.

À nouveau, la méthode ML a des problèmes d'estimation, beaucoup plus que dans les sous-sections précédentes. En particulier, dans le cas de l'estimation par GPD, elle ne parvient à estimer les paramètres qu'en de rares occasions, contrairement à la méthode des LMOM (par exemple le cas de la GPD en été, Tableau D44). La différence avec celle-ci est donc beaucoup plus marquée. Dans le cas de la GEV, les échelles des deux méthodes restent similaires, tandis que ce n'est pas le cas pour la GPD. Les estimations par ML, lorsque disponibles, y sont relativement différentes de celles des LMOM. Le paramètre de forme atteint son minimum en été pour la GPD (pour les 2 villes, décès et hospitalisations confondus, Tableau D44), allant de -2.57 à -0.31. Celui de la GEV s'étend de -0.41 à 0.05, devenant positif en hiver (bloc de 90 jours, Tableau D40).

Les propriétés de croissance du paramètre de location de la GEV et de décroissance du paramètre d'échelle de la GPD sont toujours valides. Par ailleurs, les valeurs des paramètres estimés de forme de la GPD, bien que toujours négatives, sont largement supérieures (en valeur absolue) à celles des autres modèles de cette étude ( $|\xi| > 1$ ).

On observe cette fois-ci que les tests de MK et de WW rejettent beaucoup moins souvent que dans les sous-sections précédentes. Cela peut s'expliquer par le fait que la tendance décroissante des décès à Québec est nettement moins marquée qu'à Montréal (Section 2). De plus, elle est moins nette que dans le cas des hospitalisations.

Choisir un modèle pour les décès à Québec est plus complexe que pour les cas précédents. En effet, ils aboutissent tous au rejet d'au moins une hypothèse de base, excepté dans le cas de la modélisation par GEV en hiver (bloc de 180 jours). Cependant, sélectionner ce dernier n'aurait pas de sens sans sélectionner aussi l'été, on écarterait autrement la moitié des données. Il y a en revanche une tendance dans les pics sanitaires dans le modèle de l'été (test de Mann-Kendall). Une régression linéaire de ces pics sur le temps donne un coefficient de la pente égal à -0.05. Il peut donc être considéré comme négligeable, dans la mesure où pour le même modèle dans le cas des hospitalisations (où la tendance est prononcée), il est égal à 0.68. On peut ainsi retenir un modèle séparé en été et en hiver pour la GEV, avec une taille de blocs de 180 jours pour les deux cas (Tableau D39 et Tableau D40). Les RMSE sont très proches, mais les modèles qui les minimisent (0.29 dans les deux cas, pour le bloc de 7 jours) sont rejetés par les tests. Cela donne lieu à deux échantillons de 32 pics de décès.

Un autre modèle est susceptible de nous intéresser. En effet, le modèle global pour la GEV peut aussi être retenu dans ce cas (bloc de 180 jours, Tableau 5). Le problème semble le même puisque le test de Mann-Kendall suppose une tendance. En effectuant une régression linéaire sur les pics correspondants, le coefficient directeur de la droite égale  $-0.02$ . Il s'agit d'une valeur négligeable, au vu de celle des hospitalisations (plus de vingt fois supérieure en valeur absolue, 0.5). Ce modèle paraît cependant plus intéressant car il mène à une taille d'échantillon de 63 pics de décès ; sur cette base, ce dernier seuil est conservé.

Les pics sélectionnés sont disponibles à la Figure 15. Puisque les blocs de 180 jours sont considérés, il s'agit de blocs semestriels. Contrairement aux pics précédents, toutes les années sont considérées pour la sélection des pics. Le QQ plot de l'ajustement est disponible à la Figure 16a. Les quantiles théoriques semblent bien alignés à ceux observés dans l'ensemble.

Le niveau de retour correspondant est présenté à la Figure 16b. Sur 1 an, on peut s'attendre à dépasser en moyenne une fois 8 décès tandis que sur 10 ans, le niveau est à 11 décès.

### **3.6 Synthèse des principaux résultats**

Un résumé des principaux résultats obtenus pour les décès et hospitalisations est disponible au Tableau 6. La méthode d'extraction des pics principalement utilisée dans cette étude est celle par seuil, sauf dans le cas des décès à Québec. Par ailleurs, la séparation entre fins et jours de semaine est utile puisqu'elle est retenue pour les hospitalisations à Québec ainsi que pour les décès à Montréal. Les modèles avec séparation en été et hiver sont aussi adéquats mais disposent de critères RMSE plus élevés.

## 4 Discussion

D'un point de vue statistique, la méthode par LMOM s'est avérée plus fiable que la méthode par maximum de vraisemblance pour l'estimation des paramètres de la GEV et de la GPD. Théoriquement, Smith (1985) montre pourtant que dans le cas particulier de la GPD, sous la condition  $0 > \xi > -1/2$ , les estimateurs par ML sont asymptotiquement normaux et efficaces. Cette condition est respectée dans la plupart des cas dans cette étude, pour les hospitalisations et les décès. De plus, Hosking et Wallis (1987) indiquent que les estimateurs par ML présentent des avantages quand le paramètre de forme est négatif. Il faut cependant un grand nombre d'observations extrêmes ( $n > 500$ ), ce qui est difficile à atteindre en pratique, dépendamment du domaine d'études. Cela l'est particulièrement dans le domaine de la santé pour de petites populations. Plus particulièrement, lorsque  $-1/2 \leq \xi$ , les estimateurs par ML sont asymptotiquement normaux et efficaces. En revanche, lorsque  $\xi \leq -1/2$ , le cas est non régulier et des problèmes numériques s'ensuivent. Ce cas survient surtout dans l'estimation de la GPD pour les décès à Québec. Il est alors possible d'utiliser des méthodes d'estimation alternatives, telles que la méthode des LMOM. Bien qu'ils ne soient pas toujours calculables, il semble que les estimateurs par LMOM réduisent davantage le risque de biais que les estimateurs par ML (Choulakians et Stephens, 2001). Dans notre étude, les différences numériques ne sont pas flagrantes. En revanche, les estimateurs par LMOM ont généralement pu être obtenus, comparativement à la méthode ML. De plus, en petit échantillon, les estimateurs des LMOM sont théoriquement plus efficaces (taille d'échantillon d'extrêmes de 15, voir Hosking *et al.*, 1985) tandis que les performances du ML sont reconnues imprévisibles dans ce cas (Katz *et al.*, 2002).

Donc, pour les petits effectifs comme les décès et les hospitalisations pour cause de MCV, il apparaît plus justifié d'estimer les paramètres de la distribution des pics sanitaires à l'aide de la méthode des L-moments.

Plusieurs auteurs précisent que la sélection du seuil ou du bloc est très difficile en pratique car il n'existe actuellement pas de méthode absolue (voir la section Analyse statistique). Malgré cela, il demeure très important de s'y appliquer. En effet, les caractéristiques de la GEV et de la GPD en découlent directement. Entre autres, le paramètre de forme estimé est sensible à ce choix.

Les niveaux de retour obtenus suite à l'estimation de la GEV ou de la GPD dépendent aussi respectivement de la taille des blocs ou du seuil. Le gestionnaire de santé dispose d'un outil intéressant avec le couple « période de retour/niveau de retour ». Par exemple, un gestionnaire d'hôpital dispose d'une mesure plus concrète du nombre de lits dont il faudrait disposer pour la prochaine année ou pour des travaux à plus long terme. Puisque le niveau de retour est basé directement sur une probabilité (voir la section 2.2 et l'équation (2)), il est interprétable pour la planification sans ajustement de données. Il représente ainsi le fardeau réel des pics considérés. Il permet ainsi de mieux se préparer lors des périodes susceptibles de voir survenir des pics. Ainsi, un pic pouvant survenir l'hiver peut influencer des travaux d'isolation. Cela apporte par ailleurs une meilleure prévision financière (une augmentation des effectifs en salle d'urgence se traduit directement par un certain coût). Il faut tout de même garder à l'esprit que c'est une mesure d'un niveau dépassé une fois en moyenne, sur une certaine période de temps. Puisque c'est une moyenne, il est possible que ce niveau soit dépassé plus d'une fois dans l'intervalle temporel considéré, ou pas du tout. Il est par ailleurs conseillé de se reposer sur les intervalles de confiance

associés. L'incertitude liée aux niveaux de retour et traduite par ces intervalles de confiance augmente rapidement avec le temps. Certains modèles de prévision des pluies extrêmes de Météo France sont limités pour la prévision à moins de 4 fois la longueur de la série<sup>5</sup>. McNeil (1998) conclut que malgré la forte incertitude inhérente au faible nombre de données, l'EVT reste le meilleur outil pour quantifier les événements extrêmes.

D'un point de vue pratique, par rapport à l'extraction par seuil, l'extraction par blocs semble être une méthode moins appropriée pour l'extraction des pics dans le cas d'une tendance présente dans les données brutes. En plus du test de MK systématiquement rejeté, cette propriété se reflète dans l'adéquation de la GEV correspondante : les hypothèses des tests d'adéquation sont souvent rejetées. Il est possible d'intégrer cette tendance dans les paramètres des distributions, mais comme énoncé dans la section Analyse statistique, cela complique l'interprétation des modèles. L'extraction par seuil quant à elle n'est pas touchée par ce problème, car elle ne prend pas en compte les pics sanitaires des années les plus anciennes, en cas de tendance. La tendance croissante des hospitalisations par MCV est connue. Par exemple, Rodriguez-Artalejo *et al.* (1997) montrent une tendance similaire en Espagne pour les patients atteints d'insuffisance cardiaque, durant la période 1980-1993. Au Canada, entre 1994 et 1999, les hospitalisations pour cas d'infarctus du myocarde, d'angine et de douleur de poitrine ont augmenté tandis que les cas d'insuffisance cardiaque ont diminué (Hall et Tu, 2003). L'extraction par seuil élevé n'est par contre pas adaptée dans le cas des décès à Québec. On peut se tourner vers l'extraction par blocs, sans problème de tendance dans les séries de pics cette fois. Elle n'est en effet pas prononcée

---

<sup>5</sup> [http://pluiesextremes.meteo.fr/media/doc/Cartes\\_reseau/Fiche\\_methode\\_durees\\_retour.pdf](http://pluiesextremes.meteo.fr/media/doc/Cartes_reseau/Fiche_methode_durees_retour.pdf)

pour les décès au Québec, voir Section 2. La tendance générale du Canada est tout de même à la baisse pour les décès bruts, entre autres expliquée par l'augmentation du nombre de prescriptions d'antihypertenseurs entre 1996 et 2003. Cela aurait contribué à la baisse du nombre d'accidents vasculaires cérébraux, d'insuffisances cardiaques et d'infarctus du myocarde selon Campbell *et al.* (2008).

Les distributions alternatives à la GEV et la GPD sont souvent appropriées. Bien que la GEV ou la GPD minimise les RMSE dans la plupart des modèles, il arrive aussi que les distributions lognormale et gamma les égalent. C'est le cas entre autres des pics de décès à Québec (Tableau D41). En revanche, la distribution exponentielle possède les RMSE les plus élevées (présentées en annexe). Ce rejet paraît logique dans la mesure où la distribution exponentielle correspond au cas particulier de la GEV pour  $\xi = 0$ , le signe s'imposant étant le signe négatif.

À notre connaissance, cette étude exploratoire et de modélisation des pics sanitaires est la première en santé publique, à plus forte raison concernant les MCV. Elle permet d'apporter de premiers éléments de réponse concernant les distributions extrêmes des pics. En particulier, le signe du paramètre de forme estimé  $\hat{\xi}$ , information vitale en EVT, est très majoritairement négatif. Pour la GEV et la GPD, cela correspond respectivement aux distributions de Weibull et de type Beta, qui possèdent donc des limites supérieures. Une catastrophe naturelle ou une guerre peut toutefois influencer cette limite, mais le contexte de modélisation n'est plus le même. Cela concorde avec l'étude sur les forts niveaux de cholestérol de de Zea Bermudez et Mendes (2012) où les estimations pour la GPD sont aussi majoritairement négatives, dans de rares cas nuls et à deux reprises positives. Leur conclusion est similaire à celle proposée ici : cela semble logique



puisque un niveau de cholestérol ne peut pas augmenter indéfiniment, de la même façon qu'un nombre journalier de décès ou d'hospitalisations par MCV doit être borné. Ce résultat est conforté par l'autre étude qui tire parti de l'EVT selon notre lecture. Watts *et al.* (2006) modélisent les âges avancés de deux populations (canadienne et japonaise) et obtiennent des résultats similaires sur le paramètre de forme. Cela s'inscrit dans la lignée d'autres phénomènes physiques « naturels », tels que la vitesse des vents (Harris, 2005) ou encore les performances athlétiques (Henriques-Rodrigues *et al.*, 2011).

Les partitions fins/jours de semaine se sont par ailleurs révélées utiles, puisque elles apportent des améliorations des tests d'adéquation par rapport au modèle global. Elles font ainsi partie des modèles finaux sélectionnés. De premier abord, on pourrait penser que la séparation en fins/jours de semaine n'apportera sans doute pas de pouvoir explicatif dans un modèle de régression, dans la mesure où les variables météorologiques ne varient pas avec les jours de la semaine. Une exception est la température : Beaney et Gough (2002) montrent qu'à Toronto, la différence de température due à l'activité anthropogénique est significative entre les jours de semaine et les fins de semaine (de l'ordre de 1 °C). Puisque la température joue un rôle majeur dans les MCV, cette séparation est à conserver et à considérer pour les prochaines études. Ceci est d'autant plus vrai lorsque la séparation est importante, comme dans le cas des hospitalisations par MCV.

## **5 Conclusion**

L'étude des pics sanitaires constitue un défi majeur en santé publique. En effet, ces derniers sont difficilement appréhendés par les techniques « classiques », qui portent sur l'ensemble des

données. De plus, ils sont rarement étudiés en tant que tels et il est ainsi difficile de les prévoir. Des étapes d'identification, d'extraction et de modélisation des pics sont pourtant nécessaires pour une compréhension plus complète de ces phénomènes, rares par nature. Ce rapport avait pour but l'étude de pics sanitaires avec des techniques statistiques appropriées issues de l'EVT dans le contexte des MCV au Québec. Malgré le fait que ces dernières soient des maladies économiquement et socialement lourdes de conséquences, l'EVT n'a pas encore été appliquée à ce type de données à notre connaissance.

La modélisation des extrêmes permet d'obtenir les niveaux de retour élevés pour les hospitalisations et les décès. Même si l'incertitude croît avec l'horizon de prévision, il s'agit d'un outil qui aidera concrètement dans les prises de décision concernant les structures sanitaires. L'analogie peut se faire avec les ouvrages hydrauliques : il est courant de tenir compte des niveaux de retour pour la conception d'un barrage ou un pont. Lors de la rénovation ou de la construction d'un hôpital, cette information peut ainsi s'avérer cruciale. Par ailleurs, les résultats des estimations montrent une concordance avec les propriétés théoriques de l'EVT. Cette étude porte spécifiquement sur les MCV au Québec, mais la méthodologie est transposable à toute autre série de pics sanitaires, c'est-à-dire autres types de maladies et dans d'autres régions que Montréal et Québec.

## **6 Limites et perspectives**

Les pics sanitaires ont été extraits à l'aide de méthodes issues de la théorie des valeurs extrêmes, en respectant certaines conditions comme l'indépendance et la stationnarité. Lorsque ces

conditions ne sont pas respectées, il est possible de considérer une modélisation des paramètres des distributions à l'aide de covariables ou l'utilisation de la régression quantile. On peut ainsi prendre en compte la tendance ou la saisonnalité et éviter de séparer les séries.

Les pics sanitaires (comme les données sanitaires qui ne sont pas des pics) peuvent être affectés par la météo. Par conséquent, ces séries peuvent être considérées comme des variables dépendantes et intégrées dans des modèles explicatifs. Cependant, avant d'étudier les relations entre les pics sanitaires et les variables météo (au travers de modèles de régression), il est important d'analyser en détail les séries sanitaires. Ainsi, la présente étude constitue une étape nécessaire. À noter, le dernier quantile (99 %) de la GPD ainsi que le dernier bloc (180 jours) de la GEV ne retiennent pas un grand nombre de pics (relativement au nombre de données brutes), de l'ordre d'une vingtaine d'observations et moins. Cela peut poser problème dans des modèles de régression non paramétriques. Ces derniers sont reconnus pour apporter plus de flexibilité, mais nécessitent aussi plus de données. Cette contrainte peut s'avérer problématique dans les régions à petits effectifs ou pour des maladies peu prévalentes.

## Références

- AghaKouchak, A., D. Easterling, K. Hsu, S. Schubert, et S. Sorooshian. 2012. *Extremes in a Changing Climate: Detection, Analysis and Uncertainty*: Springer.
- Balkema, A. A., et de Haan, L. (1974). Residual Life Time at Great Age, *The Annals of Probability*, 2, 792-804.
- Barnoya, J., et Glantz, S. A. (2005). Cardiovascular effects of secondhand smoke - Nearly as large as smoking. *Circulation* no. 111 (20):2684-2698.
- Beaney, G., et Gough, W. A. (2002). The influence of tropospheric ozone on the air temperature of the city of Toronto, Ontario, Canada. *Atmospheric Environment* no. 36 (14):2319-2325.
- Beirlant, J., Goegebeur, Y., Segers, J., Teugels, J., Waal, D., et Ferro, C. (2004). *Statistics of Extremes: Theory and Applications*: Wiley, Chichester.
- Bell, C. M. et Redelmeier, D. A. (2001). Mortality among patients admitted to hospitals on weekends as compared with weekdays. *New England Journal of Medicine* 345(9):663-668.
- Bonsal, B. R., Zhang, X., Vincent, L. A. et Hogg, W. D. (2001). Characteristics of Daily and Extreme Temperatures over Canada. *Journal of Climate* 14(9):1959-1976.
- Campbell, N. R., Brant, R., Johansen, H., Walker, R. L., Wielgosz, A., Onysko, J., Gao, R. N., Sambell, C., Phillips, S., McAlister, F. A., et Canadian Hypertension Education Program

- Outcomes Research Task, F. (2009). Increases in antihypertensive prescriptions and reductions in cardiovascular events in Canada. *Hypertension* no. 53 (2):128-34.
- Choulakian, V., et Stephens, M. A. (2001). Goodness-of-fit tests for the generalized Pareto distribution. *Technometrics*, 43(4), 478-484.
- Chowdhury, J. U., Stedinger, J. R., et Lu, L. H. (1991). Goodness-of-Fit Tests for Regional Generalized Extreme Value Flood Distributions, *Water resources research*, 27, 1765-1776.
- Coles, S.G. (2001). *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*. Springer, New York.
- Davison, A. C., et Smith, R. L. (1990). Models for Exceedances over High Thresholds, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 52, 393-442.
- De Zea Bermudez, P., et Mendes, Z. (2012). Extreme value theory in medical sciences: Modeling total high cholesterol levels. *Journal of Statistical Theory and Practice*, 6(3), 468-491.
- DuMouchel, W. H. (1983). Estimating the Stable Index A in Order to Measure Tail Thickness: A Critique, *The Annals of Statistics*, 1019-1031.
- El Adlouni, S., Chebana, F., et Bobée, B. (2009). Generalized extreme value versus Halphen system: Exploratory study. *Journal of Hydrologic Engineering* no. 15 (2):79-89.

- Engeland, K., Hisdal, H., et Frigessi, A. (2004). Practical extreme value modelling of hydrological floods and droughts: a case study. *Extremes* no. 7 (1):5-30.
- Feldman, D. E., Platt, R., Dery, V., Kapetanakis, C., Lamontagne, D., Ducharme, A., Giannetti, N., Frenette, M., et Beck, E. J. (2004). Seasonal congestive heart failure mortality and hospitalisation trends, Quebec 1990-1998. *J Epidemiol Community Health* no. 58 (2):129-30.
- 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*, Cambridge Univ Press, pp. 180-190.
- Gilleland, E., Katz, R., et Young, G. 2009. extRemes: extreme value toolkit. R package, version 1.60.
- Gilli, M. (2006). An application of extreme value theory for measuring financial risk. *Computational Economics* no. 27 (2-3):207-228.
- Giroux, J.X. 2011. *Effet de la météorologie sur la morbidité extrême au Québec*: Université du Québec, Institut national de la recherche scientifique.
- Goldberg, M. S., Gasparini, A., Armstrong, B., et Valois, M. F. (2011). The Short-Term Influence of Temperature on Daily Mortality in the Temperate Climate of Montreal, Canada. *Environ Res*, 111, 853-860.

- Gomes, M. I., et Guillou, A. (2014). Extreme Value Theory and Statistics of Univariate Extremes: A Review. *International Statistical Review*.
- Hall, R. E., et Tu, J. V. (2003). Hospitalization rates and length of stay for cardiovascular conditions in Canada, 1994 to 1999. *Can J Cardiol* no. 19 (10):1123-31.
- Harris, I. (2005). Generalised Pareto Methods for Wind Extremes. Useful Tool or Mathematical Mirage?, *Journal of wind engineering and industrial aerodynamics*, 93, 341-360.
- Henriques-Rodrigues, L., Gomes, M. I., et Pestana, D. (2011). Statistics of Extremes in Athletics. *Revstat-Statistical Journal* no. 9 (2):127-153.
- Hosking, J. R. (1990). L-moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*:105-124.
- Hosking, J. R., et Wallis, J. R. (1987). Parameter and quantile estimation for the generalized Pareto distribution. *Technometrics*, 29(3), 339-349.
- Hosking, J. R. M., Wallis, J. R., et Wood, E. F. (1985). Estimation of the Generalized Extreme-Value Distribution by the Method of Probability-Weighted Moments, *Technometrics*, 27, 251-261.
- Institut national de santé publique de Québec [INSPQ]. (2006). *Les maladies du cœur et les maladies vasculaires cérébrales. Prévalence, morbidité et mortalité*. Accessible au :

<http://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/590-MaladiesCoeursVasculairesCerebrales.pdf>.

Consulté le 11 février 2014.

Institut national de santé publique de Québec [INSPQ]. *Mon Climat, ma santé*. Accessible au : <http://www.monclimatmasante.qc.ca/smog-et-particules.aspx>. Consulté le 11 juin 2014.

Institut de la statistique du Québec [ISQ]. (2011). *Le bilan démographique du Québec. Édition 2011*, Québec, 146 p.

Katz, R. W., Parlange, M. B., et Naveau, P. (2002). Statistics of extremes in hydrology. *Advances in water resources*, 25(8), 1287-1304.

Khaliq, M. N., Ouarda, T. B. M. J., Ondo, J. C., Gachon, P., et Bobée, B. (2006). Frequency analysis of a sequence of dependent and/or non-stationary hydro-meteorological observations: A review. *Journal of Hydrology* no. 329 (3-4):534-552.

Koutsoyiannis, D. (2004). Statistics of Extremes and Estimation of Extreme Rainfall: I. Theoretical Investigation/Statistiques De Valeurs Extrêmes Et Estimation De Précipitations Extrêmes: I. Recherche Théorique, *Hydrological Sciences Journal*, 49.

Laio, F. (2004). Cramer–Von Mises and Anderson-Darling Goodness of Fit Tests for Extreme Value Distributions with Unknown Parameters, *Water resources research*, 40.



Landwehr, J. M., Matalas, N. C., et Wallis, J. R. (1979). Probability Weighted Moments Compared with Some Traditional Techniques in Estimating Gumbel Parameters and Quantiles. *Water Resources Research* no. 15 (5):1055-1064.

Lim, Y.-H., Hong, Y.-C., et Kim, H. (2012). Effects of Diurnal Temperature Range on Cardiovascular and Respiratory Hospital Admissions in Korea. *Science of The Total Environment*, 417–418, 55-60.

McNeil, A. J. (1998). Calculating quantile risk measures for financial return series using extreme value theory. Departement Mathematik, Eidgenössische Technische Hochschule Zürich.

McNeil, A. J., et Frey, R. (2000). Estimation of tail-related risk measures for heteroscedastic financial time series: an extreme value approach. *Journal of empirical finance* no. 7 (3):271-300.

North Carolina Department of Health and Human Services (2014). *Community Health Assessment Guide Book Appendices*.

Ouarda, T. B. M. J., Cunderlik, J. M., St-Hilaire, A., Barbet, M., Bruneau, P., et Bobee, B. (2006). Data-based comparison of seasonality-based regional flood frequency methods. *Journal of Hydrology* no. 330 (1-2):329-339.

Pfaff, B., McNeil, A., et Stephenson, A. (2012). evir: Extreme Values in R. R package version 1.7-3.

Reiss, R. D., et Thomas, M. (2007). *Statistical analysis of extreme values: with applications to insurance, finance, hydrology and other fields*. Birkhäuser Basel.

Ren, C., Williams, G. M., et Tong, S. (2006). Does Particulate Matter Modify the Association between Temperature and Cardiorespiratory Diseases. *Environmental Health Perspectives*, 114, 1690.

Ricciardi, M. J., Selzer, F., Marroquin, O. C., Holper, E. M., Venkitachalam, L., Williams, D. O., Kelsey, S. F., et Laskey, W. K. (2012). Incidence and predictors of 30-day hospital readmission rate following percutaneous coronary intervention (from the National Heart, Lung, and Blood Institute Dynamic Registry). *Am J Cardiol* no. 110 (10):1389-96.

Rodriguez-Artalejo, F., Guallar-Castillon, P., Banegas Banegas, J. R., et del Rey Calero, J. (1997). Trends in hospitalization and mortality for heart failure in Spain, 1980-1993. *Eur Heart J* no. 18 (11):1771-9.

Ross, J. S., Chen, J., Lin, Z., Bueno, H., Curtis, J. P., Keenan, P. S., Normand, S. L., Schreiner, G., Spertus, J. A., Vidan, M. T., Wang, Y., Wang, Y., et Krumholz, H. M. (2010). Recent national trends in readmission rates after heart failure hospitalization. *Circ Heart Fail* no. 3 (1):97-103.

Schisterman, E. F., Cole, S. R., et Platt, R. W. (2009). Overadjustment bias and unnecessary adjustment in epidemiologic studies. *Epidemiology (Cambridge, Mass.)*, 20(4), 488.

- Smith, R. L. (1985). Maximum likelihood estimation in a class of nonregular cases. *Biometrika*, 72(1), 67-90.
- Smith, R. L. (1989). Extreme value analysis of environmental time series: an application to trend detection in ground-level ozone. *Statistical Science* no. 4 (4):367-377.
- Stasinopoulos, D. M., et Rigby, R. A. (2007). Generalized additive models for location scale and shape (GAMLSS) in R. *Journal of Statistical Software* no. 23 (7):1-46.
- Stephens, M. A. (1977). Goodness of Fit for the Extreme Value Distribution, *Biometrika*, 64, 583-588.
- Stephenson, A. 2006. The ismev Package. R package, version 1.39.
- Tu, K., Wang, M., Young, J., Green, D., Ivers, N. M., Butt, D., Jaakkimainen, L., et Kapral, M. K. (2013). Validity of Administrative Data for Identifying Patients Who Have Had a Stroke or Transient Ischemic Attack Using EMERALD as a Reference Standard. *Canadian Journal of Cardiology* no. 29 (11):1388-1394.
- Watts, K. A., Dupuis, D. J., et Jones, B. L. (2006). An extreme value analysis of advanced age mortality data. *North American Actuarial Journal*, 10(4), 162.
- Yee, T. W., et Wild, C. J. (1996). Vector generalized additive models. *Journal of the Royal Statistical Society Series B-Methodological* no. 58 (3):481-493.

# Figures et tableaux

## Figures

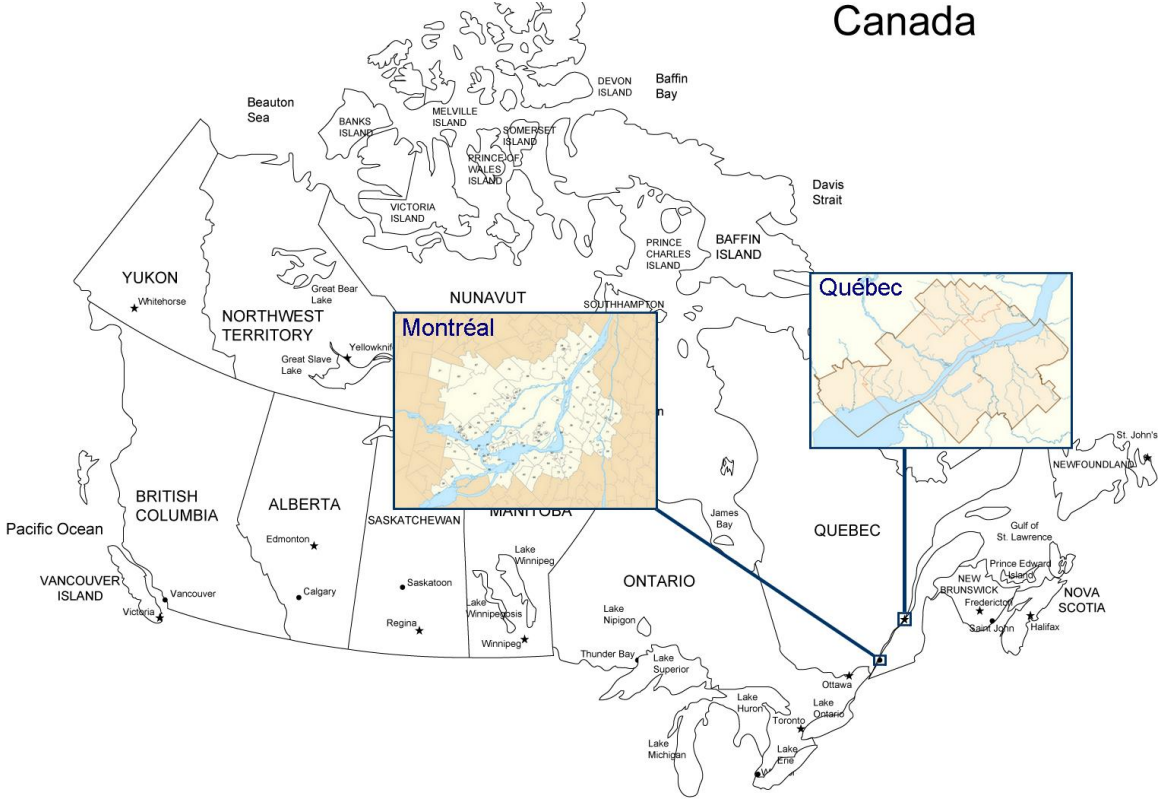


Figure 1: Communautés métropolitaines de Montréal et de Québec.

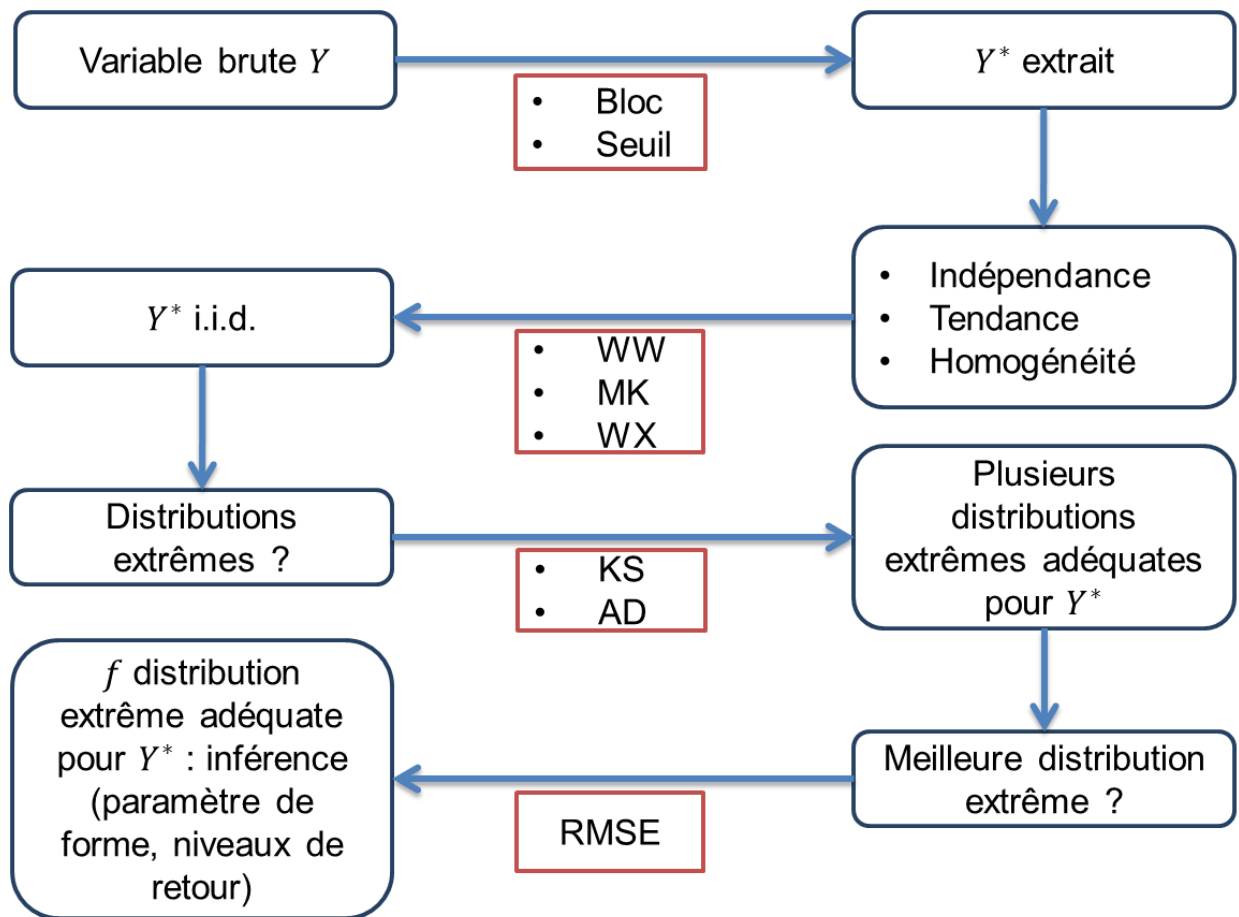


Figure 2 : Diagramme schématisant les étapes de l'étude.

WW, MK et WX : tests de WW : Wald-Wolfowitz, Mann-Kendall et Wilcoxon

KS et AD : tests de Kolmogorov-Smirnoff et Anderson-Darling

RMSE : racine carrée des erreurs quadratiques moyennes

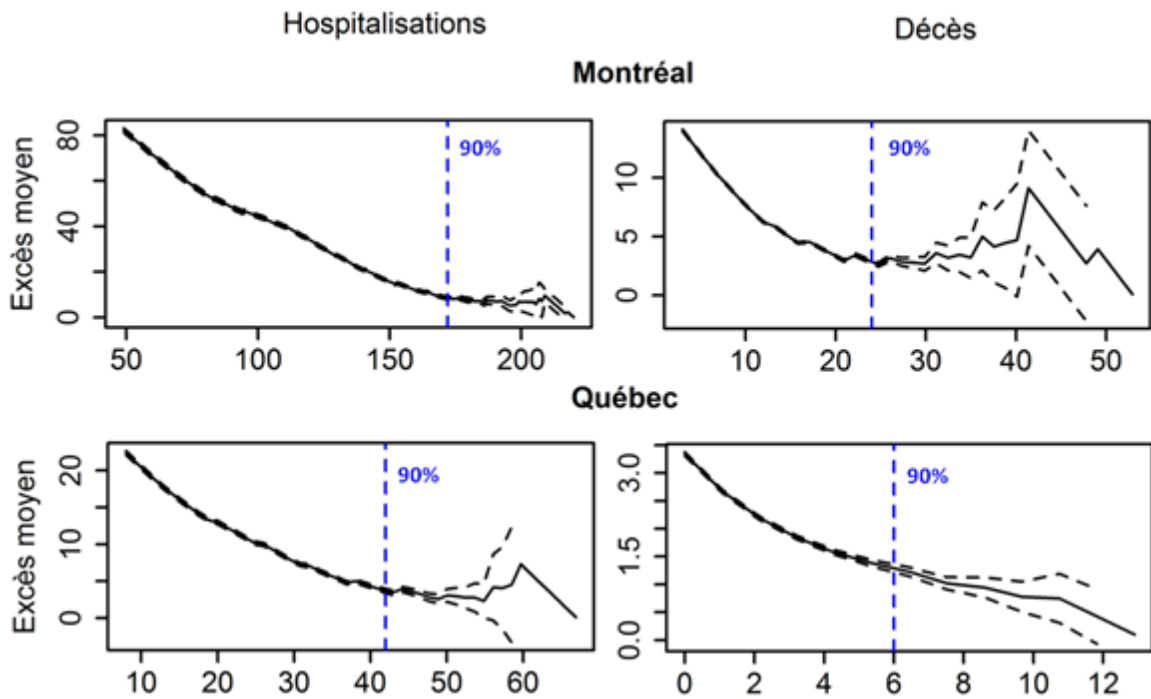


Figure 3 : Excès moyens en fonction du seuil pour les hospitalisations et les décès (modèle global) à Montréal (haut) et à Québec (bas). Les pointillés verticaux bleus représentent le seuil à 90 %.

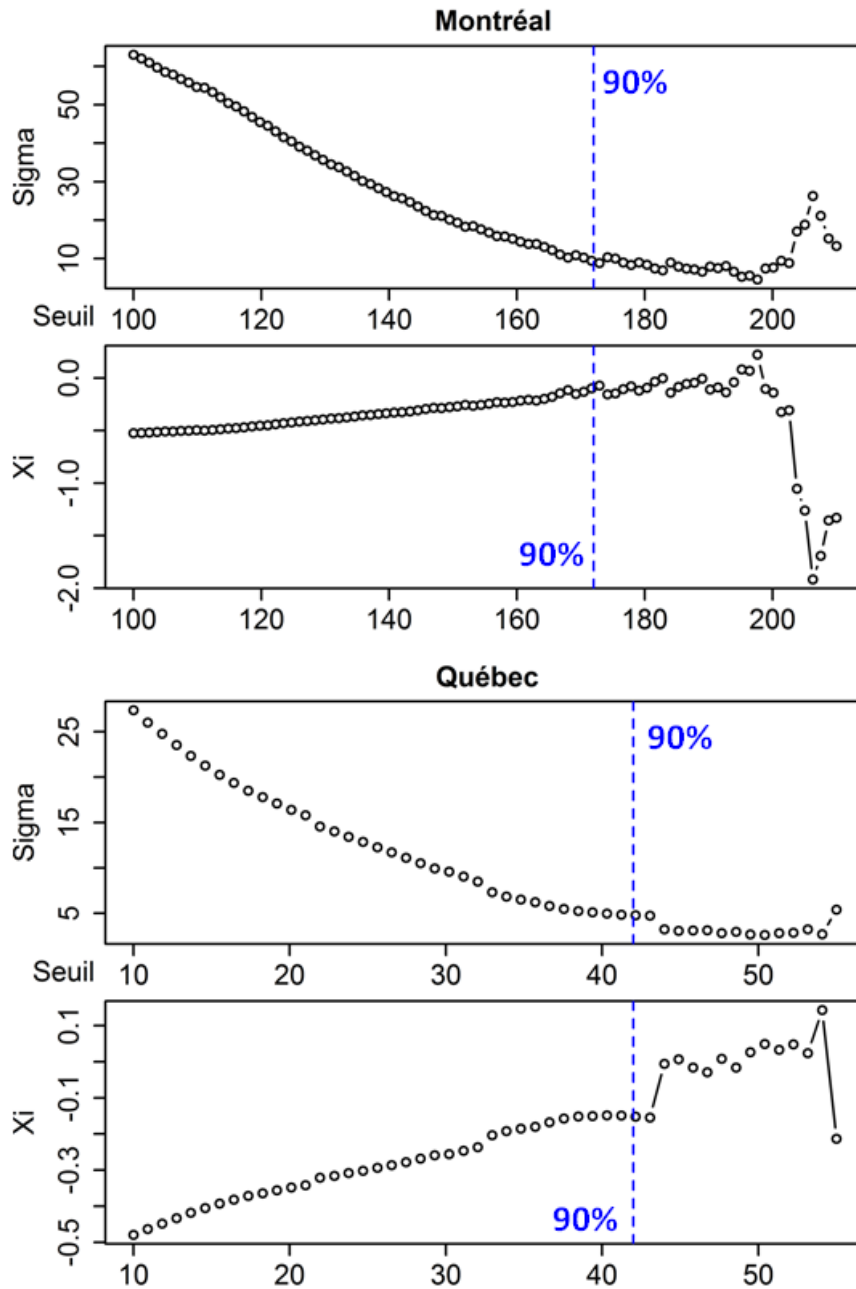
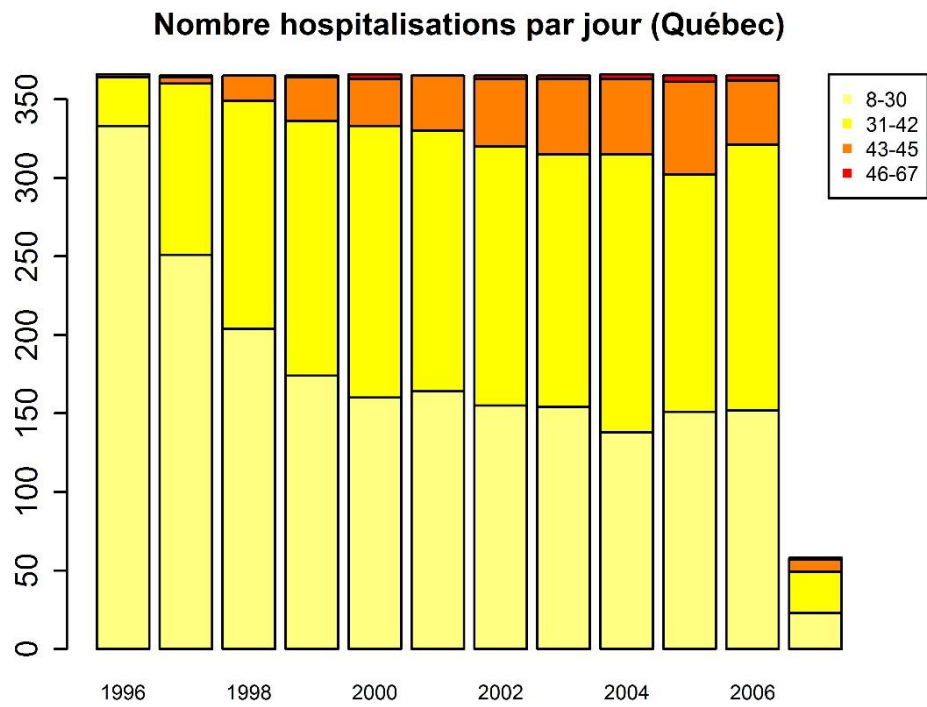
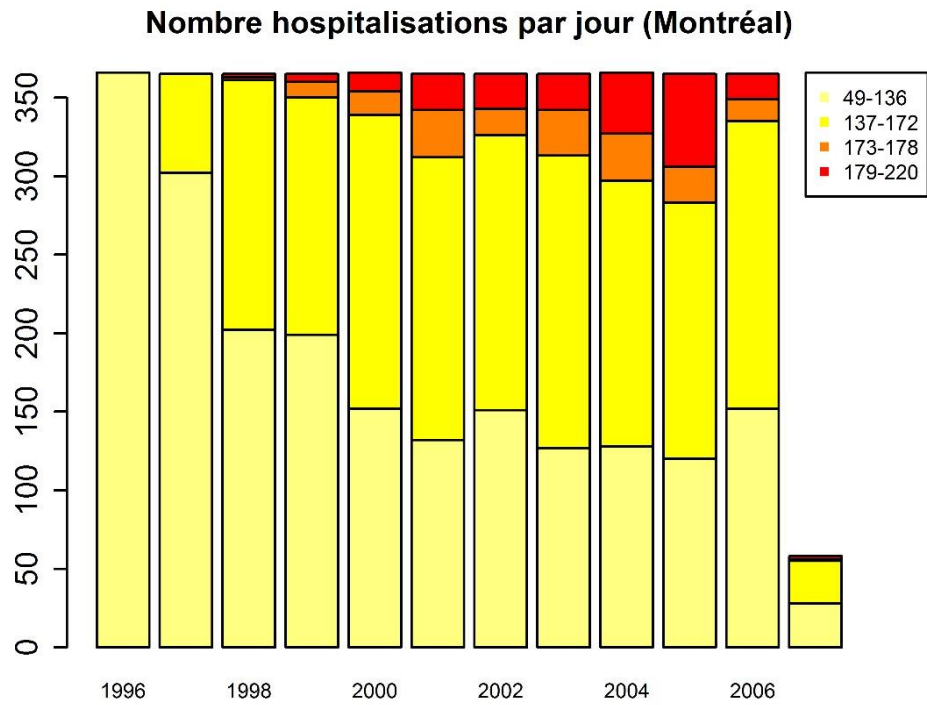
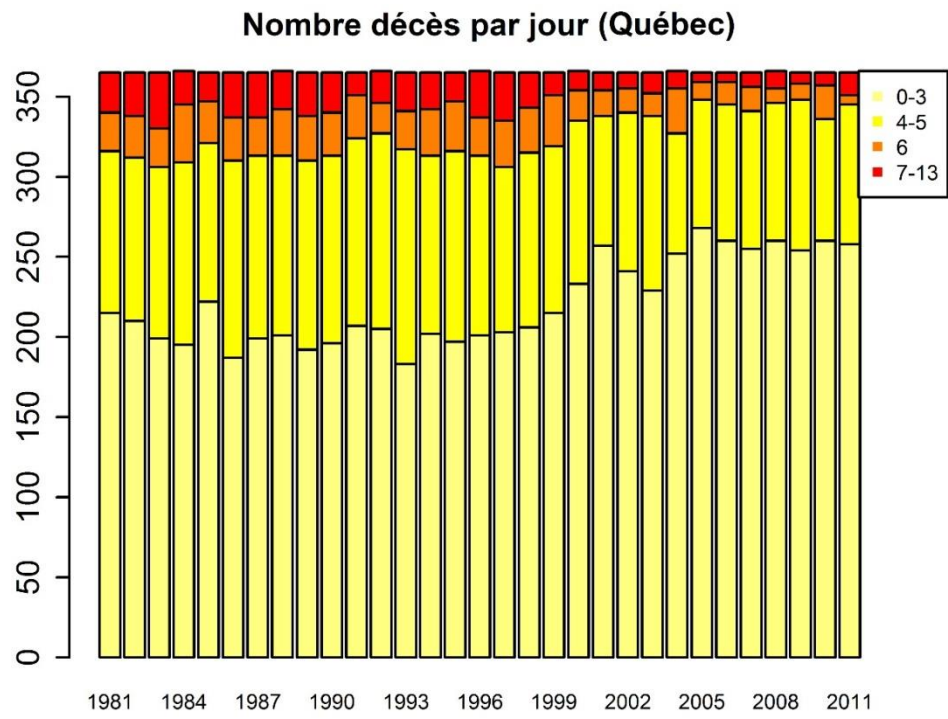
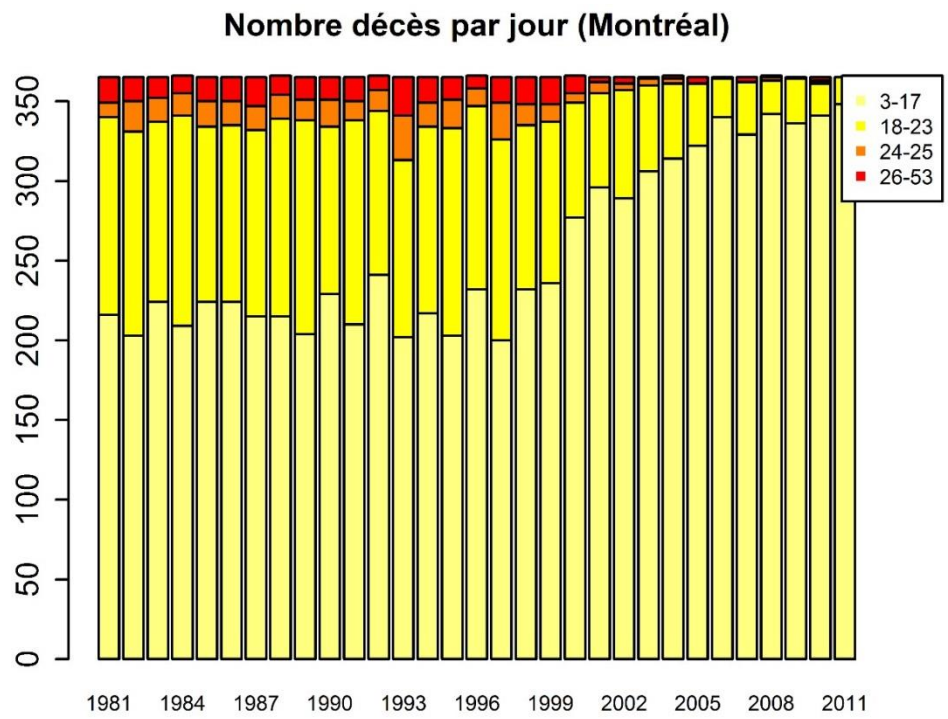


Figure 4 : Stabilité des paramètres estimés de la GPD (modèle global), en fonction du seuil des hospitalisations à Montréal (haut) et Québec (bas). Les pointillés verticaux bleus représentent le seuil à 90 %.

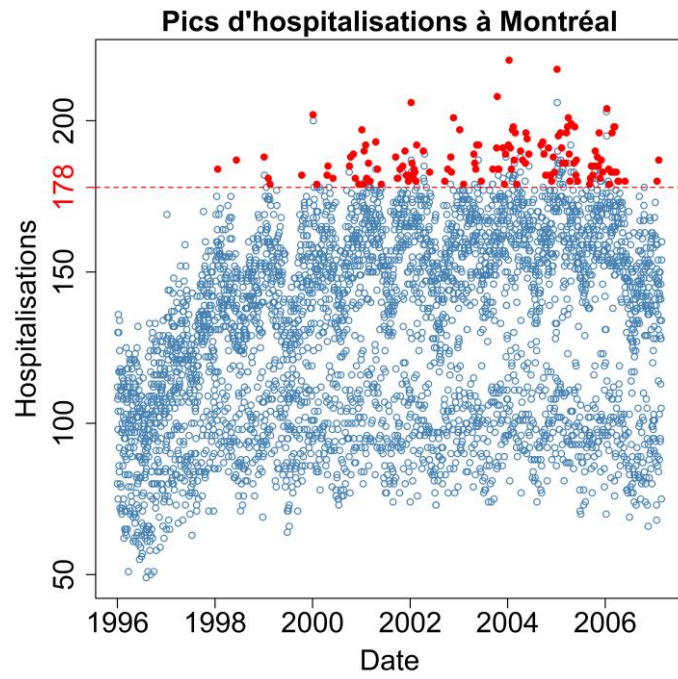


**Figure 5 : Répartition des jours par année selon l'intensité journalière des hospitalisations à Montréal (haut) et Québec (bas).**





**Figure 6 : Répartition des jours par année selon l'intensité journalière des décès à Montréal (haut) et Québec (bas).**



**Figure 7 : Pics sélectionnés (points rouges) pour les hospitalisations à Montréal. Le seuil est en pointillés rouges.**

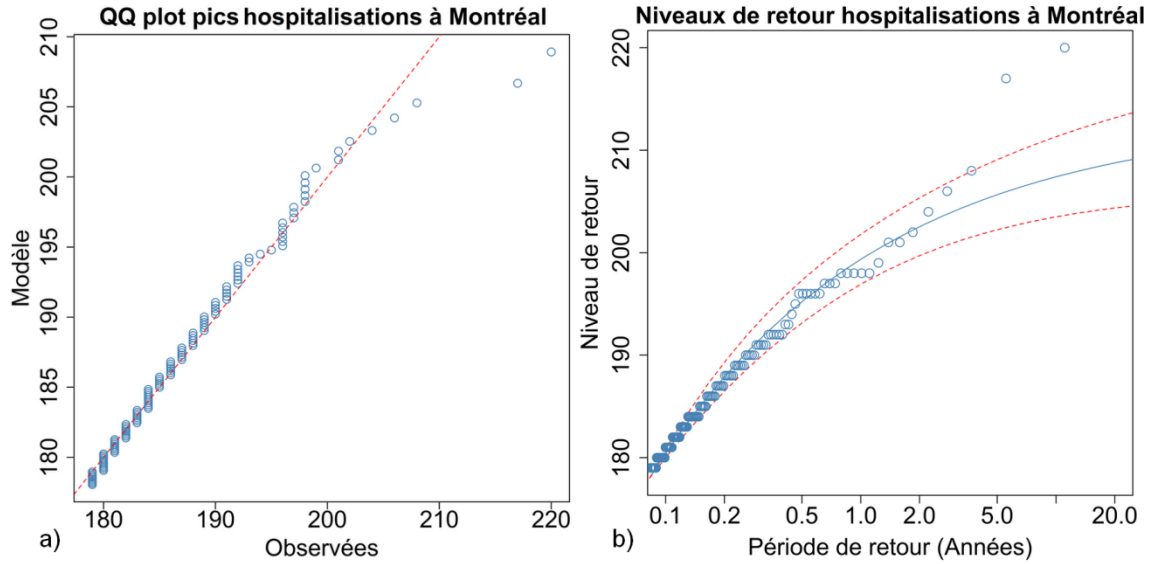


Figure 8 : a) QQ plot des pics d'hospitalisations à Montréal. Les observations sont tracées en bleu tandis que la première bissectrice est en pointillés rouges. b) Estimation de la courbe du niveau de retour pour les hospitalisations à Montréal. Les intervalles de confiance associés sont en pointillés rouges.

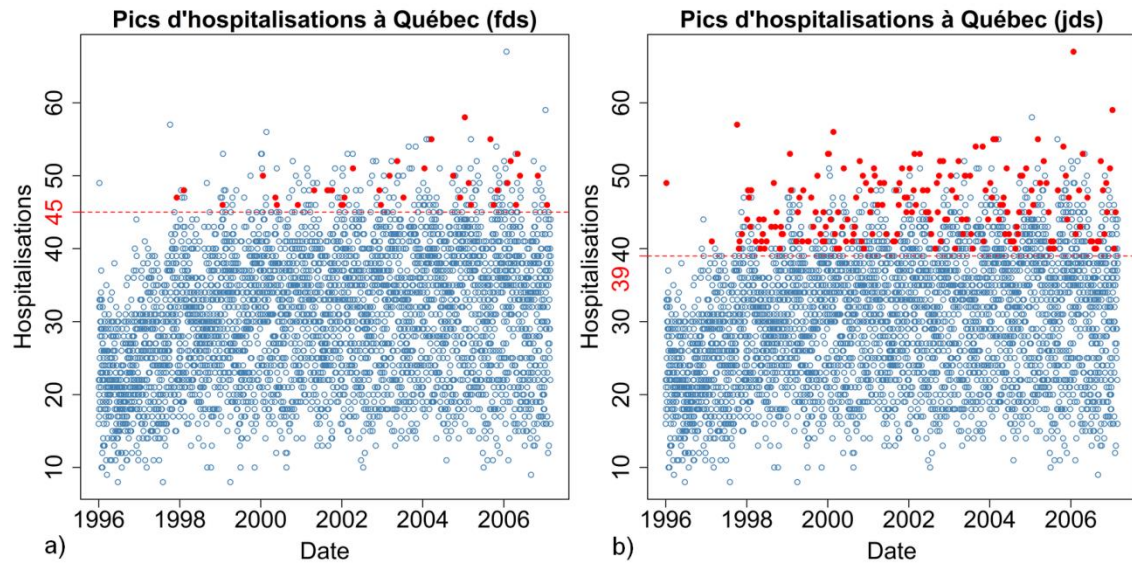
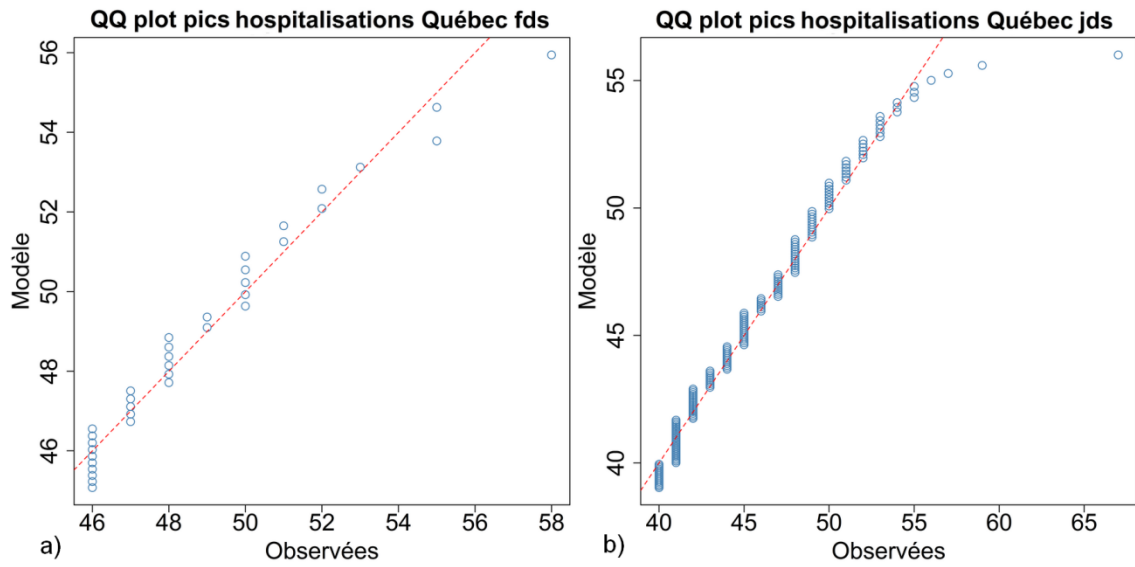


Figure 9 : a) Pics sélectionnés (points rouges) pour les hospitalisations à Québec (fins de semaine). b) Pics sélectionnés (points rouges) pour les hospitalisations à Québec (fins de semaine). Le seuil est en pointillés rouges.



**Figure 10 : a) QQ plot des pics d’hospitalisations à Québec (fins de semaine). b) QQ plot des pics d’hospitalisations à Québec (jours de semaine). Les observations sont tracées en bleu tandis que la première bissectrice est en pointillés rouges.**

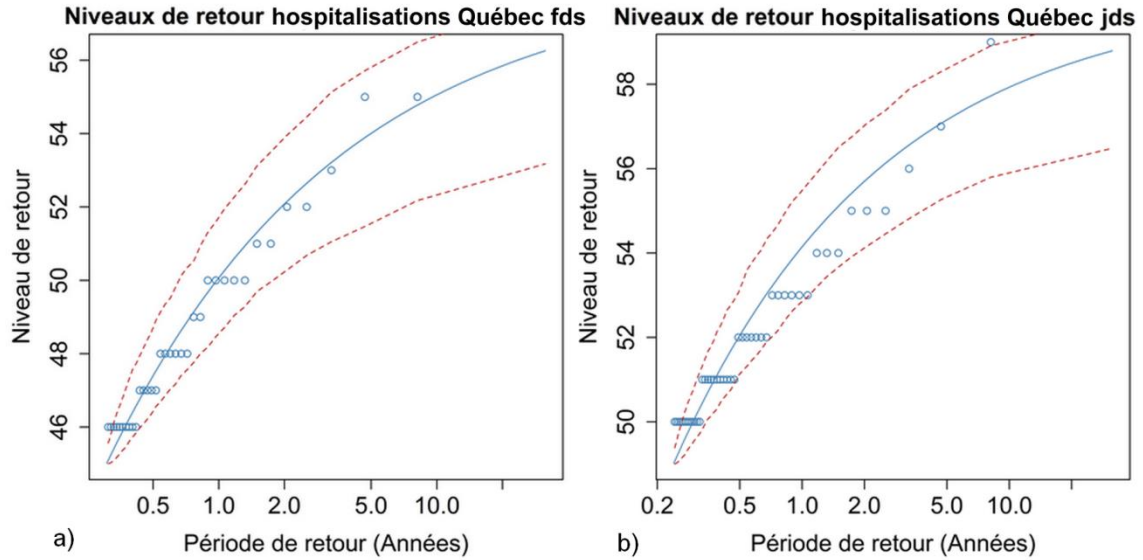


Figure 11 : a) Estimation de la courbe du niveau de retour pour les hospitalisations à Québec (fins de semaine). b) Estimation de la courbe du niveau de retour pour les hospitalisations à Québec (fins de semaine). Les intervalles de confiance associés sont en pointillés rouges.

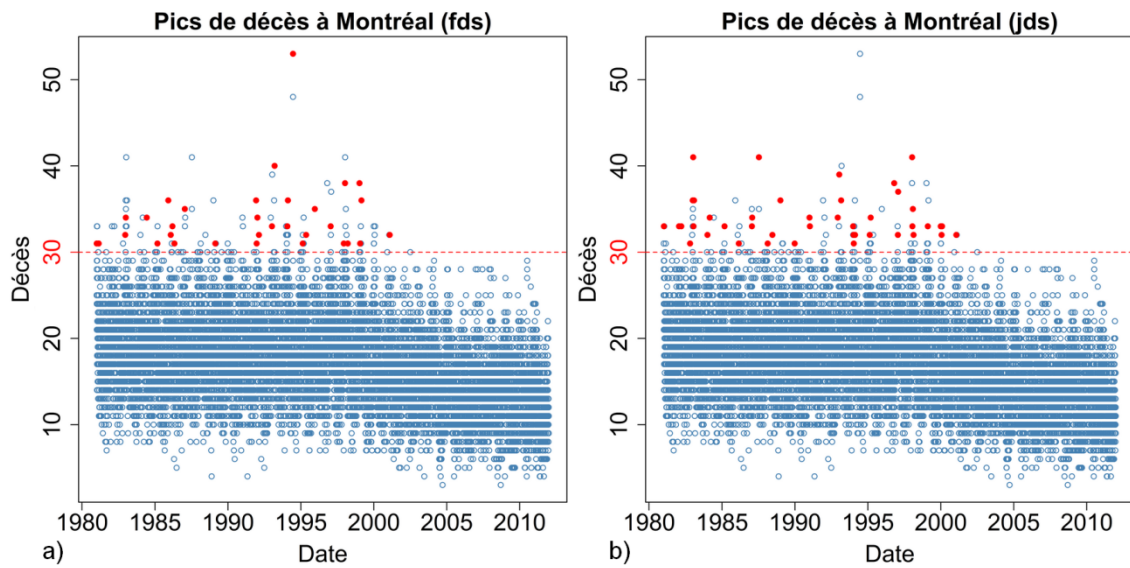


Figure 12 : a) Pics sélectionnés (points rouges) pour les décès à Montréal (fins de semaine). a) Pics sélectionnés (points rouges) pour les décès à Montréal (jours de semaine).

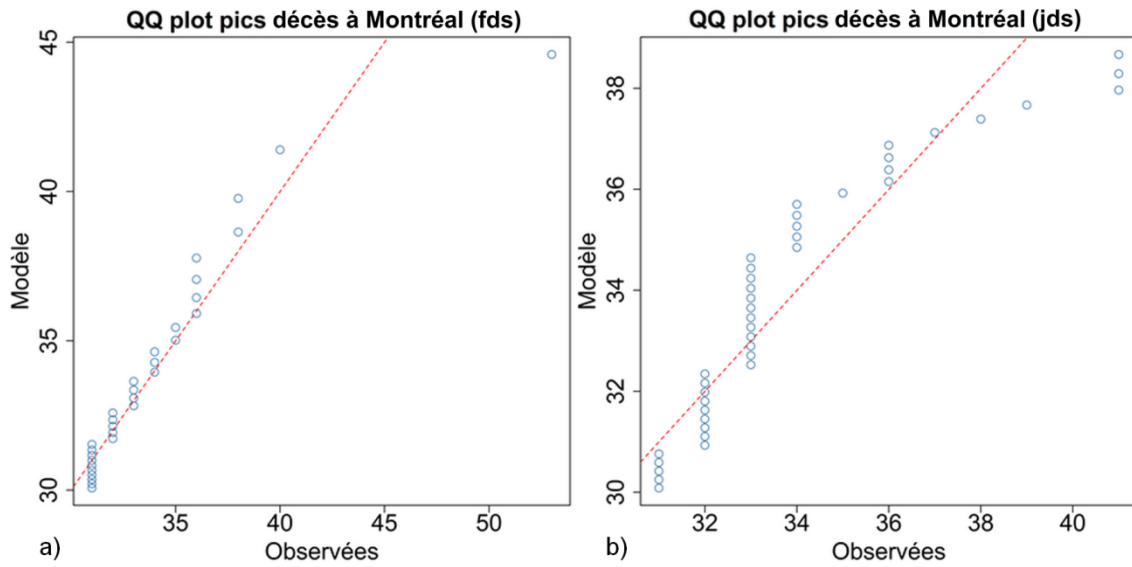


Figure 13 : QQ plot des pics de décès à Montréal (fins de semaine). Les observations sont tracées en bleu tandis que la première bissectrice est en pointillés rouges.

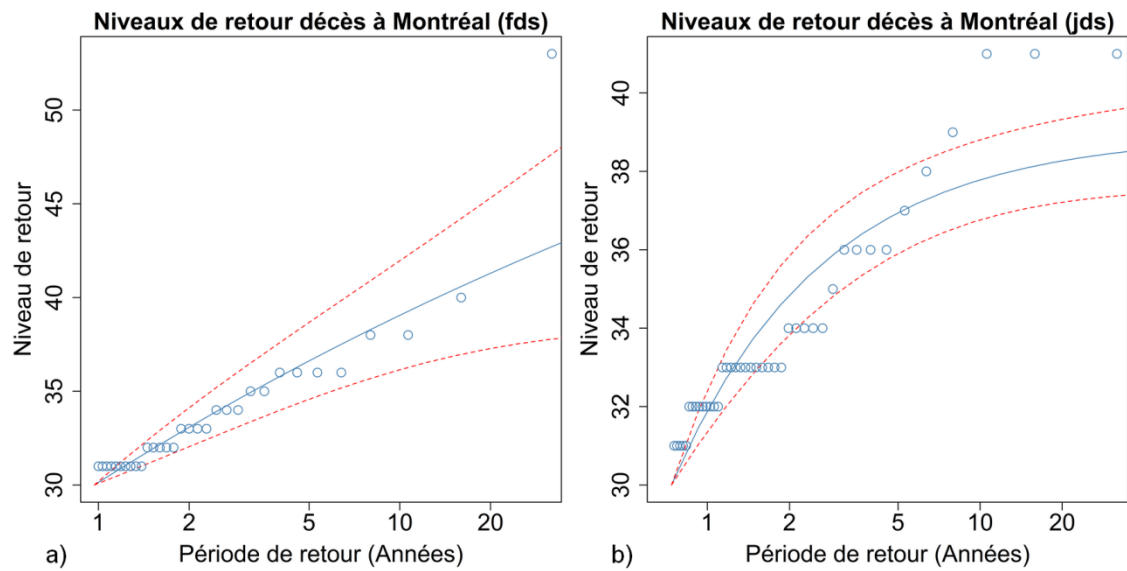


Figure 14 : a) Estimation de la courbe du niveau de retour pour les décès à Montréal (fins de semaine). b) Estimation de la courbe du niveau de retour pour les décès à Montréal (fins de semaine). Les intervalles de confiance associés sont en pointillés rouges.

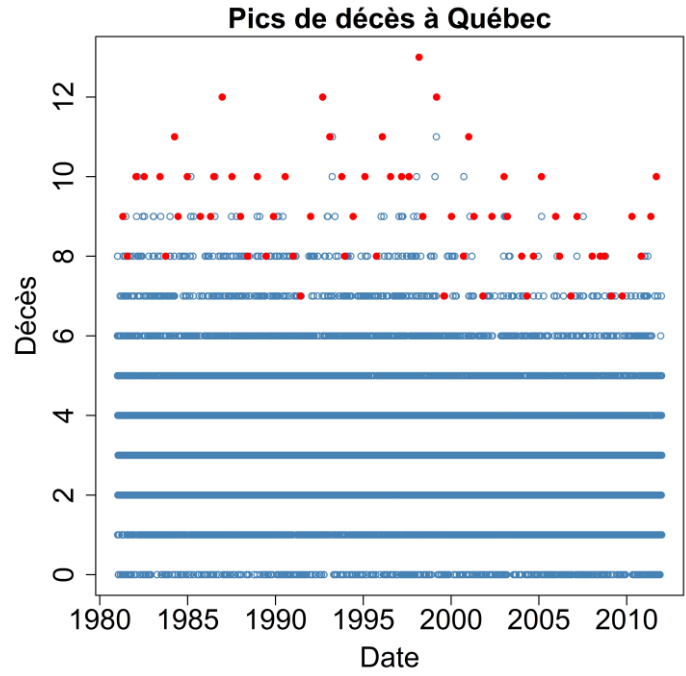


Figure 15 : Pics sélectionnés (points rouges) pour les décès à Québec.

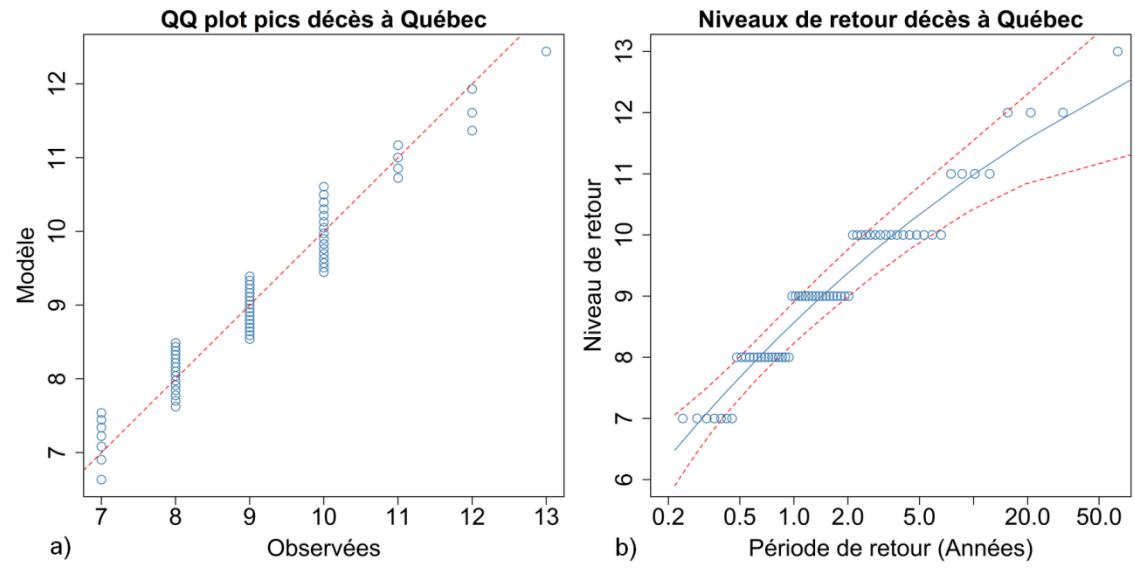


Figure 16 : a) QQ plot des pics de décès à Québec. Les observations sont tracées en bleu tandis que la première bissectrice est en pointillés rouges. b) Estimation de la courbe du niveau de retour pour les décès à Québec. Les intervalles de confiance associés sont en pointillés rouges.

## Tableaux

**Tableau 1 : Définitions des MCV considérées.**

MCV	Définitions (un ou l'autre des deux critères)	CIM-9 <sup>6</sup>	CIM-10
MCV LES PLUS MORTELLES :			
Maladies coronariennes (MC)	Deux diagnostics ou plus de MC inscrits au fichier des services médicaux rémunérés à l'acte à l'intérieur d'une période de 1 an (365 jours) OU un diagnostic (principal ou secondaire) ou un code de traitement de MC enregistré au fichier MED-ÉCHO (≥ 20 ans).	410-414	I20-I25
Insuffisance cardiaque (IC)	Deux diagnostics ou plus d'IC inscrits au fichier des services médicaux rémunérés à l'acte à l'intérieur d'une période de 1 an (365 jours) OU un diagnostic (principal ou secondaire) d'IC enregistré au fichier MED-ÉCHO (≥ 40 ans).	428	I50
Maladies vasculaires cérébrales (MVC) et ischémie cérébrale transitoire. (Définition du 29 avril 2013, Agence de la santé publique du Canada)	Deux diagnostics ou plus de MVC inscrits au fichier des services médicaux rémunérés à l'acte à l'intérieur d'une période de 1 an OU un diagnostic (principal ou secondaire) de MVC enregistré au fichier MED-ÉCHO (≥ 20 ans).	362.3 430 431 434.x 435.x 436	G45.x (excluant G45.4) H34.0 H34.1 I60.x I61.x I63.x (excluant I63.6) I64
		Codes dans les services médicaux 436, 432, 435	

<sup>6</sup> La Classification internationale des maladies (CIM) est passée de la neuvième (CIM-9) à la dixième version (CIM-10) au cours des dernières décennies. Au Québec, le passage en CIM-10 est survenu en avril 2006 pour le fichier MED-ÉCHO et en janvier 2000 pour le fichier des décès, alors que le fichier des services médicaux est toujours codifié en CIM-9.



Tableau 2 : Statistiques des décès et des hospitalisations, à Québec et Montréal.

	Québec		Montréal	
	Décès	Hospitalisations	Décès	Hospitalisations
<b>Minimum</b>	0	8	3	49
<b>Maximum</b>	13	67	53	220
<b>Moyenne</b>	3.2	30.4	17	131
<b>Médiane</b>	3	30	17	136
<b>Q75</b>	4	37	20	158
<b>Q90</b>	6	42	24	172

Tableau 3 : Modèles établis pour la modélisation par l'EVT des pics sanitaires.

		Québec	Montréal
<b>Hospitalisations</b>	GEV (bloc)	Global	Global
		- Fins de semaine - Jours de semaine	- Fins de semaine - Jours de semaine
		- Été - Hiver	- Été - Hiver
	GPD (seuil)	Global	Global
		- Fins de semaine - Jours de semaine	- Fins de semaine - Jours de semaine
		- Été - Hiver	- Été - Hiver
<b>Décès</b>	GEV (bloc)	Global	Global
		- Fins de semaine - Jours de semaine	- Fins de semaine - Jours de semaine
		- Été - Hiver	- Été - Hiver
	GPD (seuil)	Global	Global
		- Fins de semaine - Jours de semaine	- Fins de semaine - Jours de semaine
		- Été - Hiver	- Été - Hiver

**Tableau 4 : Résultats de la modélisation des pics d'hospitalisations, à Montréal et Québec (LMOM).**

MONTRÉAL													
GPD		Paramètres estimés		Adéquation		Hypothèses			Distributions alternatives		Comparaison		
Seuil (%)	n	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	LNO	GAM	RMSE	RMSElno	RMSEgam
global : 0.95	133	-0.37	13.14	0.45	0.35	0.13	0.17	0.24	0.03	0.02	1.48	2.49	2.57
QUÉBEC													
GPD		Paramètres estimés		Adéquation		Hypothèses			Distributions alternatives		Comparaison		
Seuil (%)	n	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	LNO	GAM	RMSE	RMSElno	RMSEgam
fds : 0.975	36	-0.41	5.39	0.22	0.28	0.09	0.62	0.19	0.16	0.17	0.59	1.02	1.07
jds : 0.75	184	-0.64	11.07	0.11	0.17	0.05	0.14	0.11	0.01	0.01	0.97	1.07	1.15

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que la taille d'échantillon (n). Les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX sont reportées. Les valeurs p des tests de KS pour les distributions LNO et GAM sont aussi présentées, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, LNO et GAM).

Tableau 5 : Résultats de la modélisation des pics de décès, à Montréal et Québec (LMOM).

MONTRÉAL														
GPD		Paramètres estimés			Adéquation		Hypothèses			Distributions alternatives		Comparaison		
Seuil (%)	n	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$		KS	AD	MK	WW	WX	LNO	GAM	RMSE	RMSElno	RMSEgam
fds : 0.99	32	-0.12	4.44		0.14	0.26	0.28	0.82	0.42	0.11	0.09	1.63	2.28	2.35
jds : 0.99	42	-0.78	7		0.05	0.12	0.75	0.31	0.11	0.01	0.01	1.08	1.03	1.08
QUÉBEC														
GEV		Paramètres estimés			Adéquation		Hypothèses			Distributions alternatives		Comparaison		
Bloc (jours)	n	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	$\hat{\mu}$	KS	AD	MK	WW	WX	LNO	GAM	RMSE	RMSElno	RMSEgam
global : 180	63	-0.14	1.23	8.57	0.12	0.13	0.01	0.07	0.64	0.15	0.15	0.31	0.31	0.32

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que la taille d'échantillon (n). Les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX sont reportées. Les valeurs p des tests KS pour les distributions LNO et GAM sont aussi présentées, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (respectivement RMSE, RMSElno et RMSEgam pour les distributions GEV, LNO et GAM).

**Tableau 6 : Résumé des différents modèles adaptés aux différents pics d'hospitalisations et de décès.**  
**En gras, le meilleur modèle retenu dans chaque cas sur la base de l'adéquation et du critère RMSE.**

		MONTRÉAL				QUÉBEC			
		Extraction par seuil	Seuil en % (n)	RMSE	RL	Extraction par seuil	Seuil en % (n)	RMSE	RL
<b>HOSPITALISATIONS</b>	Fins de semaine	95 (55)	0.95			Été	97.5 (43)	0.68	
	Jours de semaine	92.5 (90)	0.93			Hiver	97.5 (41)	1.3	
	Été	97.5 (41)	1.11			<b>Fins de semaine</b>	<b>97.5 (36)</b>	<b>0.59</b>	<b>50</b>
	Hiver	92.5 (90)	1.39			<b>Jours de semaine</b>	<b>75 (184)</b>	<b>0.97</b>	<b>55</b>
	<b>Global</b>	<b>95 (133)</b>	<b>1.48</b>	<b>212</b>					
		MONTRÉAL				QUÉBEC			
		Extraction par seuil	Seuil en % (n)	RMSE	RL	Extraction par bloc	Bloc en jours (n)	RMSE	RL
<b>DÉCÈS</b>	<b>Fins de semaine</b>	<b>99 (32)</b>	<b>1.63</b>	<b>38</b>		Été	180 (32)	0.35	
						Hiver	180 (32)	0.28	
	<b>Jours de semaine</b>	<b>99 (42)</b>	<b>1.08</b>	<b>38</b>		<b>Global</b>	<b>180 (63)</b>	<b>0.31</b>	<b>11</b>

**RL : niveau de retour sur 10 ans**

## Annexes

### Résultats de l'analyse exploratoire

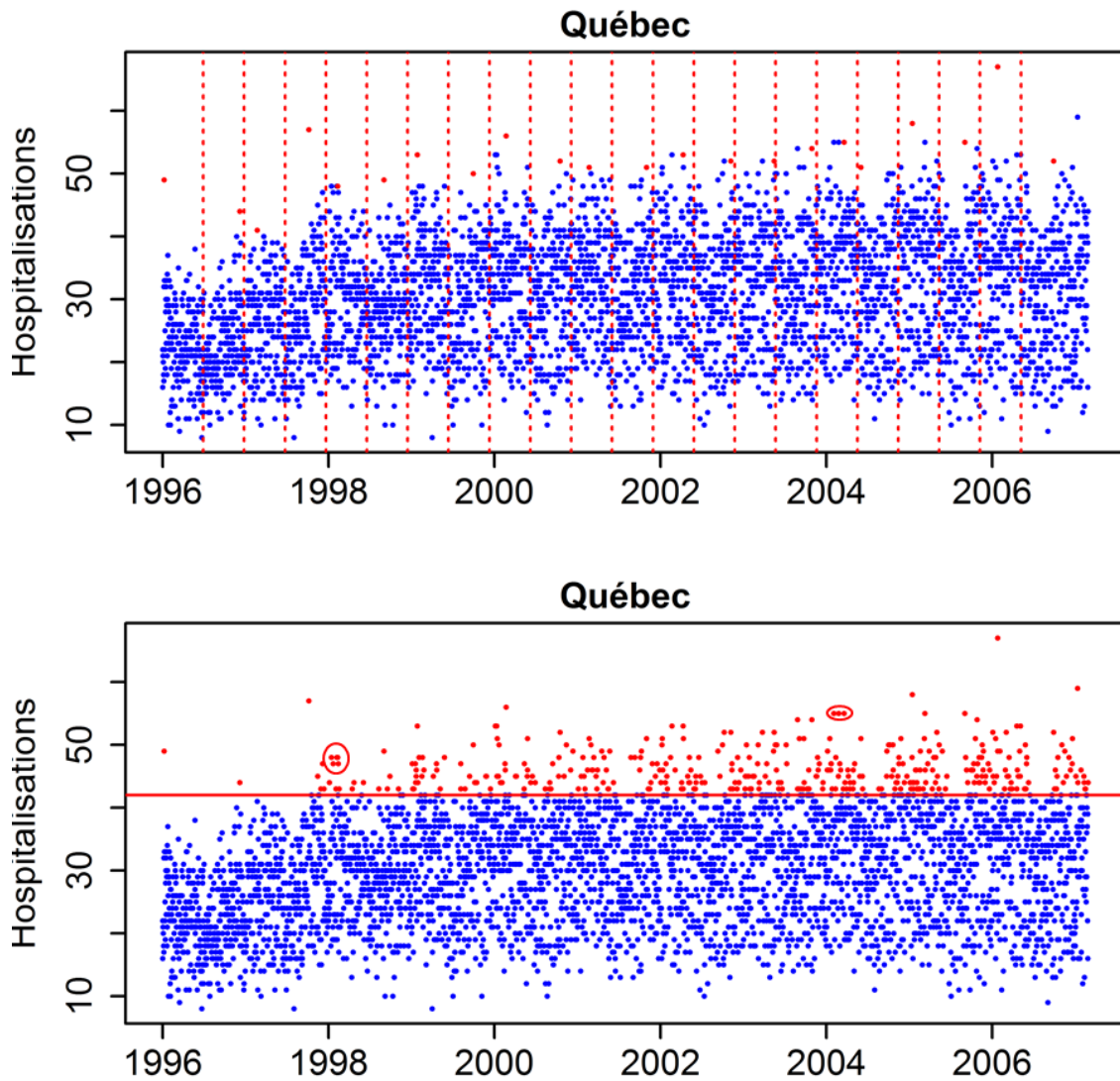
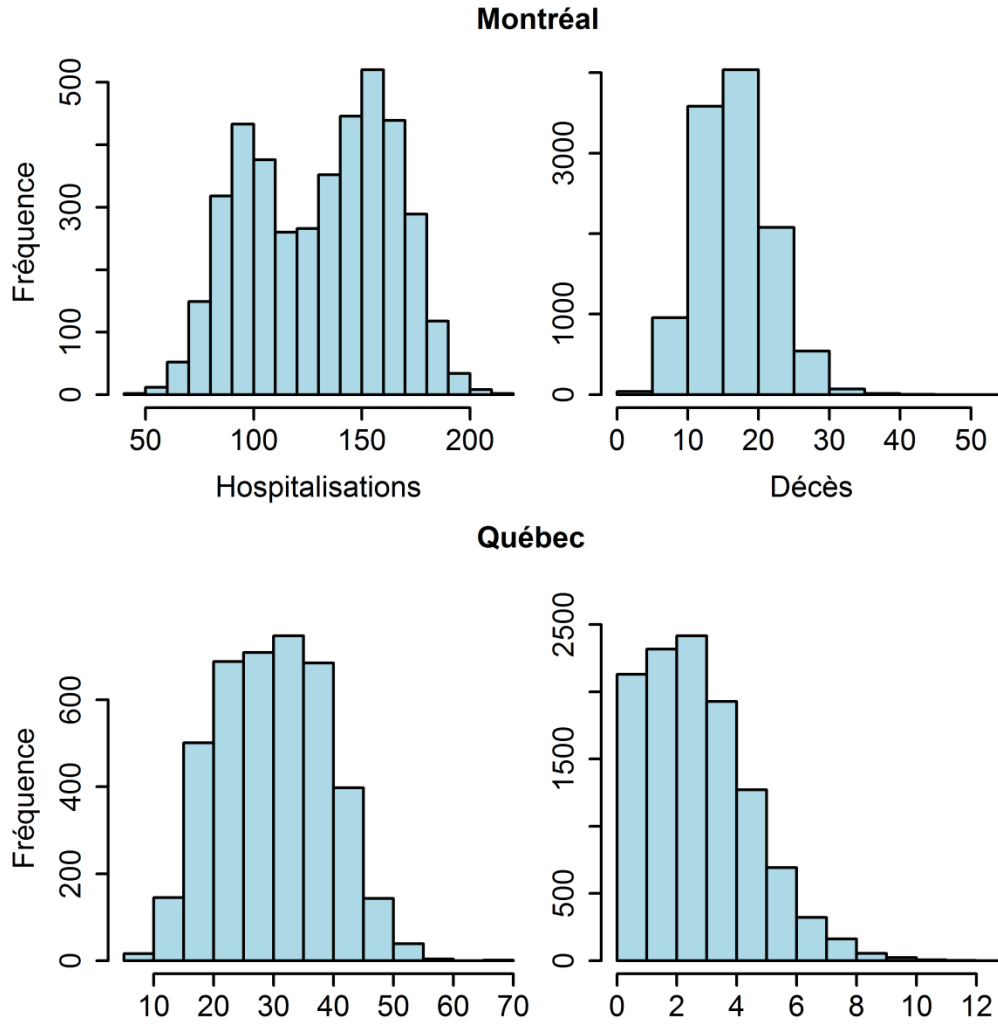
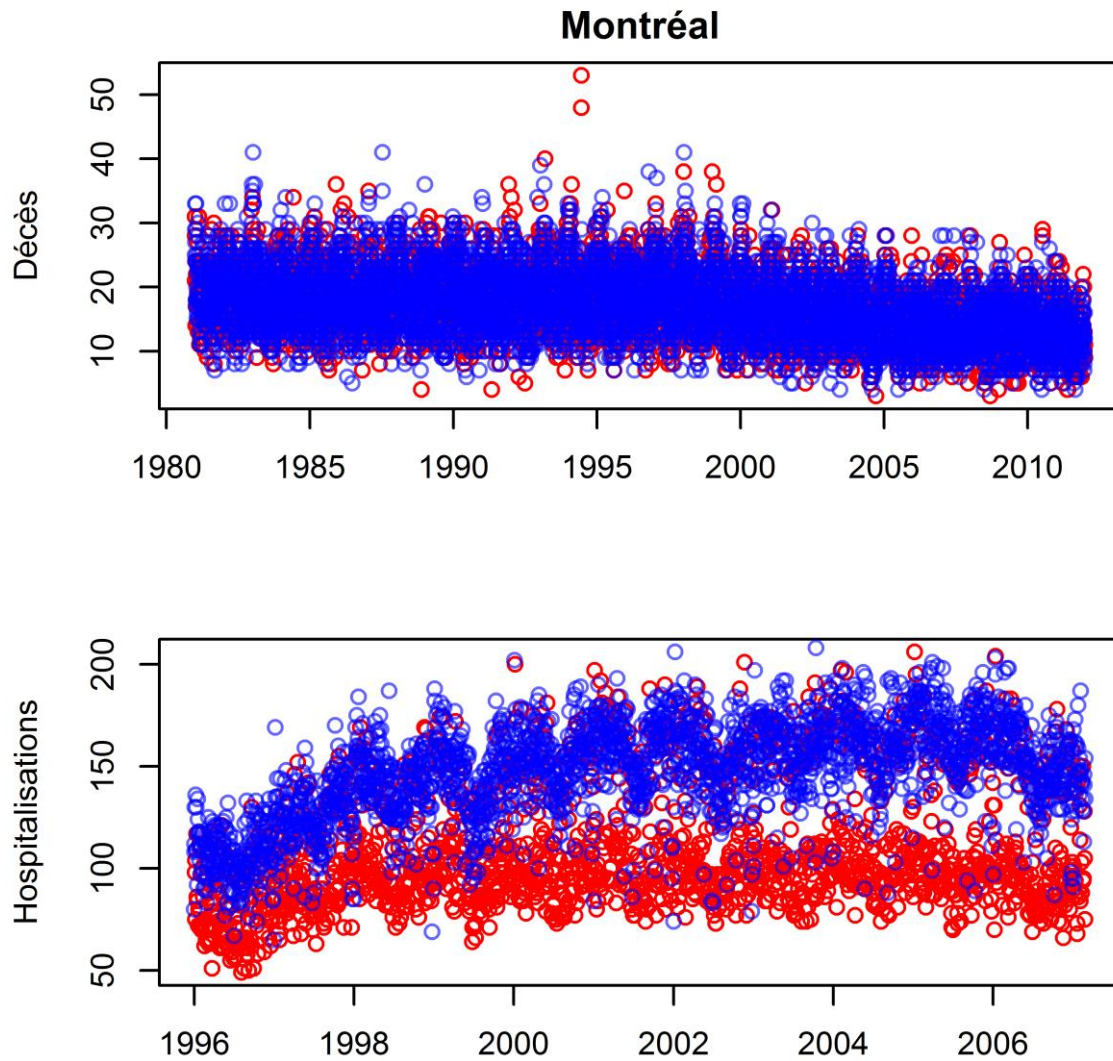


Figure A17 : Illustration de l'approche par blocs (haut) et des pics au-delà du seuil à 90 % (bas) pour les hospitalisations, à Québec. Les observations considérées comme des pics sont en rouge. Deux exemples de cluster sont entourés.

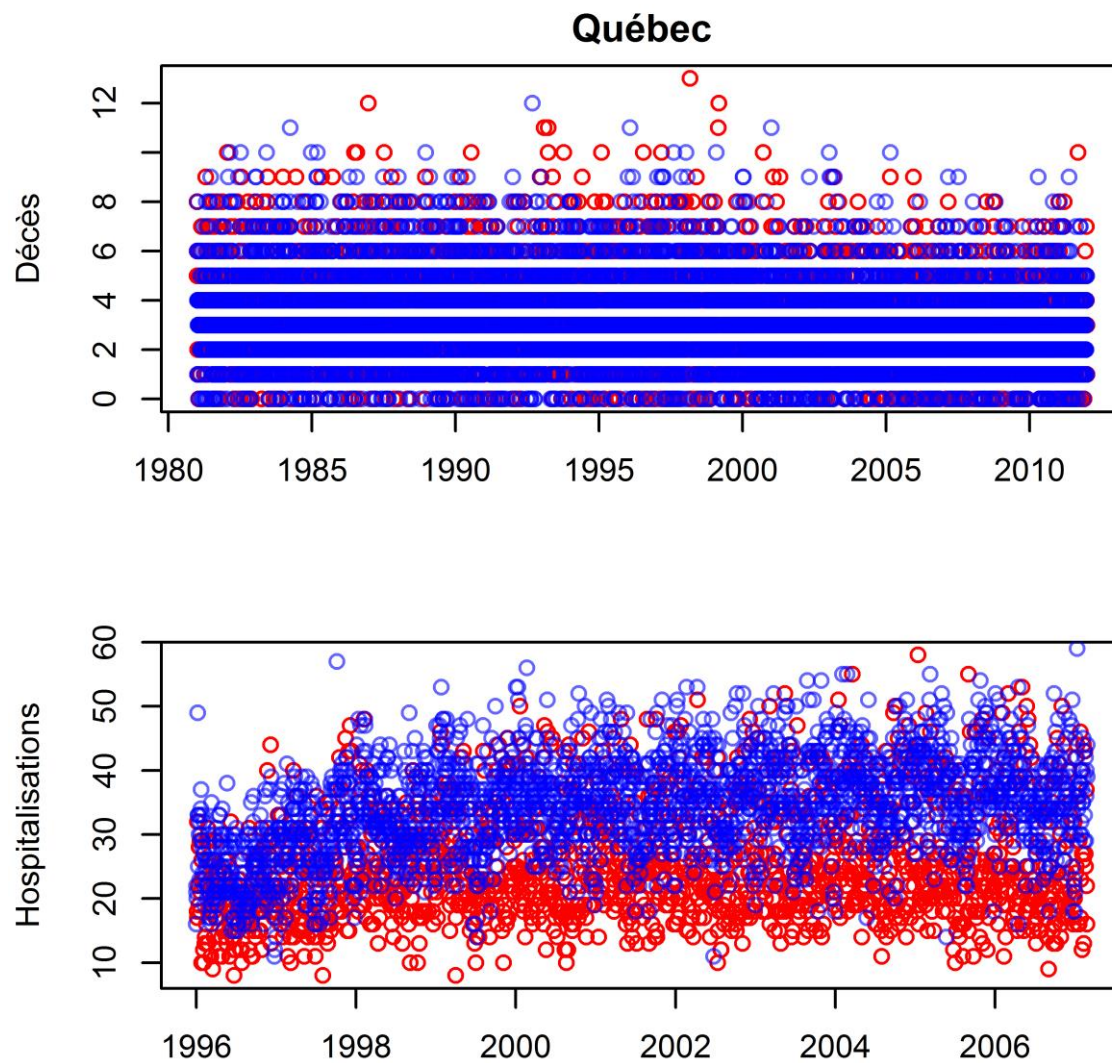


**Figure A18 : Histogrammes des hospitalisations (gauche) et des décès (droite), à Montréal (haut) et Québec (bas).**

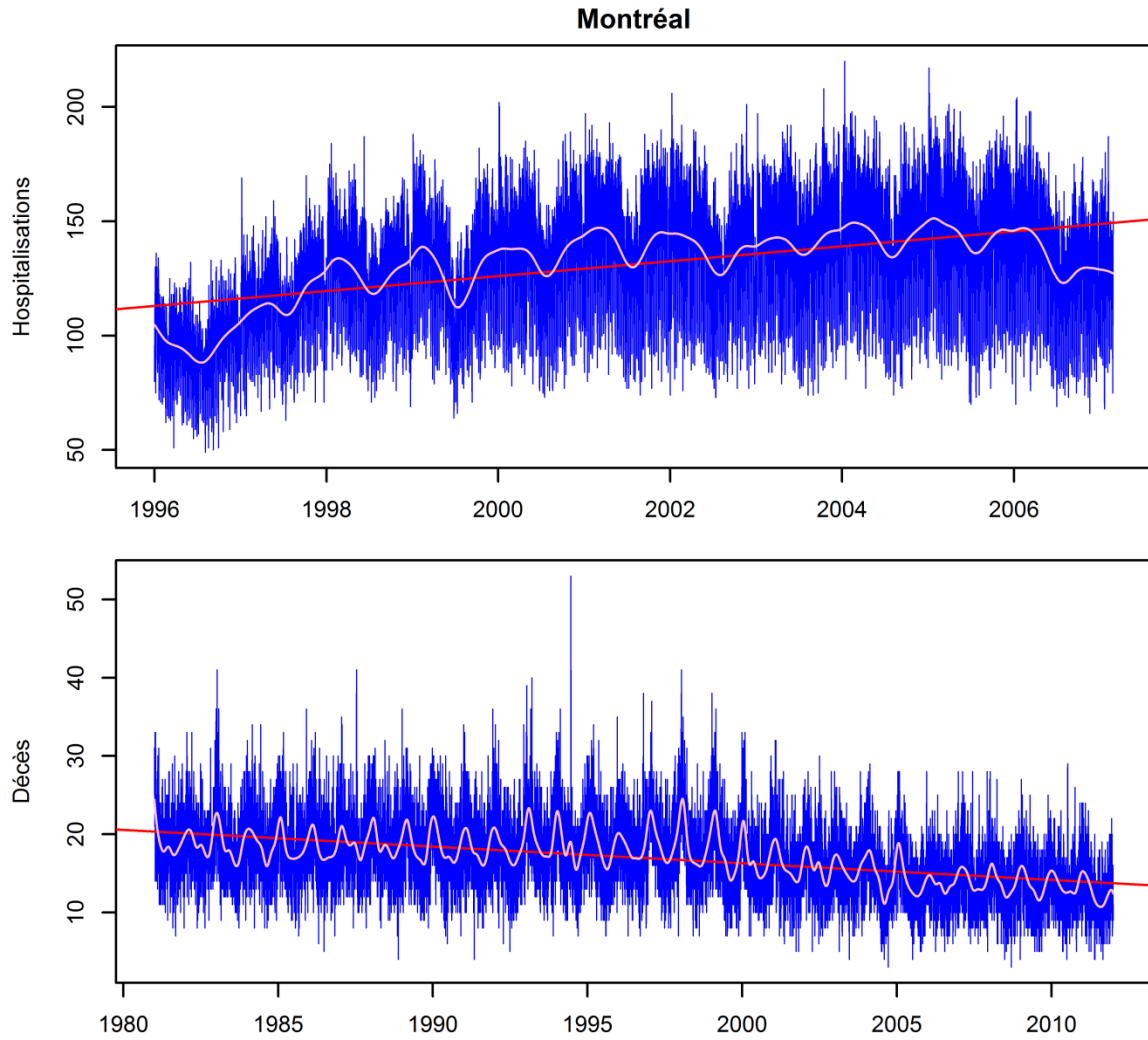


**Figure A19 : Nombre de décès (haut) et d'hospitalisations (bas) à Montréal. Les journées de fins de semaine (vendredi, samedi et dimanche) sont en rouge, les journées de semaine (lundi, mardi, mercredi et jeudi) sont en bleu.**

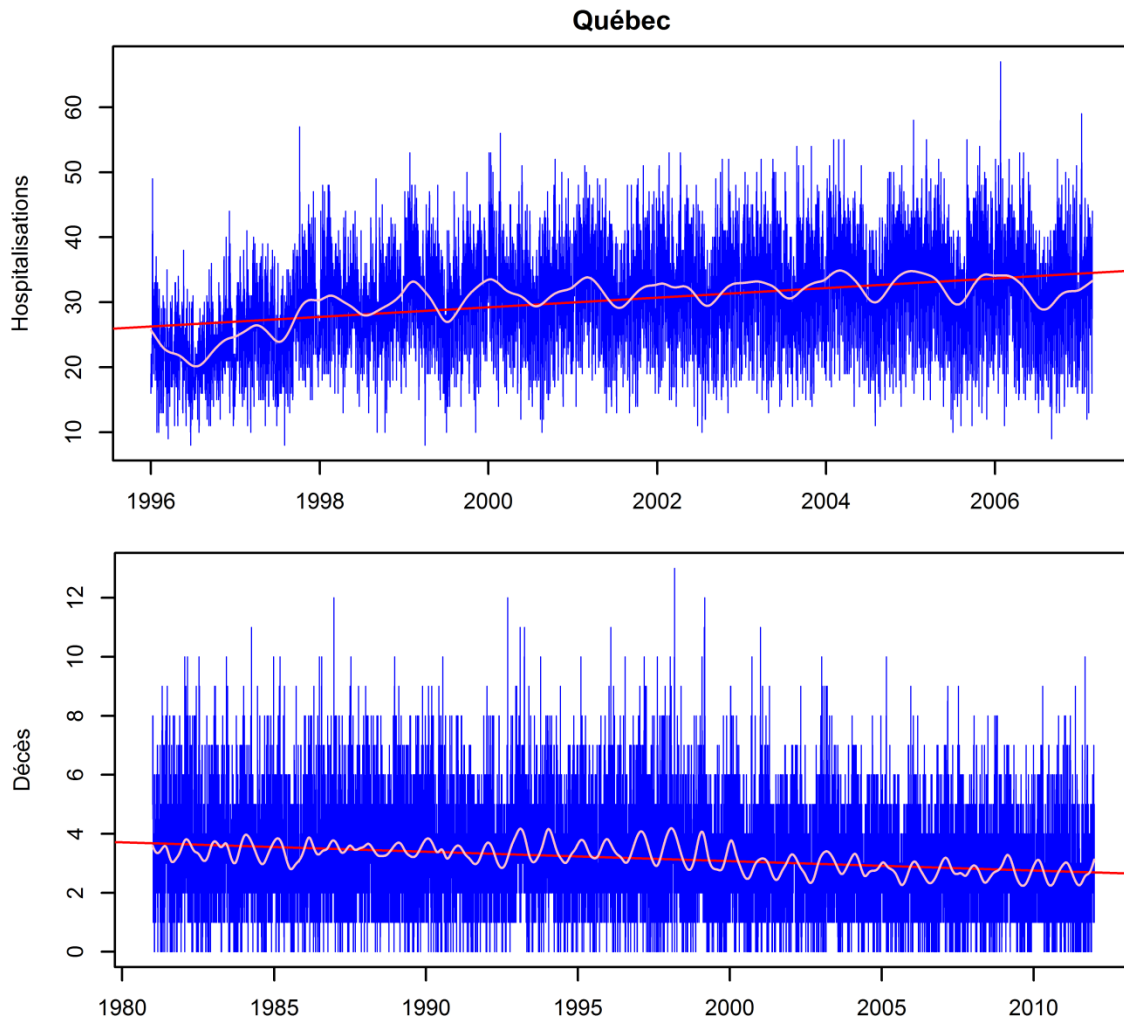




**Figure A20 : Nombre de décès (haut) et d'hospitalisations (bas) à Québec. Les journées de fins de semaine (vendredi, samedi et dimanche) sont en rouge, les journées de semaine (lundi, mardi, mercredi et jeudi) sont en bleu.**



**Figure A21 : Nombre d'hospitalisations (haut) et des décès (bas) à Montréal. Une régression linéaire simple (rouge) et une spline cubique (rose) ont été ajustées.**



**Figure A22 : Nombre d'hospitalisations (haut) et des décès (bas) à Québec. Une régression linéaire simple (rouge) et une spline cubique (rose) ont été ajustées.**

## **Ensemble des tableaux résultats**

L'ensemble des séparations entraîne 40 modèles à estimer. Les modèles retenus sont présentés dans la section Résultats. La totalité des modèles estimés est disponible ici, dans l'ordre suivant :

- A. Les hospitalisations à Montréal
- B. Les hospitalisations à Québec
- C. Les décès à Montréal
- D. Les décès à Québec.

Les résultats sont ordonnés selon les séparations :

- Fins de semaine
- Jours de semaine
- Été
- Hiver
- Global (pas de séparation).

## A- Hospitalisations à Montréal

Tableau A7 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d'hospitalisations à Montréal (fins de semaine), selon les tailles de blocs en jours.

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.37	136.8	26.71	0.15	0.18	0	0	0	0	0	0	2.59	123.84	6.19	4.92	583
14	-0.44	145.32	27.28	0.18	0.23	0	0	0.63	0	0	0.01	3.35	132.39	6.53	5.4	292
21	-0.49	150.67	27.74	0.08	0.25	0	0	0.15	0	0.03	0.05	3.68	136.84	6.16	5.13	195
30	-0.43	153.55	24.29	0.46	0.43	0	0	0.15	0	0.03	0.04	2.26	138.96	6.04	5.05	136
60	-0.51	160.2	25.07	0.82	0.48	0	0	0.55	0	0.09	0.12	2.25	142.45	6.7	5.73	68
90	-0.55	164.46	24.43	0.78	0.47	0	0	0.65	0	0.11	0.15	2.92	144.76	6.37	5.6	46
120	-0.63	168.77	24.64	0.7	0.47	0	0	0.71	0	0.09	0.12	3.38	146.79	7.61	6.81	34
180	-0.76	174.25	24.73	0.74	0.46	0	0	0.5	0	0.31	0.37	3.95	147.96	7.82	7.12	23
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.47	138.07	26.91	0.62	0.32	0	0	0	0	0	0	2.71	123.84	6.19	4.92	583
14	-0.55	146.95	26.68	0.51	0.36	0	0	0.63	0	0	0.01	3.24	132.39	6.53	5.4	292
21	-0.58	151.57	26.57	0.41	0.35	0	0	0.15	0	0.03	0.05	3.33	136.84	6.16	5.13	195
30	-0.49	154.38	24.48	0.69	0.43	0	0	0.15	0	0.03	0.04	2.21	138.96	6.04	5.05	136
60	-0.53	160.34	25.43	0.86	0.48	0	0	0.55	0	0.09	0.12	2.29	142.45	6.7	5.73	68
90	-0.53	164.09	24.68	0.72	0.47	0	0	0.65	0	0.11	0.15	2.89	144.76	6.37	5.6	46
120	-0.62	168.54	24.87	0.67	0.46	0	0	0.71	0	0.09	0.12	3.38	146.79	7.61	6.81	34
180	-0.61	172.49	24.36	0.83	0.48	0	0	0.5	0	0.31	0.37	3.74	147.96	7.82	7.12	23

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau A8 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d'hospitalisations à Montréal (jours de semaine), selon les tailles de blocs en jours.**

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.34	153.89	23.01	0	0.03	0	0	0	0	0	0	3.33	143.06	6.24	5.31	583
14	-0.36	160.12	22.72	0.01	0.11	0	0	0.01	0	0	0	3.36	148.54	6.27	5.43	292
21	-0.38	162.88	22.85	0.03	0.16	0	0	0.02	0	0	0	3.63	150.74	6.67	5.84	195
30	-0.4	166.41	22.72	0.05	0.25	0	0	0.16	0	0	0	3.56	153.13	6.58	5.82	136
60	-0.46	172.24	23.53	0.39	0.37	0	0	0.72	0	0.04	0.06	3.77	156.25	7.16	6.42	68
90	-0.49	175.99	23.06	0.83	0.4	0	0	0.47	0	0.2	0.24	4.31	157.67	7.24	6.61	46
120	-0.52	180.15	22.55	0.53	0.4	0	0	0.66	0	0.08	0.09	4.85	159.44	7.81	7.21	34
180	-0.74	188.62	24.42	0.26	0.32	0	0	0.87	0	0.39	0.46	6.7	157.48	7.49	6.91	23
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.55	156.53	23.81	0.2	0.25	0	0	0	0	0	0	2.42	143.06	6.24	5.31	583
14	-0.58	162.59	23.32	0.31	0.31	0	0	0.01	0	0	0	2.58	148.54	6.27	5.43	292
21	-0.61	165.6	23.41	0.51	0.35	0	0	0.02	0	0	0	2.86	150.74	6.67	5.84	195
30	-0.61	168.7	23.38	0.39	0.38	0	0	0.16	0	0	0	3.11	153.13	6.58	5.82	136
60	-0.65	174.47	23.81	0.74	0.43	0	0	0.72	0	0.04	0.06	3.47	156.25	7.16	6.42	68
90	-0.66	177.78	23.45	0.83	0.43	0	0	0.47	0	0.2	0.24	4.22	157.67	7.24	6.61	46
120	-0.68	181.38	22.67	0.73	0.43	0	0	0.66	0	0.08	0.09	4.53	159.44	7.81	7.21	34
180	-0.63	182.84	23.41	0.95	0.46	0	0	0.87	0	0.39	0.46	4.35	157.48	7.49	6.91	23

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (respectivement RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau A9 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d’hospitalisations à Montréal (été), selon les tailles de blocs en jours.**

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.37	151.05	22.01	0.13	0.3	0	0	0.43	0	0.01	0.02	2.27	139.51	5.57	4.71	290
14	-0.4	156.74	21.64	0.33	0.35	0	0	0.03	0	0.03	0.05	2.42	144.11	5.84	5.07	145
21	-0.42	159.79	21.41	0.35	0.42	0	0	0.12	0	0.03	0.05	2.34	146.09	5.83	5.08	97
30	-0.43	163.13	20.69	0.63	0.41	0	0	0.3	0	0.14	0.18	2.67	148.67	5.71	5.1	68
60	-0.49	169.45	20.39	0.56	0.38	0	0	0.25	0	0.16	0.16	4.46	150.97	7.17	6.57	34
90	-0.53	174.32	19.16	0.78	0.4	0	0	0.33	0	0.26	0.3	5.04	153.13	7.73	7.13	23
120	-0.51	177.67	17.26	0.71	0.41	0.01	0	0.89	0	0.36	0.39	4.95	153.29	6.96	6.53	17
180	-0.67	180.47	19.61	0.59	0.42	0.05	0.01	0.94	0	0.37	0.41	6.21	149.76	8.99	8.46	12
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.5	152.61	22.59	0.51	0.43	0	0	0.43	0	0.01	0.02	1.69	139.51	5.57	4.71	290
14	-0.56	158.43	22.57	0.89	0.46	0	0	0.03	0	0.03	0.05	1.92	144.11	5.84	5.07	145
21	-0.57	161.39	22.16	0.83	0.47	0	0	0.12	0	0.03	0.05	1.75	146.09	5.83	5.08	97
30	-0.61	165.11	21.56	0.98	0.47	0	0	0.3	0	0.14	0.18	2.29	148.67	5.71	5.1	68
60	-0.76	171.92	21.35	0.82	0.43	0	0	0.25	0	0.16	0.16	4.39	150.97	7.17	6.57	34
90	-0.85	177.06	19.38	0.65	0.42	0	0	0.33	0	0.26	0.3	4.2	153.13	7.73	7.13	23
120	-0.82	179.62	17.68	0.59	0.41	0.01	0	0.89	0	0.36	0.39	3.9	153.29	6.96	6.53	17
180	-0.9	182.12	18.77	0.53	0.43	0.05	0.01	0.94	0	0.37	0.41	5.44	149.76	8.99	8.46	12

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d’échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (respectivement RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d’échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau A10 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d'hospitalisations à Montréal (hiver), selon les tailles de blocs en jours.**

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.66	171.58	32.7	0	0	0	0	0.02	0	0	0	12.63	149.25	7.74	6.81	294
14	-0.42	166.66	23.19	0.04	0.17	0	0	0.33	0	0	0	4.37	153.67	7.7	6.85	147
21	-0.44	170.34	22.96	0.09	0.24	0	0	0.76	0	0	0.01	4.57	156.24	8.02	7.19	98
30	-0.46	172.19	23.22	0.43	0.34	0	0	0.57	0	0.05	0.08	4.38	156.48	8.01	7.19	69
60	-0.52	178.18	23.45	0.91	0.44	0	0	0.3	0	0.33	0.37	3.87	157.45	7.84	7.1	35
90	-0.57	183.43	23.03	0.87	0.45	0	0	0.69	0	0.35	0.42	4.66	157.97	8.14	7.37	23
120	-0.61	184.4	23.36	0.97	0.5	0.03	0	0.83	0	0.69	0.76	2.6	156.02	6.56	5.96	18
180	-0.82	190.54	24.8	0.86	0.47	0.02	0	0.57	0	0.63	0.7	4	154.24	8.98	8.3	12
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.65	163.94	23.91	0.15	0.19	0	0	0.02	0	0	0	3.55	149.25	7.74	6.81	294
14	-0.66	169.4	23.52	0.39	0.34	0	0	0.33	0	0	0	3.62	153.67	7.7	6.85	147
21	-0.68	173	23.17	0.52	0.37	0	0	0.76	0	0	0.01	3.72	156.24	8.02	7.19	98
30	-0.68	174.7	23.63	0.86	0.43	0	0	0.57	0	0.05	0.08	3.63	156.48	8.01	7.19	69
60	-0.7	179.93	24.28	0.91	0.45	0	0	0.3	0	0.33	0.37	3.42	157.45	7.84	7.1	35
90	-0.73	184.08	23.78	0.94	0.45	0	0	0.69	0	0.35	0.42	4.24	157.97	8.14	7.37	23
120	-0.67	184.83	24.5	0.93	0.49	0.03	0	0.83	0	0.69	0.76	2.59	156.02	6.56	5.96	18
180	-0.82	190.29	25.04	0.87	0.48	0.02	0	0.57	0	0.63	0.7	3.99	154.24	8.98	8.3	12

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (respectivement RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).



**Tableau A11 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d’hospitalisations à Montréal (global), selon les tailles de blocs en jours.**

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.35	155.47	23.05	0	0.03	0	0	0	0	0	0	3.33	144.52	6.37	5.45	583
14	-0.38	161.73	23.02	0.02	0.12	0	0	0.01	0	0	0	3.3	149.6	6.51	5.65	292
21	-0.39	164.17	23.09	0.04	0.19	0	0	0.13	0	0	0	3.56	151.81	6.91	6.04	195
30	-0.42	167.23	23.01	0.03	0.26	0	0	0.23	0	0	0	3.59	154.04	6.89	6.1	136
60	-0.48	173.52	23.47	0.47	0.37	0	0	0.26	0	0.04	0.06	3.81	157.21	7.61	6.84	68
90	-0.51	177.28	23.12	0.88	0.41	0	0	0.38	0	0.22	0.29	4.3	158.57	7.63	6.97	46
120	-0.55	181.43	22.33	0.74	0.41	0	0	0.6	0	0.13	0.16	4.94	160.77	8.39	7.74	34
180	-0.61	183.84	23.18	0.92	0.48	0	0	0.91	0	0.31	0.36	4.64	159.23	8.29	7.51	23
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.56	157.99	23.8	0.17	0.23	0	0	0	0	0	0	2.47	144.52	6.37	5.45	583
14	-0.59	163.73	23.53	0.35	0.35	0	0	0.01	0	0	0	2.53	149.6	6.51	5.65	292
21	-0.62	166.75	23.6	0.54	0.38	0	0	0.13	0	0	0	2.72	151.81	6.91	6.04	195
30	-0.62	169.73	23.56	0.34	0.39	0	0	0.23	0	0	0	3.1	154.04	6.89	6.1	136
60	-0.68	175.7	24.09	0.66	0.44	0	0	0.26	0	0.04	0.06	3.51	157.21	7.61	6.84	68
90	-0.69	178.91	23.72	0.83	0.44	0	0	0.38	0	0.22	0.29	4.24	158.57	7.63	6.97	46
120	-0.74	183.05	22.81	0.88	0.43	0	0	0.6	0	0.13	0.16	4.54	160.77	8.39	7.74	34
180	-0.71	185.1	23.51	0.99	0.47	0	0	0.91	0	0.31	0.36	4.46	159.23	8.29	7.51	23

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d’échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (respectivement RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d’échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau A12 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d’hospitalisations à Montréal (fins de semaine), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
<b>0.75</b>	-0.69	53.83	0.53	0.42	0	0	0.08	0	0.29	0.24	2.72	136.01	4.59	4.8	60
<b>0.80</b>	-0.44	32.04	0.85	0.44	0.07	0.01	0.09	0	0.2	0.21	1.78	143.58	4.08	4.34	76
<b>0.85</b>	-0.47	28.18	0.35	0.39	0.26	0.03	0.9	0	0.7	0.57	1.79	152.76	2.77	2.94	77
<b>0.90</b>	-0.39	20.8	0.18	0.3	0.44	0.26	0.16	0	0.09	0.08	1.65	160.17	3.01	3.15	78
<b>0.925</b>	-0.3	16.2	0.41	0.36	0.52	0.09	0.06	0	0.06	0.07	1.08	162.93	3.14	3.27	72
<b>0.95</b>	-0.33	15.68	0.74	0.42	0.69	0.54	0.03	0	0.08	0.09	1.05	165.55	2.84	2.95	55
<b>0.975</b>	-0.43	15.22	0.86	0.42	0.79	0.89	0.27	0	0.41	0.41	1.01	169.44	2.25	2.32	35
<b>0.99</b>															
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
<b>0.75</b>	-0.54	47.37	0.93	0.46	0	0	0.08	0	0.29	0.24	1.96	136.01	4.59	4.8	60
<b>0.80</b>	-0.34	29.39	0.99	0.47	0.07	0.01	0.09	0	0.2	0.21	1.51	143.58	4.08	4.34	76
<b>0.85</b>	-0.51	28.78	0.39	0.39	0.26	0.03	0.9	0	0.7	0.57	1.86	152.76	2.77	2.94	77
<b>0.90</b>	-0.59	23.81	0.41	0.28	0.44	0.26	0.16	0	0.09	0.08	2.4	160.17	3.01	3.15	78
<b>0.925</b>	-0.31	16.25	0.42	0.37	0.52	0.09	0.06	0	0.06	0.07	1.13	162.93	3.14	3.27	72
<b>0.95</b>	-0.29	15.09	0.71	0.42	0.69	0.54	0.03	0	0.08	0.09	0.95	165.55	2.84	2.95	55
<b>0.975</b>	-0.24	12.85	0.97	0.44	0.79	0.89	0.27	0	0.41	0.41	1.04	169.44	2.25	2.32	35
<b>0.99</b>	-0.65	16.12	0.97	0.44	0.62	0.34	0.27	0	0.76	0.77	1.02	170.36	1.72	1.76	16

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d’échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d’échantillon est reportée en dernière colonne (n). Une case vide indique que l’estimation n’est pas possible.

**Tableau A13 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d'hospitalisations à Montréal (jours de semaine), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	N
<b>0.75</b>	-0.31	19.98	0.07	0.2	0.03	0	0.17	0	0.05	0.04	1.82	165.73	2.88	3.03	124
<b>0.80</b>	-0.24	15.91	0.15	0.32	0.07	0.02	0.36	0	0.01	0.01	1.15	168.05	3.04	3.19	129
<b>0.85</b>	-0.2	13.79	0.25	0.36	0.16	0.09	0.06	0	0.01	0.01	0.86	170.16	3.07	3.2	128
<b>0.90</b>	-0.17	12.18	0.24	0.36	0.02	0.02	0.09	0	0.02	0.02	0.87	173.25	3	3.12	109
<b>0.925</b>	-0.14	10.91	0.49	0.39	0.11	0.21	0.05	0	0.05	0.03	0.81	175.1	2.94	3.05	90
<b>0.95</b>	-0.15	10.28	0.61	0.4	0.25	0.67	0.22	0	0.13	0.09	1	177.82	2.87	2.97	66
<b>0.975</b>	-0.08	8.54	0.63	0.4	0.18	0.91	0.03	0	0.15	0.15	1.09	179.58	3.09	3.19	42
<b>0.99</b>	-0.18	9.87	0.44	0.41	0.72	0.57	0.45	0	0.26	0.28	1.55	178.17	3.06	3.16	20
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	N
<b>0.75</b>	-0.65	25.55	0.16	0.25	0.03	0	0.17	0	0.05	0.04	2.88	165.73	2.88	3.03	124
<b>0.80</b>	-0.43	18.51	0.38	0.33	0.07	0.02	0.36	0	0.01	0.01	1.95	168.05	3.04	3.19	129
<b>0.85</b>	-0.31	15.12	0.39	0.36	0.16	0.09	0.06	0	0.01	0.01	1.35	170.16	3.07	3.2	128
<b>0.90</b>	-0.28	13.27	0.37	0.35	0.02	0.02	0.09	0	0.02	0.02	1.3	173.25	3	3.12	109
<b>0.925</b>	-0.18	11.26	0.52	0.38	0.11	0.21	0.05	0	0.05	0.03	0.93	175.1	2.94	3.05	90
<b>0.95</b>	-0.23	11.04	0.69	0.4	0.25	0.67	0.22	0	0.13	0.09	1.3	177.82	2.87	2.97	66
<b>0.975</b>	-0.13	8.94	0.71	0.4	0.18	0.91	0.03	0	0.15	0.15	1.27	179.58	3.09	3.19	42
<b>0.99</b>	-0.23	10.3	0.5	0.4	0.72	0.57	0.45	0	0.26	0.28	1.7	178.17	3.06	3.16	20

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau A14 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d’hospitalisations à Montréal (été), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	N
0.75	-0.46	26.07	0.22	0.32	0	0	0.4	0	0.68	0.64	1.93	157.52	1.77	1.88	128
0.80	-0.45	23.72	0.02	0.13	0.16	0	0.43	0	0.36	0.36	2.39	161.7	1.45	1.55	122
0.85	-0.4	19.79	0.04	0.19	0.62	0	0.15	0	0.43	0.4	1.92	164.01	1.58	1.67	123
0.90	-0.32	14.61	0.3	0.35	0.37	0.01	0.32	0	0.19	0.18	1.17	167.12	1.86	1.94	104
0.925	-0.29	13	0.45	0.39	0.67	0.03	0.15	0	0.16	0.16	0.97	168.18	1.91	1.99	96
0.95	-0.35	13.91	0.38	0.29	0.92	0.09	0.57	0	0.28	0.29	1.94	170.59	1.92	1.98	72
0.975	-0.18	8.26	0.54	0.44	0.57	0.07	0.32	0	0.27	0.28	0.91	172.85	2.01	2.06	41
0.99	-0.19	7.67	0.95	0.43	0.73	0.87	0.91	0	0.65	0.62	1.24	170.65	2.14	2.19	18
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	N
0.75	-0.75	31.99	0.96	0.43	0	0	0.4	0	0.68	0.64	1.44	157.52	1.77	1.88	128
0.80	-1.05	35.25	0.28	0.23	0.16	0	0.43	0	0.36	0.36	2.39	161.7	1.45	1.55	122
0.85	-0.89	27.77	0.4	0.31	0.62	0	0.15	0	0.43	0.4	1.98	164.01	1.58	1.67	123
0.90	-0.59	17.96	0.77	0.41	0.37	0.01	0.32	0	0.19	0.18	1.37	167.12	1.86	1.94	104
0.925	-0.49	15.32	0.82	0.42	0.67	0.03	0.15	0	0.16	0.16	1.17	168.18	1.91	1.99	96
0.95	-0.47	13.34	0.83	0.42	0.92	0.09	0.57	0	0.28	0.29	1.25	170.59	1.92	1.98	72
0.975	-0.29	9.06	0.77	0.44	0.57	0.07	0.32	0	0.27	0.28	1.11	172.85	2.01	2.06	41
0.99	-0.37	8.83	0.97	0.44	0.73	0.87	0.91	0	0.65	0.62	1.56	170.65	2.14	2.19	18

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau A15 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d’hospitalisations à Montréal (hiver), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	N
<b>0.75</b>	-0.38	23.4	0.01	0.12	0	0	0.43	0	0.09	0.09	2.37	166.37	2.1	2.24	159
<b>0.80</b>	-0.29	18.03	0.05	0.27	0	0	0.12	0	0.05	0.05	1.54	168.72	2.48	2.61	155
<b>0.85</b>	-0.31	17.23	0.23	0.18	0	0.14	0.01	0	0.04	0.04	2.13	170.98	2.78	2.9	141
<b>0.90</b>	-0.32	16.73	0.23	0.22	0.01	0.11	0.09	0	0.07	0.08	2.3	174.18	2.64	2.74	106
<b>0.925</b>	-0.21	12.41	0.64	0.4	0.15	0.41	0.28	0	0.14	0.09	1.21	176	2.58	2.68	90
<b>0.95</b>	-0.19	11.06	0.67	0.39	0.9	0.79	0.06	0	0.16	0.15	1.34	178.48	2.63	2.72	67
<b>0.975</b>	-0.14	9.35	0.57	0.38	0.09	0.89	0.89	0	0.29	0.26	1.5	180.19	2.85	2.94	42
<b>0.99</b>	0.16	5.22	0.77	0.4	0.92	0.94	0.18	0	0.36	0.35	1.77	176.4	3.59	3.7	15
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	N
<b>0.75</b>	-0.87	32.68	0.16	0.21	0	0	0.43	0	0.09	0.09	2.82	166.37	2.1	2.24	159
<b>0.80</b>	-0.57	22.14	0.47	0.34	0	0	0.12	0	0.05	0.05	2.01	168.72	2.48	2.61	155
<b>0.85</b>	-0.4	16.57	0.23	0.33	0	0.14	0.01	0	0.04	0.04	1.57	170.98	2.78	2.9	141
<b>0.90</b>	-0.44	16.23	0.49	0.37	0.01	0.11	0.09	0	0.07	0.08	1.71	174.18	2.64	2.74	106
<b>0.925</b>	-0.32	13.63	0.75	0.41	0.15	0.41	0.28	0	0.14	0.09	1.39	176	2.58	2.68	90
<b>0.95</b>	-0.35	12.57	0.82	0.41	0.9	0.79	0.06	0	0.16	0.15	1.69	178.48	2.63	2.72	67
<b>0.975</b>	-0.27	10.39	0.76	0.39	0.09	0.89	0.89	0	0.29	0.26	1.8	180.19	2.85	2.94	42
<b>0.99</b>	0.19	5.03	0.73	0.4	0.92	0.94	0.18	0	0.36	0.35	1.77	176.4	3.59	3.7	15

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests **KS, AD, MK, WW et WX**. Les tests de KS pour les distributions **EXP, LNO et GAM** sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (**RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam** respectivement pour les distributions **GPD, EXP, LNO et GAM**). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (**n**).

**Tableau A16 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d’hospitalisations à Montréal (global), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.38	24.56	0	0.02	0	0	0.25	0	0.12	0.1	2.73	164.09	1.86	2.01	269
0.80	-0.34	20.65	0	0.04	0	0	0.04	0	0.01	0.01	2.16	166.49	2.03	2.16	280
0.85	-0.27	16.27	0.01	0.16	0	0	0.04	0	0.01	0.01	1.41	169.2	2.37	2.48	257
0.90	-0.19	12.29	0.13	0.31	0.03	0.14	0.01	0	0	0	0.84	172.11	2.62	2.73	218
0.925	-0.19	12.01	0.18	0.31	0	0.08	0.03	0	0.01	0	0.88	173.8	2.54	2.64	187
0.95	-0.2	11.39	0.25	0.32	0.13	0.17	0.24	0	0.03	0.02	1.05	177.04	2.49	2.57	133
0.975	-0.16	9.5	0.4	0.35	0.31	0.57	0.04	0	0.04	0.04	1.15	180.58	2.62	2.7	77
0.99	-0.1	7.99	0.27	0.35	0.29	0.95	0.93	0	0.05	0.05	1.43	181.85	2.91	3	33
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.96	36.12	0.02	0.08	0	0	0.25	0	0.12	0.1	2.95	164.09	1.86	2.01	269
0.80	-0.82	29.04	0.05	0.11	0	0	0.04	0	0.01	0.01	2.56	166.49	2.03	2.16	280
0.85	-0.57	20.34	0.33	0.24	0	0	0.04	0	0.01	0.01	1.9	169.2	2.37	2.48	257
0.90	-0.3	13.55	0.21	0.31	0.03	0.14	0.01	0	0	0	1.14	172.11	2.62	2.73	218
0.925	-0.31	13.25	0.26	0.31	0	0.08	0.03	0	0.01	0	1.16	173.8	2.54	2.64	187
0.95	-0.37	13.14	0.45	0.35	0.13	0.17	0.24	0	0.03	0.02	1.48	177.04	2.49	2.57	133
0.975	-0.32	10.89	0.58	0.36	0.31	0.57	0.04	0	0.04	0.04	1.61	180.58	2.62	2.7	77
0.99	-0.23	8.89	0.45	0.33	0.29	0.95	0.93	0	0.05	0.05	1.78	181.85	2.91	3	33

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d’échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d’échantillon est reportée en dernière colonne (n).

## B- Hospitalisations à Québec

**Tableau B17 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d'hospitalisations à Québec (fins de semaine), selon les tailles de blocs en jours.**

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.26	31.56	7.6	0.36	0.32	0	0	0.38	0	0.02	0.11	0.5	27.58	1.12	0.68	583
14	-0.33	35.16	7.88	0.29	0.28	0	0	0.56	0	0.01	0.02	0.86	31.28	1.26	0.9	292
21	-0.36	36.78	8.11	0.55	0.31	0	0	0.26	0	0.03	0.06	1.03	32.88	1.3	0.96	195
30	-0.32	38.8	6.86	0.17	0.4	0	0	0.94	0	0.01	0.02	0.66	34.54	1.37	1.07	136
60	-0.37	41.52	6.94	0.71	0.42	0	0	0.89	0	0.18	0.27	0.81	36.85	1.65	1.38	68
90	-0.41	43.54	6.56	0.8	0.42	0	0	0.53	0	0.37	0.47	1	38.25	1.59	1.4	46
120	-0.44	44.43	6.62	0.96	0.47	0	0.01	0.69	0	0.6	0.68	0.91	38.87	1.64	1.44	34
180	-0.43	46.02	5.95	0.94	0.46	0	0.02	0.9	0	0.63	0.72	1.08	39.71	1.51	1.37	23
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.26	31.55	7.4	0.37	0.35	0	0	0.38	0	0.02	0.11	0.42	27.58	1.12	0.68	583
14	-0.36	35.31	7.52	0.36	0.39	0	0	0.56	0	0.01	0.02	0.67	31.28	1.26	0.9	292
21	-0.4	37.01	7.69	0.59	0.41	0	0	0.26	0	0.03	0.06	0.77	32.88	1.3	0.96	195
30	-0.38	38.86	6.95	0.21	0.42	0	0	0.94	0	0.01	0.02	0.62	34.54	1.37	1.07	136
60	-0.47	41.81	7.07	0.71	0.44	0	0	0.89	0	0.18	0.27	0.76	36.85	1.65	1.38	68
90	-0.5	43.58	6.71	0.89	0.43	0	0	0.53	0	0.37	0.47	0.96	38.25	1.59	1.4	46
120	-0.51	44.72	6.74	0.98	0.47	0	0.01	0.69	0	0.6	0.68	0.89	38.87	1.64	1.44	34
180	-0.44	46.03	5.94	0.94	0.45	0	0.02	0.9	0	0.63	0.72	1.08	39.71	1.51	1.37	23

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau B18 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d'hospitalisations à Québec (jours de semaine), selon les tailles de blocs en jours.**

Bloc	ML															n	
	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RME	RMSExp	RMSEln	RMSEgam		
7	-	40.7	6.5	0.0	0.1			0.6									29
14	0.23	40.7	6.5	0.0	0.1	0	0	0.6	0	0.02	0.05	1.08	37.34	1.3	1.07	2	2
21	-	41.9	6.7	0.0	0.2			0.3									19
21	0.24	41.9	6.7	0.0	0.2	0	0	0.3	0	0.02	0.06	1.25	38.35	1.51	1.27	5	5
30	-	43.5	6.4	0.0	0.2			0.1									13
30	0.24	43.5	6.4	0.0	0.2	0	0	0.1	0	0.01	0.02	1.25	39.87	1.45	1.26	6	6
60	-	45.9	6.4	0.0	0.2			0.5									68
60	0.25	45.9	6.4	0.0	0.2	0	0	0.5	0	0.03	0.04	1.57	41.68	1.69	1.55	4	4
90	-	47.1	6.0	0.3	0.3			0.7									46
90	0.23	47.1	6.0	0.3	0.3	0	0	0.7	0	0.26	0.32	1.46	42.39	1.45	1.37	3	3
120	-	48.6	5.9	0.2	0.2			0.7									34
120	0.25	48.6	5.9	0.2	0.2	0	0	0.7	0	0.16	0.2	1.94	43.51	1.89	1.83	4	4
180	-	50.0	5.5	0.5	0.3			0.7									23
180	0.23	50.0	5.5	0.5	0.3	0	0.11	0.7	0	0.48	0.53	1.88	43.94	1.78	1.77	1	1

Bloc	LMOM															n	
	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RME	RMSExp	RMSEln	RMSEgam		
7	-	38.4	6.9	0.0	0.1			0.1									58
7	0.38	38.4	6.9	0.0	0.1	0	0	0.1	0	0	0	0.8	34.5	1.56	1.21	3	3
14	-	41.2	6.5	0.4	0.3			0.6									29
14	0.38	41.2	6.5	0.4	0.3	0	0	0.6	0	0.02	0.05	0.83	37.34	1.3	1.07	2	2
21	-	42.5	6.7	0.4	0.3			0.3									19
21	0.42	42.5	6.7	0.4	0.3	0	0	0.3	0	0.02	0.06	0.94	38.35	1.51	1.27	4	4
30	-	44.2	6.6	0.3	0.3			0.1									13
30	0.46	44.2	6.6	0.3	0.3	0	0	0.1	0	0.01	0.02	1.02	39.87	1.45	1.26	8	8
60	-	46.7	6.5	0.4	0.3			0.5									68
60	0.52	46.7	6.5	0.4	0.3	0	0	0.5	0	0.03	0.04	1.34	41.68	1.69	1.55	5	5
90	-	47.8	6.2	0.7	0.3			0.7									46
90	0.45	47.8	6.2	0.7	0.3	0	0	0.7	0	0.26	0.32	1.42	42.39	1.45	1.37	2	2
120	-	49.3	5.7	0.4	0.3			0.7									34
120	0.47	49.3	5.7	0.4	0.3	0	0	0.7	0	0.16	0.2	1.86	43.51	1.89	1.83	8	8
180	-	50.4	5.2	0.7	0.3			0.7									23
180	0.32	50.4	5.2	0.7	0.3	0	0.11	0.7	0	0.48	0.53	1.84	43.94	1.78	1.77	2	2

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (respectivement RMSE, RMSExp, RMSEln et RMSEgam pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n). Une case vide indique que l'estimation n'est pas possible.



**Tableau B19 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d’hospitalisations à Québec (été), selon les tailles de blocs en jours.**

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.32	38.02	6.64	0.14	0.28	0	0	0.06	0	0.01	0.02	0.61	34.3	1.27	0.98	290
14	-0.35	40.38	6.47	0.35	0.37	0	0	0.35	0	0.18	0.3	0.6	36.38	1.21	0.98	145
21	-0.43	42.14	6.86	0.74	0.44	0	0	0.65	0	0.29	0.31	0.6	37.78	1.78	1.48	97
30	-0.44	43.35	6.53	0.57	0.43	0	0	0.67	0	0.15	0.17	0.69	38.7	1.54	1.33	68
60	-0.57	46.2	6.48	0.39	0.42	0	0	0.43	0	0.05	0.06	0.98	40.6	2.29	2.07	34
90	-0.62	47.88	5.94	0.61	0.42	0	0.11	0.74	0	0.11	0.13	1.16	41.31	2.12	1.94	23
120	-0.69	49.41	5.46	0.91	0.43	0	0.18	0.22	0	0.43	0.49	1.19	41.96	2.19	2.04	17
180																
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.34	38.12	6.57	0.12	0.28	0	0	0.06	0	0.01	0.02	0.6	34.3	1.27	0.98	290
14	-0.32	40.29	6.37	0.46	0.38	0	0	0.35	0	0.18	0.3	0.61	36.38	1.21	0.98	145
21	-0.47	42.25	6.94	0.81	0.45	0	0	0.65	0	0.29	0.31	0.58	37.78	1.78	1.48	97
30	-0.45	43.35	6.68	0.65	0.43	0	0	0.67	0	0.15	0.17	0.7	38.7	1.54	1.33	68
60	-0.75	46.73	6.73	0.73	0.43	0	0	0.43	0	0.05	0.06	0.91	40.6	2.29	2.07	34
90	-0.76	48.14	6.24	0.74	0.43	0	0.11	0.74	0	0.11	0.13	1.15	41.31	2.12	1.94	23
120	-0.9	49.75	5.75	0.73	0.42	0	0.18	0.22	0	0.43	0.49	1.11	41.96	2.19	2.04	17
180	-0.98	51.3	4.86	0.76	0.41	0.07	0.83	0.96	0	0.43	0.5	1.38	42.41	2.48	2.34	12

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d’échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (respectivement RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d’échantillon est reportée en dernière colonne (n). Une case vide indique que l’estimation n’est pas possible.

**Tableau B20 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d’hospitalisations à Québec (hiver), selon les tailles de blocs en jours.**

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
<b>7</b>																
<b>14</b>	-0.24	42.67	6.58	0.02	0.16	0	0	0.18	0	0	0.01	1.41	39.05	1.54	1.35	147
<b>21</b>	-0.23	44.24	6.19	0.13	0.27	0	0	0.58	0	0.07	0.12	1.28	40.34	1.28	1.15	98
<b>30</b>	-0.22	45.26	6	0.44	0.37	0	0	0.67	0	0.32	0.41	1.18	41.07	1.13	1.05	69
<b>60</b>	-0.21	47.49	5.98	0.64	0.43	0	0.02	0.88	0	0.58	0.66	1.22	42.14	1.13	1.1	35
<b>90</b>	-0.12	49.17	4.86	0.79	0.44	0	0.12	0.85	0	0.72	0.66	1.08	42.81	1.15	1.19	23
<b>120</b>	-0.07	49.88	4.7	0.95	0.48	0.01	0.02	0.96	0	1	0.99	0.89	42.68	1.09	1.15	18
<b>180</b>	0.05	51.47	3.99	1	0.5	0	0.01	0.72	0	0.97	0.96	0.72	42.69	1.26	1.31	12
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
<b>7</b>	-0.43	40.81	6.67	0.11	0.23	0	0	0.57	0	0	0	0.98	36.78	1.5	1.25	294
<b>14</b>	-0.45	43.39	6.54	0.13	0.29	0	0	0.18	0	0	0.01	1.16	39.05	1.54	1.35	147
<b>21</b>	-0.38	44.74	6.11	0.31	0.36	0	0	0.58	0	0.07	0.12	1.17	40.34	1.28	1.15	98
<b>30</b>	-0.36	45.8	6.03	0.68	0.42	0	0	0.67	0	0.32	0.41	1.12	41.07	1.13	1.05	69
<b>60</b>	-0.32	47.92	6	0.78	0.44	0	0.02	0.88	0	0.58	0.66	1.21	42.14	1.13	1.1	35
<b>90</b>	-0.13	49.14	4.85	0.81	0.45	0	0.12	0.85	0	0.72	0.66	1.09	42.81	1.15	1.19	23
<b>120</b>	-0.08	49.8	4.96	0.94	0.48	0.01	0.02	0.96	0	1	0.99	0.88	42.68	1.09	1.15	18
<b>180</b>	0.05	51.28	4.34	1	0.5	0	0.01	0.72	0	0.97	0.96	0.65	42.69	1.26	1.31	12

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d’échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (respectivement RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d’échantillon est reportée en dernière colonne (n). Une case vide indique que l’estimation n’est pas possible.

**Tableau B21 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics d'hospitalisations à Québec (global), selon les tailles de blocs en jours.**

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.23	38.72	6.79	0	0.06	0	0	0.04	0	0	0	0.99	35.4	1.33	1.03	583
14	-0.23	41.5	6.43	0.12	0.19	0	0	0.89	0	0.02	0.04	0.99	38.11	1.19	0.97	292
21	-0.25	42.78	6.66	0.24	0.22	0	0	0.16	0	0.04	0.06	1.15	39.18	1.45	1.21	195
30	-0.25	44.23	6.47	0.03	0.23	0	0	0.03	0	0.01	0.01	1.25	40.63	1.48	1.29	136
60	-0.27	46.45	6.4	0.09	0.25	0	0	0.23	0	0.04	0.06	1.56	42.32	1.73	1.57	68
90	-0.24	47.68	5.95	0.26	0.35	0	0	0.86	0	0.22	0.28	1.38	42.96	1.34	1.26	46
120	-0.25	49.15	5.79	0.41	0.33	0	0.01	0.46	0	0.33	0.38	1.6	43.84	1.54	1.49	34
180	-0.19	50.59	4.95	0.77	0.43	0	0.2	0.61	0	0.8	0.82	1.33	44.35	1.26	1.28	23
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.37	39.26	6.82	0.06	0.22	0	0	0.04	0	0	0	0.69	35.4	1.33	1.03	583
14	-0.38	41.99	6.51	0.5	0.34	0	0	0.89	0	0.02	0.04	0.75	38.11	1.19	0.97	292
21	-0.44	43.37	6.74	0.56	0.37	0	0	0.16	0	0.04	0.06	0.85	39.18	1.45	1.21	195
30	-0.48	45.02	6.66	0.31	0.36	0	0	0.03	0	0.01	0.01	0.99	40.63	1.48	1.29	136
60	-0.53	47.39	6.48	0.42	0.36	0	0	0.23	0	0.04	0.06	1.3	42.32	1.73	1.57	68
90	-0.41	48.26	5.96	0.6	0.41	0	0	0.86	0	0.22	0.28	1.3	42.96	1.34	1.26	46
120	-0.41	49.61	5.67	0.6	0.39	0	0.01	0.46	0	0.33	0.38	1.54	43.84	1.54	1.49	34
180	-0.19	50.62	4.69	0.78	0.44	0	0.2	0.61	0	0.8	0.82	1.31	44.35	1.26	1.28	23

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (respectivement RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau B22 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d’hospitalisations à Québec (fins de semaine), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.58	16.58	0.24	0.33	0	0	0.36	0	0.18	0.19	1	34.01	1.01	1.01	108
0.80	-0.54	14.41	0.1	0.26	0	0	0.83	0	0.26	0.26	0.99	35.37	0.9	0.94	114
0.85	-0.46	11.1	0.01	0.16	0.07	0.05	0.19	0	0.09	0.06	1.02	37.53	0.75	0.84	115
0.90	-0.35	7.82	0	0.16	0.13	0.92	0.18	0	0.01	0.01	0.64	39.09	1.05	1.12	108
0.925	-0.39	7.69	0.11	0.14	0.45	0.87	0.08	0	0.08	0.05	0.85	40.37	1.05	1.11	92
0.95	-0.33	6.25	0.11	0.26	0.05	0.29	0.28	0	0.07	0.07	0.56	42.05	0.98	1.03	63
0.975	-0.29	4.94	0.16	0.29	0.09	0.62	0.19	0	0.16	0.17	0.47	43.61	1.02	1.07	36
0.99	-0.46	5.38	0.57	0.36	1	0.97	0.62	0	0.49	0.56	0.65	44.32	0.9	0.93	15
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.87	20.17	0.87	0.39	0	0	0.36	0	0.18	0.19	0.83	34.01	1.01	1.01	108
0.80	-0.86	17.77	0.67	0.31	0	0	0.83	0	0.26	0.26	0.89	35.37	0.9	0.94	114
0.85	-0.98	15.52	0.09	0.17	0.07	0.05	0.19	0	0.09	0.06	1.27	37.53	0.75	0.84	115
0.90	-0.69	9.94	0.05	0.14	0.13	0.92	0.18	0	0.01	0.01	1.02	39.09	1.05	1.12	108
0.925	-0.48	7.4	0.09	0.21	0.45	0.87	0.08	0	0.08	0.05	0.65	40.37	1.05	1.11	92
0.95	-0.62	7.66	0.26	0.25	0.05	0.29	0.28	0	0.07	0.07	0.84	42.05	0.98	1.03	63
0.975	-0.41	5.39	0.22	0.28	0.09	0.62	0.19	0	0.16	0.17	0.59	43.61	1.02	1.07	36
0.99	-0.66	6.08	0.74	0.35	1	0.97	0.62	0	0.49	0.56	0.78	44.32	0.9	0.93	15

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d’échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d’échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau B23 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d’hospitalisations à Québec (jours de semaine), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.27	8.34	0	0.1	0.05	0.14	0.11	0	0.01	0.01	1.04	40.73	1.07	1.15	184
0.80	-0.25	7.6	0.01	0.11	0.02	0.5	0	0	0.03	0.01	0.95	41.36	1.07	1.15	181
0.85	-0.24	6.89	0	0.06	0.12	0.75	0.14	0	0.03	0.04	1.11	43.35	1.01	1.07	153
0.90	-0.2	5.7	0	0.07	0.59	0.88	0.03	0	0.02	0.02	0.99	44.71	1.11	1.17	125
0.925	-0.19	5.26	0	0.06	0.57	0.74	0.25	0	0.02	0.02	1	45.49	1.18	1.23	107
0.95	-0.14	4.6	0	0.08	0.19	0.66	0.01	0	0.02	0.01	0.89	45.97	1.28	1.33	97
0.975	-0.07	3.59	0.01	0.15	0.74	0.16	0.24	0	0.05	0.02	0.9	47.46	1.58	1.65	46
0.99	0	3.27	0.08	0.27	0.74	0.68	0.07	0	0.17	0.11	0.98	47.52	1.86	1.95	23
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.64	11.07	0.11	0.17	0.05	0.14	0.11	0	0.01	0.01	0.97	40.73	1.07	1.15	184
0.80	-0.56	9.66	0.05	0.15	0.02	0.5	0	0	0.03	0.01	0.91	41.36	1.07	1.15	181
0.85	-0.79	10.23	0.11	0.13	0.12	0.75	0.14	0	0.03	0.04	1.2	43.35	1.01	1.07	153
0.90	-0.72	8.39	0.06	0.11	0.59	0.88	0.03	0	0.02	0.02	1.24	44.71	1.11	1.17	125
0.925	-0.8	8.24	0.08	0.09	0.57	0.74	0.25	0	0.02	0.02	1.37	45.49	1.18	1.23	107
0.95	-0.61	6.51	0.03	0.09	0.19	0.66	0.01	0	0.02	0.01	1.27	45.97	1.28	1.33	97
0.975	-0.43	4.83	0.06	0.15	0.74	0.16	0.24	0	0.05	0.02	1.39	47.46	1.58	1.65	46
0.99	-0.23	4.02	0.19	0.26	0.74	0.68	0.07	0	0.17	0.11	1.38	47.52	1.86	1.95	23

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d’échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d’échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau B24 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d’hospitalisations à Québec (été), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
<b>0.75</b>	-0.45	9.93	0	0.09	0.01	0	0.06	0	0	0	0.77	38.17	0.98	1.05	185
<b>0.80</b>	-0.42	8.94	0	0.08	0.03	0.01	0	0	0	0	0.68	38.7	1.07	1.14	177
<b>0.85</b>	-0.39	7.58	0.01	0.1	0.31	0.08	0	0	0	0	0.53	39.97	1.17	1.24	156
<b>0.90</b>	-0.42	7.19	0.03	0.14	0.17	0.51	0.01	0	0.01	0.01	0.46	41.71	1.01	1.06	115
<b>0.925</b>	-0.59	9.1	0.14	0.12	0.02	0.1	0.99	0	0.02	0.02	0.84	42.86	0.83	0.86	91
<b>0.95</b>	-0.5	7.31	0.14	0.25	0.04	0.17	0.61	0	0.09	0.12	0.54	43.78	0.71	0.74	77
<b>0.975</b>	-0.43	4.73	0.07	0.22	0.19	0.75	0.53	0	0.1	0.1	0.51	46.2	0.66	0.69	43
<b>0.99</b>	-0.63	4.69	0.35	0.27	0.93	0.94	0.17	0	0.21	0.23	0.63	46.24	0.63	0.65	16
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
<b>0.75</b>	-0.83	12.77	0.01	0.05	0.01	0	0.06	0	0	0	1.11	38.17	0.98	1.05	185
<b>0.80</b>	-0.72	10.95	0.01	0.05	0.03	0.01	0	0	0	0	1.01	38.7	1.07	1.14	177
<b>0.85</b>	-0.48	8.11	0.02	0.08	0.31	0.08	0	0	0	0	0.63	39.97	1.17	1.24	156
<b>0.90</b>	-0.45	7.35	0.04	0.14	0.17	0.51	0.01	0	0.01	0.01	0.46	41.71	1.01	1.06	115
<b>0.925</b>	-0.64	8.47	0.18	0.24	0.02	0.1	0.99	0	0.02	0.02	0.49	42.86	0.83	0.86	91
<b>0.95</b>	-0.77	8.79	0.29	0.25	0.04	0.17	0.61	0	0.09	0.12	0.55	43.78	0.71	0.74	77
<b>0.975</b>	-0.84	6.18	0.2	0.18	0.19	0.75	0.53	0	0.1	0.1	0.68	46.2	0.66	0.69	43
<b>0.99</b>	-0.79	4.71	0.42	0.3	0.93	0.94	0.17	0	0.21	0.23	0.59	46.24	0.63	0.65	16

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d’échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d’échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau B25 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d'hospitalisations à Québec (hiver), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.28	9.29	0	0.01	0	0.04	0.38	0	0.13	0.1	1.66	40.69	0.86	0.94	193
0.80	-0.25	7.47	0	0.02	0.01	0.32	0	0	0.01	0.01	1.19	41.7	1.05	1.12	187
0.85	-0.22	6.71	0	0.02	0.04	0.74	0.27	0	0.01	0.01	1.06	42.31	1.14	1.21	175
0.90	-0.15	5.29	0	0.07	0.66	0.94	0.46	0	0	0	0.78	43.36	1.31	1.38	143
0.925	-0.12	4.65	0	0.1	0.29	0.82	0.01	0	0	0	0.75	44.75	1.43	1.5	96
0.95	-0.1	4.32	0	0.11	0.04	0.81	0.11	0	0.01	0.01	0.73	45.33	1.51	1.58	77
0.975	-0.11	4.49	0.07	0.25	0.72	0.88	0.15	0	0.15	0.1	0.88	46.48	1.57	1.64	41
0.99	-0.05	3.96	0.32	0.29	0.33	0.88	0.02	0	0.21	0.23	1	46.85	1.87	1.95	18
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-1.08	15.66	0	0.05	0	0.04	0.38	0	0.13	0.1	1.53	40.69	0.86	0.94	193
0.80	-0.89	11.67	0	0.04	0.01	0.32	0	0	0.01	0.01	1.45	41.7	1.05	1.12	187
0.85	-0.82	10.29	0	0.04	0.04	0.74	0.27	0	0.01	0.01	1.43	42.31	1.14	1.21	175
0.90	-0.52	7.03	0.01	0.07	0.66	0.94	0.46	0	0	0	1.19	43.36	1.31	1.38	143
0.925	-0.45	6.01	0.02	0.09	0.29	0.82	0.01	0	0	0	1.2	44.75	1.43	1.5	96
0.95	-0.36	5.37	0.02	0.1	0.04	0.81	0.11	0	0.01	0.01	1.15	45.33	1.51	1.58	77
0.975	-0.4	5.68	0.2	0.25	0.72	0.88	0.15	0	0.15	0.1	1.3	46.48	1.57	1.64	41
0.99	-0.22	4.62	0.48	0.3	0.33	0.88	0.02	0	0.21	0.23	1.31	46.85	1.87	1.95	18

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau B26 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics d'hospitalisations à Québec (global), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.29	9.14	0	0.01	0	0	0.57	0	0	0	1.24	39.6	0.86	0.95	357
0.80	-0.24	7.47	0	0.01	0.01	0.08	0	0	0	0	0.96	40.82	0.97	1.05	350
0.85	-0.23	6.85	0	0.02	0.02	0.32	0.05	0	0	0	0.84	41.44	1.02	1.09	325
0.90	-0.21	5.97	0	0.02	0.02	0.67	0	0	0	0	0.82	43.13	1.04	1.1	254
0.925	-0.19	5.47	0	0.03	0.16	0.93	0.05	0	0	0	0.77	43.85	1.08	1.14	221
0.95	-0.18	5.02	0	0.04	0.17	0.89	0	0	0	0	0.85	45.51	1.13	1.19	150
0.975	-0.12	3.97	0	0.09	0.64	0.95	0.32	0	0.01	0.01	0.81	47.41	1.34	1.4	74
0.99	-0.04	3.37	0.04	0.23	0.66	0.68	0.03	0	0.12	0.08	0.89	48.28	1.66	1.74	29
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.86	13.72	0	0.04	0	0	0.57	0	0	0	1.14	39.6	0.86	0.95	357
0.80	-0.71	10.6	0	0.03	0.01	0.08	0	0	0	0	1	40.82	0.97	1.05	350
0.85	-0.61	9.19	0	0.03	0.02	0.32	0.05	0	0	0	0.92	41.44	1.02	1.09	325
0.90	-0.65	8.4	0	0.03	0.02	0.67	0	0	0	0	1.03	43.13	1.04	1.1	254
0.925	-0.59	7.51	0	0.03	0.16	0.93	0.05	0	0	0	0.99	43.85	1.08	1.14	221
0.95	-0.68	7.22	0.01	0.04	0.17	0.89	0	0	0	0	1.19	45.51	1.13	1.19	150
0.975	-0.55	5.6	0.03	0.09	0.64	0.95	0.32	0	0.01	0.01	1.27	47.41	1.34	1.4	74
0.99	-0.31	4.23	0.13	0.21	0.66	0.68	0.03	0	0.12	0.08	1.29	48.28	1.66	1.74	29

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).



## C- Décès à Montréal

**Tableau C27 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Montréal (fins de semaine), selon les tailles de blocs en jours.**

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.1	18.48	4.19	0	0.01	0	0	0	0	0	0	0.56	16.15	0.51	0.47	1618
14	-0.1	20.4	4.16	0	0.05	0	0	0.13	0	0	0.01	0.65	18.03	0.56	0.59	809
21	-0.09	21.5	4.15	0.01	0.11	0	0	0.11	0	0.01	0.06	0.71	19.05	0.63	0.68	540
30	-0.08	22.24	4.1	0.07	0.21	0	0	0.82	0	0.18	0.17	0.71	19.67	0.68	0.77	378
60	-0.06	23.86	4.23	0.27	0.32	0	0	0.52	0	0.49	0.42	0.83	21.01	0.86	0.96	189
90	-0.05	24.96	4.21	0.12	0.34	0	0	0.71	0	0.29	0.26	0.94	21.92	1.03	1.13	126
120	-0.05	25.57	4.45	0.35	0.37	0	0.01	0.42	0	0.52	0.34	1.01	22.24	1.1	1.2	95
180	0.02	27.15	3.79	0.37	0.42	0	0.08	0.08	0	0.4	0.32	0.99	23.6	1.44	1.55	63
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.17	18.65	4.21	0	0.01	0	0	0	0	0	0	0.55	16.15	0.51	0.47	1618
14	-0.16	20.57	4.14	0.01	0.08	0	0	0.13	0	0	0.01	0.65	18.03	0.56	0.59	809
21	-0.16	21.64	4.11	0.03	0.15	0	0	0.11	0	0.01	0.06	0.73	19.05	0.63	0.68	540
30	-0.13	22.36	4.09	0.19	0.24	0	0	0.82	0	0.18	0.17	0.75	19.67	0.68	0.77	378
60	-0.13	24.01	4.3	0.48	0.33	0	0	0.52	0	0.49	0.42	0.92	21.01	0.86	0.96	189
90	-0.11	25.1	4.28	0.22	0.35	0	0	0.71	0	0.29	0.26	1.04	21.92	1.03	1.13	126
120	-0.1	25.68	4.47	0.47	0.39	0	0.01	0.42	0	0.52	0.34	1.08	22.24	1.1	1.2	95
180	0.04	27.12	3.73	0.32	0.42	0	0.08	0.08	0	0.4	0.32	0.97	23.6	1.44	1.55	63

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau C28 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Montréal (jours de semaine), selon les tailles de blocs en jours.**

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.15	19.52	4.3	0	0.02	0	0	0.01	0	0	0	0.39	17.09	0.46	0.34	1618
14	-0.14	21.34	4.16	0	0.09	0	0	0.64	0	0	0.01	0.4	18.92	0.39	0.38	809
21	-0.17	22.33	4.33	0.01	0.11	0	0	0.72	0	0	0.01	0.52	19.84	0.52	0.46	540
30	-0.15	23.12	4.24	0.03	0.15	0	0	0.54	0	0.02	0.07	0.54	20.59	0.51	0.5	378
60	-0.16	24.73	4.36	0.17	0.28	0	0	0.14	0	0.2	0.17	0.57	21.96	0.55	0.56	189
90	-0.14	25.7	4.22	0.16	0.29	0	0	0.14	0	0.17	0.17	0.67	22.82	0.65	0.69	126
120	-0.17	26.47	4.46	0.33	0.37	0	0	0.61	0	0.3	0.4	0.63	23.36	0.63	0.63	95
180	-0.14	27.56	4.17	0.46	0.38	0	0.09	0.63	0	0.4	0.3	0.73	24.26	0.74	0.77	63
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.18	19.59	4.33	0	0.02	0	0	0.01	0	0	0	0.4	17.09	0.46	0.34	1618
14	-0.17	21.42	4.19	0.01	0.09	0	0	0.64	0	0	0.01	0.42	18.92	0.39	0.38	809
21	-0.2	22.43	4.28	0.02	0.14	0	0	0.72	0	0	0.01	0.54	19.84	0.52	0.46	540
30	-0.2	23.23	4.25	0.08	0.17	0	0	0.54	0	0.02	0.07	0.57	20.59	0.51	0.5	378
60	-0.18	24.8	4.36	0.16	0.29	0	0	0.14	0	0.2	0.17	0.59	21.96	0.55	0.56	189
90	-0.16	25.75	4.19	0.19	0.3	0	0	0.14	0	0.17	0.17	0.68	22.82	0.65	0.69	126
120	-0.18	26.49	4.45	0.35	0.37	0	0	0.61	0	0.3	0.4	0.64	23.36	0.63	0.63	95
180	-0.11	27.51	4.1	0.54	0.39	0	0.09	0.63	0	0.4	0.3	0.73	24.26	0.74	0.77	63

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (respectivement RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau C29 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Montréal (été), selon les tailles de blocs en jours.**

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7																
14																
21																
30	-0.05	22.61	3.82	0.01	0.12	0	0	0.03	0	0.02	0.05	1.25	20.1	1.26	1.31	191
60	-0.02	23.96	3.97	0.17	0.18	0	0	0.7	0	0.21	0.16	1.48	20.96	1.61	1.7	96
90	-0.02	25.01	4.24	0.07	0.19	0	0	0.07	0	0.14	0.09	1.74	21.6	1.89	1.98	64
120	-0.01	25.23	4.57	0.04	0.24	0	0.01	0.42	0	0.08	0.13	1.83	21.33	2.03	2.14	48
180	-0.02	26.44	4.93	0.15	0.32	0	0.05	0.75	0	0.24	0.31	1.95	21.76	2.17	2.3	32
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.2	19.68	3.75	0	0.04	0	0	0.48	0	0	0	0.83	17.4	0.72	0.73	815
14	-0.19	21.21	3.74	0.03	0.13	0	0	0.08	0	0.01	0.03	1.03	18.79	0.91	0.96	408
21	-0.21	22.11	3.97	0.07	0.18	0	0	0.08	0	0.01	0.04	1.24	19.47	1.08	1.13	272
30	-0.19	22.88	3.96	0.06	0.19	0	0	0.03	0	0.02	0.05	1.4	20.1	1.26	1.31	191
60	-0.14	24.24	4.13	0.21	0.21	0	0	0.7	0	0.21	0.16	1.69	20.96	1.61	1.7	96
90	-0.14	25.32	4.35	0.15	0.22	0	0	0.07	0	0.14	0.09	1.97	21.6	1.89	1.98	64
120	-0.1	25.5	4.68	0.07	0.24	0	0.01	0.42	0	0.08	0.13	2.04	21.33	2.03	2.14	48
180	-0.03	26.54	4.74	0.16	0.33	0	0.05	0.75	0	0.24	0.31	2.01	21.76	2.17	2.3	32

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (respectivement RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n). Une case vide indique que l'estimation n'est pas possible.

**Tableau C30 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Montréal (hiver), selon les tailles de blocs en jours.**

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.17	22.44	4.26	0.02	0.09	0	0	0.31	0	0	0.03	0.37	19.99	0.4	0.34	803
14	-0.18	24.23	4.33	0.05	0.2	0	0	0.66	0	0.03	0.07	0.41	21.66	0.44	0.39	402
21	-0.16	25.22	4.18	0.04	0.27	0	0	0.68	0	0.03	0.08	0.4	22.63	0.41	0.4	268
30	-0.19	26.06	4.26	0.05	0.23	0	0	0.39	0	0.03	0.06	0.54	23.36	0.54	0.52	188
60	-0.18	27.8	4.18	0.23	0.36	0	0	0.36	0	0.23	0.29	0.54	24.79	0.55	0.56	94
90	-0.18	28.66	4.12	0.72	0.41	0	0	0.55	0	0.73	0.68	0.54	25.41	0.56	0.57	63
120	-0.27	29.84	4.41	0.82	0.43	0	0	0.35	0	0.64	0.74	0.55	26.22	0.66	0.59	47
180	-0.4	30.8	5.1	0.75	0.42	0	0	0.4	0	0.46	0.54	0.76	26.38	1.09	0.96	32
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.18	22.49	4.25	0.03	0.09	0	0	0.31	0	0	0.03	0.37	19.99	0.4	0.34	803
14	-0.19	24.26	4.29	0.06	0.22	0	0	0.66	0	0.03	0.07	0.41	21.66	0.44	0.39	402
21	-0.18	25.25	4.21	0.05	0.27	0	0	0.68	0	0.03	0.08	0.41	22.63	0.41	0.4	268
30	-0.2	26.09	4.19	0.06	0.23	0	0	0.39	0	0.03	0.06	0.55	23.36	0.54	0.52	188
60	-0.15	27.74	4.12	0.19	0.36	0	0	0.36	0	0.23	0.29	0.54	24.79	0.55	0.56	94
90	-0.16	28.6	4.17	0.64	0.42	0	0	0.55	0	0.73	0.68	0.54	25.41	0.56	0.57	63
120	-0.26	29.78	4.5	0.87	0.43	0	0	0.35	0	0.64	0.74	0.55	26.22	0.66	0.59	47
180	-0.37	30.68	5.21	0.83	0.43	0	0	0.4	0	0.46	0.54	0.76	26.38	1.09	0.96	32

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (respectivement RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau C31 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Montréal (global), selon les tailles de blocs en jours.**

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.1	20.84	4.12	0	0.01	0	0	0	0	0	0	0.51	18.49	0.43	0.45	1618
14	-0.1	22.47	4.15	0	0.05	0	0	0.09	0	0	0.03	0.56	20	0.5	0.56	809
21	-0.11	23.31	4.31	0.01	0.08	0	0	0.48	0	0.01	0.02	0.68	20.74	0.61	0.66	540
30	-0.09	24.06	4.2	0.02	0.13	0	0	0.71	0	0.05	0.02	0.69	21.45	0.66	0.75	378
60	-0.08	25.73	4.4	0.15	0.27	0	0	0.28	0	0.13	0.07	0.76	22.77	0.78	0.88	189
90	-0.06	26.61	4.38	0.09	0.29	0	0	0.21	0	0.18	0.1	0.85	23.41	0.96	1.07	126
120	-0.06	27.39	4.53	0.41	0.4	0	0	0.44	0	0.35	0.22	0.81	23.94	0.93	1.05	95
180	0.03	28.66	3.91	0.56	0.41	0	0.05	0.29	0	0.3	0.22	0.8	25	1.27	1.39	63
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.16	20.97	4.16	0	0.01	0	0	0	0	0	0	0.51	18.49	0.43	0.45	1618
14	-0.16	22.59	4.2	0.01	0.08	0	0	0.09	0	0	0.03	0.6	20	0.5	0.56	809
21	-0.17	23.46	4.31	0.02	0.1	0	0	0.48	0	0.01	0.02	0.73	20.74	0.61	0.66	540
30	-0.15	24.24	4.26	0.04	0.15	0	0	0.71	0	0.05	0.02	0.77	21.45	0.66	0.75	378
60	-0.12	25.83	4.35	0.17	0.28	0	0	0.28	0	0.13	0.07	0.81	22.77	0.78	0.88	189
90	-0.08	26.66	4.29	0.1	0.3	0	0	0.21	0	0.18	0.1	0.87	23.41	0.96	1.07	126
120	-0.06	27.4	4.47	0.41	0.4	0	0	0.44	0	0.35	0.22	0.82	23.94	0.93	1.05	95
180	0.05	28.59	3.83	0.49	0.41	0	0.05	0.29	0	0.3	0.22	0.76	25	1.27	1.39	63

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (respectivement RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau C32 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Montréal (fins de semaine), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.11	5.18	0	0	0	0.01	0.05	0	0	0	0.85	20.8	1.34	1.43	361
0.80	-0.1	4.93	0	0	0	0.04	0	0	0	0	0.89	21.7	1.36	1.45	334
0.85	-0.09	4.61	0	0	0.05	0.07	0	0	0	0	0.84	22.56	1.39	1.46	298
0.90	-0.08	4.33	0	0.01	0.22	0.22	0	0	0	0	0.94	24.39	1.51	1.57	196
0.925	-0.08	4.33	0	0.01	0.22	0.22	0	0	0	0	0.94	24.39	1.51	1.57	196
0.95	-0.02	3.57	0	0.01	0.97	0.19	0	0	0	0	0.93	25.77	1.77	1.83	130
0.975	0.01	3.71	0	0.12	0.32	0.39	0.56	0	0.01	0.01	1.05	27.13	2	2.07	61
0.99	0.03	3.83	0.07	0.26	0.28	0.82	0.42	0	0.11	0.09	1.3	28.28	2.28	2.35	32
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.48	6.99	0	0	0	0.01	0.05	0	0	0	1.34	20.8	1.34	1.43	361
0.80	-0.48	6.59	0	0	0	0.04	0	0	0	0	1.34	21.7	1.36	1.45	334
0.85	-0.44	6.11	0	0	0.05	0.07	0	0	0	0	1.29	22.56	1.39	1.46	298
0.90	-0.49	6.02	0	0.01	0.22	0.22	0	0	0	0	1.5	24.39	1.51	1.57	196
0.925	-0.49	6.02	0	0.01	0.22	0.22	0	0	0	0	1.5	24.39	1.51	1.57	196
0.95	-0.32	4.65	0	0.01	0.97	0.19	0	0	0	0	1.51	25.77	1.77	1.83	130
0.975	-0.17	4.4	0.01	0.11	0.32	0.39	0.56	0	0.01	0.01	1.45	27.13	2	2.07	61
0.99	-0.12	4.44	0.14	0.26	0.28	0.82	0.42	0	0.11	0.09	1.63	28.28	2.28	2.35	32

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau C33 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Montréal (jours de semaine), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.23	5.87	0	0	0	0	0	0	0	0	0.68	21.2	1.01	1.1	463
0.80	-0.21	5.41	0	0	0.01	0	0.19	0	0	0	0.63	22.01	1.03	1.11	454
0.85	-0.19	4.98	0	0	0.04	0	0	0	0	0	0.6	22.81	1.07	1.14	410
0.90	-0.26	5.38	0	0	0.43	0.01	0	0	0	0	0.99	24.59	1.1	1.16	285
0.925	-0.17	4.25	0	0	0.16	0.04	0.12	0	0	0	0.62	25.49	1.14	1.19	230
0.95	-0.15	3.91	0	0	0.28	0.16	0.93	0	0	0	0.58	26.24	1.19	1.25	182
0.975	-0.16	3.92	0	0.02	0.86	0.26	0	0	0	0	0.57	27.9	1.19	1.24	97
0.99	-0.41	5.55	0.06	0.16	0.75	0.31	0.11	0	0.01	0.01	0.8	29.9	1.03	1.08	42
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.6	7.8	0	0	0	0	0	0	0	0	1.09	21.2	1.01	1.1	463
0.80	-0.56	7.04	0	0	0.01	0	0.19	0	0	0	1.03	22.01	1.03	1.11	454
0.85	-0.51	6.31	0	0	0.04	0	0	0	0	0	0.98	22.81	1.07	1.14	410
0.90	-0.51	5.7	0	0	0.43	0.01	0	0	0	0	1	24.59	1.1	1.16	285
0.925	-0.53	5.56	0	0	0.16	0.04	0.12	0	0	0	1.05	25.49	1.14	1.19	230
0.95	-0.43	4.9	0	0	0.28	0.16	0.93	0	0	0	0.97	26.24	1.19	1.25	182
0.975	-0.32	4.46	0	0.02	0.86	0.26	0	0	0	0	0.76	27.9	1.19	1.24	97
0.99	-0.78	7	0.05	0.12	0.75	0.31	0.11	0	0.01	0.01	1.08	29.9	1.03	1.08	42

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau C34 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Montréal (été), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.1	4.79	0	0	0	0.23	0.35	0	0	0	1.15	20.08	1.23	1.3	446
0.80	-0.08	4.21	0	0	0	0.76	0	0	0	0	1.05	20.77	1.32	1.38	408
0.85	-0.06	3.81	0	0	0.12	0.97	0.01	0	0	0	1.06	21.58	1.42	1.47	345
0.90	-0.05	3.6	0	0	0.59	0.77	0.29	0	0	0	1.13	22.42	1.55	1.6	271
0.925	-0.05	3.6	0	0	0.59	0.77	0.29	0	0	0	1.13	22.42	1.55	1.6	271
0.95	0.16	1.99	0	0	0.92	0.94	0	0	0	0	0.82	23.16	1.71	1.76	209
0.975	0.04	2.97	0	0.01	0.08	0.9	0	0	0	0	1.4	24.54	2.18	2.24	104
0.99	0.17	2.34	0	0.02	0.64	0.59	0.75	0	0	0	1.59	25.31	2.83	2.93	51
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.65	7.29	0	0	0	0.23	0.35	0	0	0	1.39	20.08	1.23	1.3	446
0.80	-0.58	6.22	0	0	0	0.76	0	0	0	0	1.41	20.77	1.32	1.38	408
0.85	-0.57	5.69	0	0	0.12	0.97	0.01	0	0	0	1.49	21.58	1.42	1.47	345
0.90	-0.57	5.41	0	0	0.59	0.77	0.29	0	0	0	1.63	22.42	1.55	1.6	271
0.925	-0.57	5.41	0	0	0.59	0.77	0.29	0	0	0	1.63	22.42	1.55	1.6	271
0.95	0.15	2.02	0	0	0.92	0.94	0	0	0	0	0.84	23.16	1.71	1.76	209
0.975	-0.38	4.26	0	0.01	0.08	0.9	0	0	0	0	2.1	24.54	2.18	2.24	104
0.99	-0.02	2.95	0	0.02	0.64	0.59	0.75	0	0	0	2.13	25.31	2.83	2.93	51

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).



**Tableau C35 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Montréal (hiver), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.26	5.81	0	0	0	0	0.07	0	0	0	0.59	23.13	0.95	1.03	418
0.80	-0.25	5.33	0	0	0.01	0	0.96	0	0	0	0.6	24.03	0.96	1.03	372
0.85	-0.25	5.1	0	0	0.06	0	0	0	0	0	0.63	24.94	0.99	1.05	335
0.90	-0.22	4.55	0	0	0.78	0.05	0	0	0	0	0.56	25.66	1.04	1.1	289
0.925	-0.19	4.15	0	0	0.15	0	0	0	0	0	0.49	26.39	1.1	1.16	238
0.95	-0.19	4.06	0	0	0.31	0.02	0.4	0	0	0	0.45	27.27	1.07	1.13	183
0.975	-0.27	4.3	0	0.04	0.56	0.29	0.79	0	0.01	0	0.49	29.14	0.95	1	95
0.99	-0.3	3.78	0.02	0.09	0.46	0.63	0.03	0	0.06	0.07	0.55	31.14	0.96	1	39
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.57	7.31	0	0	0	0	0.07	0	0	0	0.91	23.13	0.95	1.03	418
0.80	-0.61	7.05	0	0	0.01	0	0.96	0	0	0	0.99	24.03	0.96	1.03	372
0.85	-0.65	6.81	0	0	0.06	0	0	0	0	0	1.04	24.94	0.99	1.05	335
0.90	-0.55	5.84	0	0	0.78	0.05	0	0	0	0	0.95	25.66	1.04	1.1	289
0.925	-0.42	4.98	0	0	0.15	0	0	0	0	0	0.8	26.39	1.1	1.16	238
0.95	-0.36	4.64	0	0	0.31	0.02	0.4	0	0	0	0.65	27.27	1.07	1.13	183
0.975	-0.47	5.01	0	0.03	0.56	0.29	0.79	0	0.01	0	0.67	29.14	0.95	1	95
0.99	-0.43	4.13	0.04	0.09	0.46	0.63	0.03	0	0.06	0.07	0.64	31.14	0.96	1	39

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau C36 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Montréal (global), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.14	5.34	0	0	0	0	0	0	0	0	0.8	21.07	1.13	1.22	810
0.80	-0.13	4.94	0	0	0	0	0.39	0	0	0	0.75	21.92	1.16	1.25	772
0.85	-0.11	4.64	0	0	0.01	0	0	0	0	0	0.75	22.8	1.19	1.26	689
0.90	-0.1	4.18	0	0	0.08	0.02	0	0	0	0	0.78	24.61	1.28	1.34	488
0.925	-0.08	3.86	0	0	0.37	0.21	0.12	0	0	0	0.75	25.41	1.36	1.42	393
0.95	-0.06	3.61	0	0	0.13	0.04	0	0	0	0	0.7	26.17	1.46	1.52	307
0.975	-0.05	3.7	0	0.01	0.4	0.34	0	0	0	0	0.76	27.9	1.54	1.61	152
0.99	-0.06	4.03	0	0.09	0.94	0.48	0.2	0	0	0	0.97	29.62	1.68	1.74	74
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.54	7.3	0	0	0	0	0	0	0	0	1.17	21.07	1.13	1.22	810
0.80	-0.52	6.75	0	0	0	0	0.39	0	0	0	1.17	21.92	1.16	1.25	772
0.85	-0.51	6.3	0	0	0.01	0	0	0	0	0	1.16	22.8	1.19	1.26	689
0.90	-0.54	5.85	0	0	0.08	0.02	0	0	0	0	1.29	24.61	1.28	1.34	488
0.925	-0.49	5.32	0	0	0.37	0.21	0.12	0	0	0	1.31	25.41	1.36	1.42	393
0.95	-0.39	4.75	0	0	0.13	0.04	0	0	0	0	1.25	26.17	1.46	1.52	307
0.975	-0.3	4.62	0	0.01	0.4	0.34	0	0	0	0	1.2	27.9	1.54	1.61	152
0.99	-0.39	5.3	0.02	0.08	0.94	0.48	0.2	0	0	0	1.48	29.62	1.68	1.74	74

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

## D- Décès à Québec

**Tableau D37 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Québec (fins de semaine), selon les tailles de blocs en jours.**

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.1	4.05	1.49	0	0	0	0	0	0	0	0	0.3	3.21	0.41	0.3	1618
14	-0.1	4.92	1.42	0	0	0	0	0	0	0	0	0.3	4.09	0.31	0.3	809
21	-0.09	5.44	1.37	0	0	0	0	0.19	0	0	0	0.3	4.62	0.3	0.31	540
30	-0.1	5.84	1.38	0	0	0	0.01	0	0	0	0	0.3	5.01	0.3	0.31	378
60	-0.13	6.67	1.4	0	0.01	0	0.03	0.02	0	0	0	0.31	5.8	0.31	0.31	189
90	-0.11	7.14	1.3	0.01	0.04	0	0.09	0.03	0	0.01	0.01	0.31	6.26	0.31	0.32	126
120	-0.11	7.44	1.31	0.01	0.07	0	0.29	0.85	0	0.01	0.01	0.31	6.51	0.31	0.33	95
180	-0.1	7.87	1.27	0.12	0.16	0.01	0.08	0.01	0	0.14	0.1	0.31	6.88	0.32	0.33	63
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.11	4.07	1.47	0	0	0	0	0	0	0	0	0.3	3.21	0.41	0.3	1618
14	-0.08	4.93	1.37	0	0	0	0	0	0	0	0	0.29	4.09	0.31	0.3	809
21	-0.07	5.44	1.31	0	0	0	0	0.19	0	0	0	0.3	4.62	0.3	0.31	540
30	-0.11	5.85	1.37	0	0	0	0.01	0	0	0	0	0.3	5.01	0.3	0.31	378
60	-0.16	6.7	1.39	0	0.01	0	0.03	0.02	0	0	0	0.32	5.8	0.31	0.31	189
90	-0.12	7.16	1.28	0.01	0.04	0	0.09	0.03	0	0.01	0.01	0.31	6.26	0.31	0.32	126
120	-0.09	7.44	1.27	0.01	0.07	0	0.29	0.85	0	0.01	0.01	0.31	6.51	0.31	0.33	95
180	-0.11	7.88	1.27	0.13	0.15	0.01	0.08	0.01	0	0.14	0.1	0.31	6.88	0.32	0.33	63

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau D38 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Québec (jours de semaine), selon les tailles de blocs en jours.**

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.14	4.36	1.5	0	0	0	0	0.85	0	0	0	0.29	3.53	0.42	0.3	1618
14	-0.15	5.23	1.45	0	0	0	0	0.01	0	0	0	0.29	4.43	0.34	0.29	809
21	-0.16	5.74	1.41	0	0	0	0	0	0	0	0	0.29	4.95	0.32	0.29	540
30	-0.18	6.07	1.44	0	0	0	0	0	0	0	0	0.3	5.26	0.33	0.3	378
60	-0.16	6.86	1.29	0	0.01	0	0.03	0	0	0	0	0.3	6.07	0.3	0.3	189
90	-0.15	7.36	1.19	0	0.02	0	0.06	0.31	0	0	0	0.29	6.56	0.29	0.3	126
120	-0.15	7.51	1.21	0.02	0.05	0	0.25	0.75	0	0.02	0.01	0.29	6.66	0.29	0.3	95
180	-0.04	7.93	1.04	0.03	0.06	0.01	0.73	0	0	0.06	0.06	0.34	7.09	0.34	0.36	63
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.13	4.36	1.46	0	0	0	0	0.85	0	0	0	0.29	3.53	0.42	0.3	1618
14	-0.14	5.24	1.41	0	0	0	0	0.01	0	0	0	0.29	4.43	0.34	0.29	809
21	-0.16	5.75	1.36	0	0	0	0	0	0	0	0	0.29	4.95	0.32	0.29	540
30	-0.17	6.08	1.4	0	0	0	0	0	0	0	0	0.29	5.26	0.33	0.3	378
60	-0.16	6.87	1.28	0	0.01	0	0.03	0	0	0	0	0.3	6.07	0.3	0.3	189
90	-0.11	7.35	1.14	0	0.02	0	0.06	0.31	0	0	0	0.29	6.56	0.29	0.3	126
120	-0.11	7.49	1.17	0.02	0.05	0	0.25	0.75	0	0.02	0.01	0.29	6.66	0.29	0.3	95
180	-0.07	7.95	1.08	0.04	0.06	0.01	0.73	0	0	0.06	0.06	0.33	7.09	0.34	0.36	63

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (respectivement RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau D39 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Québec (été), selon les tailles de blocs en jours.**

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.12	4.81	1.36	0	0	0	0	0	0	0	0	0.3	4.03	0.32	0.3	815
14	-0.1	5.65	1.24	0	0	0	0	0	0	0	0	0.3	4.9	0.31	0.31	408
21	-0.12	6.03	1.26	0	0	0	0	0	0	0	0	0.3	5.26	0.31	0.31	272
30	-0.18	6.36	1.39	0	0.01	0	0	0.42	0	0	0	0.34	5.53	0.36	0.34	191
60	-0.27	7.07	1.55	0.01	0.05	0	0.25	0.01	0	0	0.01	0.42	6.17	0.54	0.45	96
90	-0.23	7.6	1.35	0.06	0.12	0	0.08	0.51	0	0.02	0.04	0.34	6.69	0.37	0.35	64
120	-0.26	7.91	1.37	0.15	0.14	0	0.15	0.08	0	0.06	0.09	0.38	6.93	0.41	0.39	48
180	-0.25	8.42	1.25	0.33	0.16	0.02	0.23	0.52	0	0.19	0.23	0.37	7.39	0.39	0.37	32
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.1	4.81	1.31	0	0	0	0	0	0	0	0	0.29	4.03	0.32	0.3	815
14	-0.06	5.64	1.18	0	0	0	0	0	0	0	0	0.3	4.9	0.31	0.31	408
21	-0.09	6.02	1.22	0	0	0	0	0	0	0	0	0.3	5.26	0.31	0.31	272
30	-0.11	6.33	1.27	0	0.01	0	0	0.42	0	0	0	0.34	5.53	0.36	0.34	191
60	-0.27	7.08	1.43	0.01	0.06	0	0.25	0.01	0	0	0.01	0.4	6.17	0.54	0.45	96
90	-0.28	7.64	1.38	0.08	0.13	0	0.08	0.51	0	0.02	0.04	0.33	6.69	0.37	0.35	64
120	-0.37	7.97	1.41	0.25	0.15	0	0.15	0.08	0	0.06	0.09	0.37	6.93	0.41	0.39	48
180	-0.41	8.52	1.27	0.41	0.17	0.02	0.23	0.52	0	0.19	0.23	0.35	7.39	0.39	0.37	32

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (respectivement RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau D40 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Québec (hiver), selon les tailles de blocs en jours.**

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.09	5.42	1.37	0	0	0	0	0.31	0	0	0	0.29	4.61	0.3	0.3	803
14	-0.11	6.21	1.34	0	0	0	0.03	0.01	0	0	0	0.3	5.41	0.3	0.31	402
21	-0.09	6.68	1.27	0	0	0	0.2	0	0	0	0	0.3	5.88	0.3	0.32	268
30	-0.11	7.1	1.27	0	0.01	0	0.04	0	0	0	0	0.31	6.29	0.31	0.33	188
60	-0.07	7.87	1.15	0	0.04	0	0.01	0	0	0	0	0.3	6.99	0.32	0.35	94
90	0.05	8.11	1.04	0.04	0.09	0.01	0.46	0	0	0.01	0.01	0.31	7.18	0.36	0.39	63
120	-0.08	8.45	1.2	0.13	0.2	0.02	0.07	0.9	0	0.14	0.1	0.29	7.4	0.31	0.33	47
180	-0.16	8.81	1.34	0.55	0.32	0.05	0.18	0.17	0	0.52	0.44	0.28	7.55	0.28	0.29	32
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.09	5.42	1.34	0	0	0	0	0.31	0	0	0	0.29	4.61	0.3	0.3	803
14	-0.12	6.23	1.3	0	0	0	0.03	0.01	0	0	0	0.3	5.41	0.3	0.31	402
21	-0.1	6.69	1.25	0	0	0	0.2	0	0	0	0	0.3	5.88	0.3	0.32	268
30	-0.12	7.13	1.25	0	0.01	0	0.04	0	0	0	0	0.31	6.29	0.31	0.33	188
60	-0.02	7.85	1.08	0	0.04	0	0.01	0	0	0	0	0.29	6.99	0.32	0.35	94
90	0.05	8.11	1.02	0.03	0.08	0.01	0.46	0	0	0.01	0.01	0.31	7.18	0.36	0.39	63
120	-0.07	8.45	1.2	0.12	0.2	0.02	0.07	0.9	0	0.14	0.1	0.29	7.4	0.31	0.33	47
180	-0.13	8.78	1.36	0.5	0.33	0.05	0.18	0.17	0	0.52	0.44	0.28	7.55	0.28	0.29	32

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (respectivement RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau D41 : Résultats de la modélisation par la GEV des pics de décès à Québec (global), selon les tailles de blocs en jours.**

ML																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.11	5.12	1.39	0	0	0	0	0	0	0	0	0.29	4.33	0.31	0.29	1618
14	-0.12	5.93	1.37	0	0	0	0	0	0	0	0	0.3	5.14	0.3	0.3	809
21	-0.11	6.39	1.31	0	0	0	0	0.62	0	0	0	0.3	5.62	0.3	0.3	540
30	-0.13	6.71	1.34	0	0	0	0	0	0	0	0	0.3	5.92	0.3	0.3	378
60	-0.14	7.39	1.33	0	0.01	0	0	0.74	0	0	0	0.3	6.56	0.29	0.3	189
90	-0.08	7.81	1.18	0.01	0.02	0	0.12	0	0	0	0	0.29	6.98	0.31	0.32	126
120	-0.15	8.07	1.33	0.03	0.08	0	0.15	0.02	0	0.03	0.02	0.29	7.14	0.29	0.3	95
180	-0.13	8.56	1.22	0.1	0.13	0.01	0.07	0.64	0	0.15	0.15	0.3	7.6	0.31	0.32	63
LMOM																
Bloc	$\hat{\xi}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
7	-0.1	5.13	1.35	0	0	0	0	0	0	0	0	0.29	4.33	0.31	0.29	1618
14	-0.12	5.94	1.33	0	0	0	0	0	0	0	0	0.29	5.14	0.3	0.3	809
21	-0.12	6.41	1.29	0	0	0	0	0.62	0	0	0	0.3	5.62	0.3	0.3	540
30	-0.15	6.74	1.33	0	0	0	0	0	0	0	0	0.3	5.92	0.3	0.3	378
60	-0.14	7.41	1.31	0	0.01	0	0	0.74	0	0	0	0.3	6.56	0.29	0.3	189
90	-0.07	7.81	1.16	0.01	0.02	0	0.12	0	0	0	0	0.29	6.98	0.31	0.32	126
120	-0.14	8.07	1.31	0.03	0.08	0	0.15	0.02	0	0.03	0.02	0.29	7.14	0.29	0.3	95
180	-0.14	8.57	1.23	0.12	0.13	0.01	0.07	0.64	0	0.15	0.15	0.31	7.6	0.31	0.32	63

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ), d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) et de location ( $\hat{\mu}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (respectivement RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam pour les distributions GEV, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n).

**Tableau D42 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Québec (fins de semaine), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.32	2.99	0	0	0	0	0	0	0	0	0.51	4.95	0.42	0.46	473
0.80															
0.85															
0.90															
0.925															
0.95															
0.975															
0.99	-0.41	2.3	0	0.02	0.43	0.25	0	0	0	0	0.5	8.29	0.5	0.51	36
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-1.15	5.04	0	0	0	0	0	0	0	0	0.64	4.95	0.42	0.46	473
0.80	-1.29	4.61	0	0	0	0.75	0.49	0	0	0	0.67	5.79	0.46	0.49	342
0.85	-1.29	4.61	0	0	0	0.75	0.49	0	0	0	0.67	5.79	0.46	0.49	342
0.90	-1.47	4.41	0	0	0.7	0.77	0	0	0	0	0.71	6.66	0.5	0.52	200
0.925	-1.47	4.41	0	0	0.7	0.77	0	0	0	0	0.71	6.66	0.5	0.52	200
0.95	-1.54	4.07	0	0	0.7	0.84	0	0	0	0	0.75	7.47	0.55	0.57	101
0.975	-1.54	4.07	0	0	0.7	0.84	0	0	0	0	0.75	7.47	0.55	0.57	101
0.99	-1.5	4.24	0	0.01	0.43	0.25	0	0	0	0	0.68	8.29	0.5	0.51	36

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n). Une case vide indique que l'estimation n'est pas possible.



**Tableau D43 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Québec (jours de semaine), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.37	3.02	0	0	0	0.05	0	0	0	0	0.49	5.02	0.39	0.42	613
0.80															
0.85															
0.90															
0.925															
0.95															
0.975															
0.99															
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-1.28	5.27	0	0	0	0.05	0	0	0	0	0.61	5.02	0.39	0.42	613
0.80	-1.38	4.62	0	0	0	0.17	0.07	0	0	0	0.62	5.83	0.43	0.45	458
0.85	-1.38	4.62	0	0	0	0.17	0.07	0	0	0	0.62	5.83	0.43	0.45	458
0.90	-1.64	4.57	0	0	0.09	0.11	0	0	0	0	0.63	6.74	0.43	0.45	254
0.925	-1.64	4.57	0	0	0.09	0.11	0	0	0	0	0.63	6.74	0.43	0.45	254
0.95	-1.64	4.57	0	0	0.09	0.11	0	0	0	0	0.63	6.74	0.43	0.45	254
0.975	-1.99	4.63	0	0	0.19	0.4	0	0	0	0	0.63	7.63	0.43	0.44	122
0.99	-2.39	4.83	0	0	0.49	0.82	0	0	0	0	0.61	8.41	0.41	0.43	47

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n). Une case vide indique que l'estimation n'est pas possible.

**Tableau D44 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Québec (été), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75															
0.80															
0.85															
0.90															
0.925															
0.95															
0.975															
0.99															
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-1.25	4.77	0	0	0	0	0.13	0	0	0	0.63	4.88	0.42	0.46	546
0.80	-1.25	4.77	0	0	0	0	0.13	0	0	0	0.63	4.88	0.42	0.46	546
0.85	-1.38	4.41	0	0	0	0.01	0	0	0	0	0.64	5.76	0.45	0.48	345
0.90	-1.38	4.41	0	0	0	0.01	0	0	0	0	0.64	5.76	0.45	0.48	345
0.925	-1.7	4.59	0	0	0.16	0.83	0	0	0	0	0.63	6.72	0.43	0.45	180
0.95	-1.7	4.59	0	0	0.16	0.83	0	0	0	0	0.63	6.72	0.43	0.45	180
0.975	-1.99	4.54	0	0	0.64	0.67	0	0	0	0	0.63	7.56	0.45	0.46	83
0.99	-2.57	5.29	0	0.01	0.43	0.86	0	0	0	0	0.55	8.35	0.39	0.41	29

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n). Une case vide indique que l'estimation n'est pas possible.

**Tableau D45 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Québec (hiver), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75															
0.80															
0.85															
0.90															
0.925															
0.95															
0.975	-0.39	2.21	0	0	0.83	0.5	0	0	0	0	0.48	8.38	0.49	0.51	52
0.99	-0.61	2.55	0.01	0.09	0.56	0.82	0.01	0	0.02	0.04	0.45	9.03	0.4	0.42	20
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-1.29	4.68	0	0	0.01	0.6	0.83	0	0	0	0.66	5.82	0.45	0.48	460
0.80	-1.29	4.68	0	0	0.01	0.6	0.83	0	0	0	0.66	5.82	0.45	0.48	460
0.85	-1.29	4.68	0	0	0.01	0.6	0.83	0	0	0	0.66	5.82	0.45	0.48	460
0.90	-1.49	4.48	0	0	0.27	0.07	0	0	0	0	0.69	6.71	0.48	0.5	279
0.925	-1.49	4.48	0	0	0.27	0.07	0	0	0	0	0.69	6.71	0.48	0.5	279
0.95	-1.6	4.16	0	0	0.18	0.17	0	0	0	0	0.73	7.54	0.52	0.55	141
0.975	-1.53	4.14	0	0	0.83	0.5	0	0	0	0	0.67	8.38	0.49	0.51	52
0.99	-1.69	4.44	0.05	0.05	0.56	0.82	0.01	0	0.02	0.04	0.56	9.03	0.4	0.42	20

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n). Une case vide indique que l'estimation n'est pas possible.

**Tableau D46 : Résultats de la modélisation par la GPD des pics de décès à Québec (global), selon les quantiles en pourcentages.**

ML															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-0.31	2.89	0	0	0	0	0	0	0	0	0.51	4.97	0.41	0.45	1118
0.80															
0.85															
0.90															
0.925															
0.95															
0.975															
0.99															
LMOM															
Seuil	$\hat{\xi}$	$\hat{\sigma}$	KS	AD	MK	WW	WX	EXP	LNO	GAM	RMSE	RMSEexp	RMSElno	RMSEgam	n
0.75	-1.2	5.05	0	0	0	0	0	0	0	0	0.63	4.97	0.41	0.45	1118
0.80	-1.32	4.56	0	0	0	0.17	0.03	0	0	0	0.65	5.81	0.45	0.48	806
0.85	-1.32	4.56	0	0	0	0.17	0.03	0	0	0	0.65	5.81	0.45	0.48	806
0.90	-1.57	4.52	0	0	0.1	0.1	0	0	0	0	0.67	6.74	0.46	0.48	459
0.925	-1.57	4.52	0	0	0.1	0.1	0	0	0	0	0.67	6.74	0.46	0.48	459
0.95	-1.74	4.31	0	0	0.46	0.2	0	0	0	0	0.7	7.61	0.49	0.51	224
0.975	-1.74	4.31	0	0	0.46	0.2	0	0	0	0	0.7	7.61	0.49	0.51	224
0.99	-1.83	4.48	0	0	0.85	0.92	0	0	0	0	0.65	8.52	0.46	0.47	81

Les paramètres de forme ( $\hat{\xi}$ ) et d'échelle ( $\hat{\sigma}$ ) estimés sont reportés, ainsi que les valeurs p des tests KS, AD, MK, WW et WX. Les tests de KS pour les distributions EXP, LNO et GAM sont aussi présentés, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes (RMSE, RMSEexp, RMSElno et RMSEgam respectivement pour les distributions GPD, EXP, LNO et GAM). La taille d'échantillon est reportée en dernière colonne (n). Une case vide indique que l'estimation n'est pas possible.