



Effets du climat sur la mortalité au Québec méridional de 1981 à 1999 et simulations pour des scénarios climatiques futurs

Effets du climat sur la mortalité au Québec méridional de 1981 à 1999 et simulations pour des scénarios climatiques futurs

DIRECTION RISQUES BIOLOGIQUES, ENVIRONNEMENTAUX ET OCCUPATIONNELS

DÉCEMBRE 2006

AUTEURS

Bernard Doyon, Ph. D.

Chercheur boursier, Programme de formation transdisciplinaire en recherche en santé publique et en santé des populations, Instituts de recherche en santé du Canada en partenariat avec le Réseau de recherche en santé des populations du Québec

Centre de recherche du Centre hospitalier de l'Université Laval, Centre hospitalier universitaire de Québec

Diane Bélanger, Ph. D.

Direction des risques biologiques, environnementaux et occupationnels,
Institut national de santé publique du Québec

Centre de recherche du Centre hospitalier de l'Université Laval, Centre hospitalier universitaire de Québec

Pierre Gosselin, M.D., MPH

Direction des risques biologiques, environnementaux et occupationnels,
Institut national de santé publique du Québec

Centre de recherche du Centre hospitalier de l'Université Laval, Centre hospitalier universitaire de Québec
Consortium Ouranos

SECRÉTARIAT

Diane Bizier Blanchette

Direction des risques biologiques, environnementaux et occupationnels,
Institut national de santé publique du Québec

Cette étude a été réalisée grâce au support financier du ministère de la Santé et des Services Sociaux du Québec, de Santé Canada et du Consortium Ouranos.

Ce document est disponible intégralement en format électronique (PDF) sur le site Web de l'Institut national de santé publique du Québec au : <http://www.inspq.qc.ca>.

Les reproductions à des fins d'étude privée ou de recherche sont autorisées en vertu de l'article 29 de la Loi sur le droit d'auteur. Toute autre utilisation doit faire l'objet d'une autorisation du gouvernement du Québec qui détient les droits exclusifs de propriété intellectuelle sur ce document. Cette autorisation peut être obtenue en formulant une demande au guichet central du Service de la gestion des droits d'auteur des Publications du Québec à l'aide d'un formulaire en ligne accessible à l'adresse suivante : <http://www.droitauteur.gouv.qc.ca/autorisation.php>, ou en écrivant un courriel à : droit.auteur@cspq.gouv.qc.ca.

Les données contenues dans le document peuvent être citées, à condition d'en mentionner la source.

CONCEPTION GRAPHIQUE

SOPHIE LAFORTUNE, KLAXON PUBLICITÉ

DOCUMENT DÉPOSÉ À SANTÉCOM ([HTTP://WWW.SANTECOM.QC.CA](http://www.santecom.qc.ca))

COTE : INSPQ-2006-087

DÉPÔT LÉGAL – 4^E TRIMESTRE 2006

BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES NATIONALES DU QUÉBEC

BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES CANADA

ISBN-13 : 978-2-550-48271-0 (VERSION IMPRIMÉE)

ISBN-10 : 2-550-48271-9 (VERSION IMPRIMÉE)

ISBN-13 : 978-2-550-48272-7 (PDF)

ISBN-10 : 2-550-48272-7 (PDF)

©Gouvernement du Québec (2006)

CONTRIBUTIONS ET REMERCIEMENTS

En tout premier lieu, nous voulons souligner l'appui financier du ministère de la Santé et des Services sociaux, de Santé Canada, du consortium Ouranos et du Programme de formation transdisciplinaire en recherche en santé publique et en santé des populations sans lesquels la réalisation de cette étude n'aurait pu être possible.

Nous soulignons également les contributions de plusieurs personnes rattachées au consortium Ouranos pour avoir fourni et commenté les données issues des modèles de prédictions climatiques. Il s'agit de Mesdames Diane Chaumont et Marie-France Sottile et de Messieurs Yonas Dibike et Philippe Gachon.

Il faut aussi souligner la précieuse collaboration de Mesdames Danielle Forest, Louise Légaré et Lucie Ross du ministère de la Santé et des Services sociaux pour l'obtention des données statutaires et celle de Monsieur Lam Khanh Hung d'Environnement Canada pour les données météorologiques.

Nous témoignons notre reconnaissance à monsieur Tim Ramsay, de l'Université d'Ottawa, pour sa révision constructive et ses remarques judicieuses.

Enfin, un merci tout spécial à monsieur Steve Toutant, de l'Institut national de santé publique du Québec, pour son support indéniable lors de la construction de la base de données, ainsi qu'à la direction des Risques biologiques environnementaux et occupationnels de l'Institut national de santé publique du Québec, messieurs Marc Dionne et Daniel Bolduc, qui ont cru en notre équipe et à nos projets.

RÉSUMÉ

Nous présentons dans ce rapport des modèles statistiques qui quantifient la relation entre la mortalité toute cause et le climat pour quelques villes et régions du Québec méridional. Les données sanitaires et météorologiques de la période 1981-1999 sont utilisées pour établir ces résultats.

Ces modèles sont jumelés aux projections climatiques à long terme (en 2020, 2050, et 2080) établies par le consortium Ouranos afin d'estimer les variations de la mortalité future (dus aux changements climatiques) pour certaines villes (> 100 000 habitants) et régions sociosanitaires du Québec. On suppose pour établir ces scénarios que l'effet du climat sur la mortalité reste constant dans le futur (pas d'adaptation au niveau de la population). Deux hypothèses d'évolution des émissions de gaz à effet de serre sont considérées.

Les effets de l'âge et du vieillissement de la population sur le modèle sont analysés de façon semi-quantitative pour les villes de Montréal et Québec.

Des modèles par causes de décès pour la ville de Montréal sont aussi présentés.

Certains facteurs confondants sont considérés dont le contrôle pour l'effet des saisons. La robustesse des modèles face à ce contrôle est présentée.

L'évolution des modèles dans le temps est traitée en comparant les modèles obtenus pour la période 1981-1989 à ceux de la période 1991-1999.

Les principaux résultats sont :

- Une augmentation de la mortalité *estivale* de l'ordre de 2 % pour la période 2020 et de 10 % pour 2080 ainsi qu'une augmentation de la mortalité *annuelle* de l'ordre de 0,5 % pour la période 2020 et de 3 % pour 2080.
- Il ne semble pas y avoir de différence significative entre les villes quant à la vulnérabilité de leur population face aux changements climatiques.
- L'augmentation de la mortalité pour la population âgée de 65 ans et plus est environ 2 à 3 fois plus importante que pour celle âgée entre 15 et 64 ans.
- L'effet de la température sur la population 15 à 64 ans semble évoluer dans le temps. Ce groupe d'âge est plus vulnérable à l'augmentation des températures dans la période 1991-1999 que dans la période 1981-1989. L'augmentation de la pollution atmosphérique pourrait expliquer en partie ce constat.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	VII
LISTE DES FIGURES.....	IX
1 INTRODUCTION.....	1
2 DONNÉES.....	3
2.1 Base de données sanitaires et météorologiques.....	3
2.2 Données pour les climats futurs	7
3 MÉTHODES	11
3.1 Généralités et survol de la littérature.....	11
3.1.1 Un modèle statistique pour décrire la relation entre la mortalité et le climat.....	11
3.1.2 La relation non linéaire entre la mortalité et le climat.....	16
3.1.3 Importance des variables à délais dans le modèle	17
3.1.4 Les courbes de mortalité-température pour les villes de Montréal, de Québec et de Saguenay	18
3.2 Choix du modèle pour les décès	21
3.3 Prédications pour le climat futur	22
3.4 Résumé	25
4 RÉSULTATS.....	27
4.1 Statistiques descriptives	27
4.2 Modèles et prédictions par villes et par régions	27
4.3 Modèles et prédictions par groupes d'âge.....	43
4.4 Modèles et prédictions par causes de décès	45
4.5 Sensibilité des modèles au paramètre	47
4.6 Stabilité du modèle dans le temps.....	49
5 DISCUSSION	53
6 CONCLUSION	59
7 BIBLIOGRAPHIE.....	61
ANNEXE 1 : PRÉDICTIONS FUTURES	67
ANNEXE 2 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES	75

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1.	Les principaux paramètres météorologiques des stations d'observation météorologique.....	6
Tableau 2.	Les modèles des différentes villes et régions administratives.....	28
Tableau 3.	Variation de la mortalité estivale pour quelques villes du Québec	35
Tableau 4.	Variation de la mortalité annuelle pour quelques villes du Québec.....	36
Tableau 5.	Variation de la mortalité estivale pour quelques régions du Québec.....	37
Tableau 6.	Variation de la mortalité annuelle pour quelques régions du Québec	38
Tableau 7.	Statistiques descriptives de mortalité quotidienne pour différentes villes et régions administratives (1981-1999)	77
Tableau 8.	Statistiques descriptives de mortalité quotidienne par groupes d'âge pour différentes villes et régions administratives	78

LISTE DES FIGURES

Figure 1.	Positions approximatives des codes postaux tronqués	4
Figure 2.	Stations météorologiques et codes postaux tronqués	6
Figure 3.	Évolution saisonnière de l'anomalie des températures	9
Figure 4.	Les cycles saisonniers des mortalités	14
Figure 5.	Construction du spline cubique.....	15
Figure 6.	Relation température-mortalité pour 3 villes du Québec	19
Figure 7.	Relation température passée-mortalité pour 3 villes du Québec.....	20
Figure 8.	Relation mortalité-température pour quelques villes du Québec.....	29
Figure 9.	Relation mortalité-température pour quelques régions du Québec.....	29
Figure 10.	Variation de la mortalité estivale pour quelques villes du Québec méridional	31
Figure 11.	Variation de la mortalité annuelle pour quelques villes du Québec méridional	32
Figure 12.	Variation de la mortalité estivale pour quelques régions du Québec méridional	33
Figure 13.	Variation de la mortalité annuelle pour quelques régions du Québec méridional	34
Figure 14.	Variation de la mortalité mensuelle pour quelques villes du Québec (2020)	40
Figure 15.	Variation de la mortalité mensuelle pour quelques villes du Québec (2050)	41
Figure 16.	Variation de la mortalité mensuelle pour quelques villes du Québec (2080)	42
Figure 17.	Variation de la mortalité par groupes d'âge pour les villes de Montréal et de Québec	44
Figure 18.	Variation de la mortalité par cause de décès pour la ville de Montréal	46
Figure 19.	Sensibilité au paramètre	48
Figure 20.	Stabilité du modèle dans le temps.....	51
Figure 21.	Stabilité du modèle dans le temps par groupes d'âge.....	52

1 INTRODUCTION

Les scénarios climatiques démontrent clairement que le réchauffement de la planète augmentera substantiellement dans les prochaines décennies (MacCracken *et al.*, 2001). Au Canada, comme dans bien d'autres pays, cela signifie une augmentation de la température moyenne et du niveau de la mer ainsi qu'une plus grande fréquence probable d'événements extrêmes (ex. vagues de chaleur et de froid intense, verglas, inondations) (Ressources naturelles, 2002).

Cette situation est reconnue préoccupante pour la santé publique (OMS, 2002, OMS, 2000, Donaldson *et al.*, 2001), en raison de l'impact des changements climatiques sur l'augmentation de mortalité et de morbidité liées aux coups de chaleur, aux cancers cutanés, aux maladies cardiovasculaires, respiratoires (ex. asthme), vectorielles (ex. zoonoses), rénales, hépatiques (ex. diabète), neurologiques (ex. épilepsie) et aux troubles de l'humeur (ex. suicide) (McGeehin et Mirabelli, 2001).

Le projet de recherche que nous avons entrepris a pour but d'identifier et de prédire pour la santé les vulnérabilités d'origine climatique au Québec. Il vise dans un premier temps à quantifier les relations qui existent entre la mortalité (ou morbidité) et le climat. Son second objectif est d'établir des prédictions quant aux taux de mortalité et d'hospitalisation pour le climat futur du Québec. Pour ce faire, nous avons étudié les séquences de mortalité (1981-1999) et de morbidité (nombre d'hospitalisations, de personnes hospitalisées ou de consultations aux urgences de 1981 à 2002) en parallèle avec les séries chronologiques de plusieurs paramètres climatiques (température, écart thermique diurne, indice humidex, etc.) afin d'y dégager des modèles statistiques. Ces modèles ont ensuite été jumelés aux données simulées du climat régional futur générées par le consortium Ouranos¹ afin d'établir les variations quant à la mortalité et à la morbidité pour des périodes futures.

Ce rapport présente la première partie de nos résultats, soit les modèles statistiques de mortalité retenus pour quelques villes et quelques régions du Québec ainsi que les projections associées à ces modèles pour des scénarios climatiques futurs (autour de 2020, 2050 et 2080). La section 2 spécifie les principales sources de données utilisées dans ce projet et donne quelques détails sur le traitement et la construction de la base de données qui a été réalisée. La section 3 présente les aspects méthodologiques du projet et on y fait entre autres un rapide survol de la littérature concernant les modèles statistiques reliant la mortalité et le climat. Les résultats obtenus sont présentés à la section 4. Une courte discussion commente certains de ces résultats et les compare à ce qui a déjà été publié dans la littérature (section 5).

¹ Consortium sur la climatologie régionale et l'adaptation aux changements climatiques. En ligne le 4 mars 2006, <http://www.ouranos.ca/>.

2 DONNÉES

Nous spécifions dans cette section les sources de données sanitaires et météorologiques ainsi que le traitement effectué sur celles-ci. Comme mentionné dans l'introduction, ce rapport présente essentiellement la méthodologie et les résultats obtenus quant au lien mortalité-climat. Cependant, le projet qui a été entrepris est plus général et comprend également une facette qui traite du lien entre la morbidité et le climat. La base de données inclut donc des données de décès, d'hospitalisations et de consultations aux urgences pour la province de Québec. Les données météorologiques se divisent en deux catégories : données historiques et données futures. Les données historiques doivent être liées dans l'espace et dans le temps à la base de données sanitaires car elles servent à établir le modèle statistique entre la mortalité et le climat. Lors d'un décès survenu à une date précise et dans un lieu particulier, on doit pouvoir retracer les conditions météorologiques à ce moment et à cet endroit. Les données pour les climats futurs sont générées à partir de modèles et nous y consacrons une courte sous-section.

2.1 BASE DE DONNÉES SANITAIRES ET MÉTÉOROLOGIQUES

Un des éléments importants à ce projet consistait à construire une base de données efficace pour permettre les regroupements spatio-temporels des données sanitaires et météorologiques. Nous décrivons brièvement les sources de données historiques disponibles ainsi que les aspects importants impliqués dans la réalisation de cette base de données.

Les données sanitaires (décès, hospitalisations et consultations aux urgences) proviennent toutes du ministère de la Santé et des Services Sociaux. Les fichiers de décès couvrent la période 1981 à 1999². Nous utilisons comme renseignements dans ces fichiers, la date du décès, l'âge et le sexe de la personne décédée, son code postal de résidence (code tronqué à 3 positions) ainsi que la cause de décès (selon la codification CIM-9). Les fichiers Med-Echo (hospitalisations) couvrent la période 1981 à 2002³.

² La banque de données des décès réfère à la période 1981 à 1999 essentiellement pour les deux raisons suivantes :

- à partir de 1981, les données de décès étaient plus fiables (avant 1981 : données non exhaustives et non actualisées selon les territoires) et leur format, plus facilement exploitable;
- jusqu'en 1999, la classification des causes de décès était réalisée selon la neuvième révision de la Classification internationale des maladies (CIM-9), alors qu'à partir de l'an 2000, elle était effectuée à l'aide de la dixième révision (CIM-10). Ainsi, l'utilisation des données de décès jusqu'en 2002 aurait exigé un transcodage, et donc l'utilisation de rapports de comparabilité. Or, la première étude entreprise par Statistique Canada en vue de mesurer l'incidence de ce passage de la neuvième à la dixième révision sur les tendances canadiennes n'a été publiée qu'en 2005. Par ailleurs, les rapports de comparabilité ne valaient que pour l'année 1999 (Geran *et al.*, 2005).

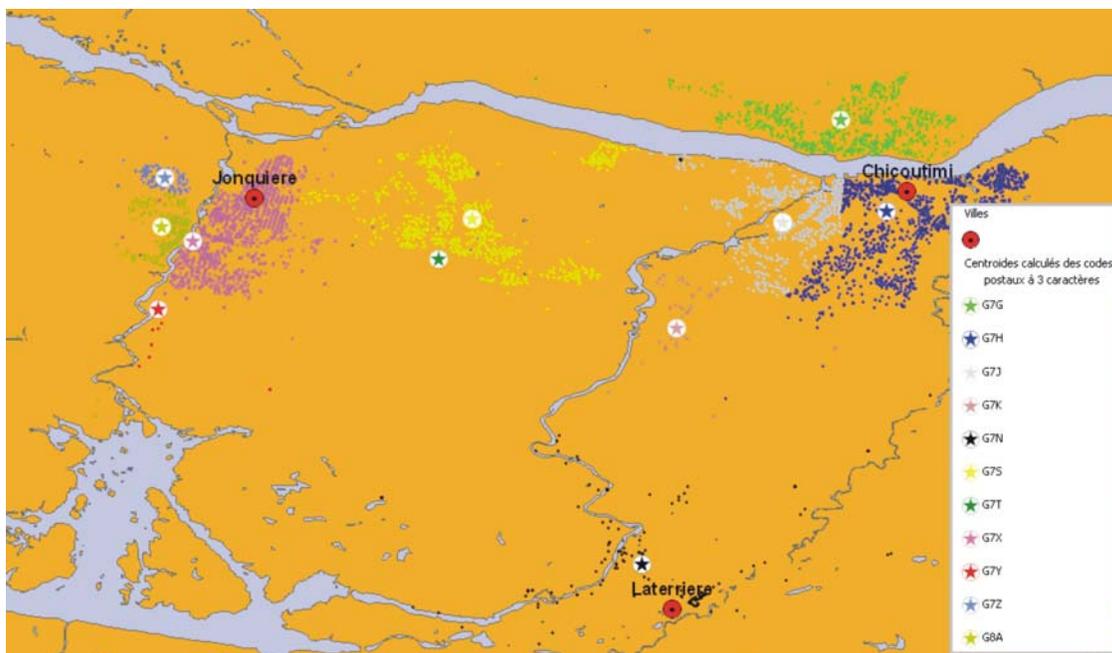
³ La banque de données des hospitalisations couvre la période 1981 à 2002 pour les deux raisons suivantes :

- l'actualisation du découpage sociosanitaire a été effectuée rétrospectivement jusqu'en 1981 par le ministère de la Santé et des Services sociaux;
- seule la classification CIM-9 était utilisée.

Nous tirons de ces fichiers essentiellement les mêmes données que ceux des décès. Les données de consultations aux urgences sont quelque peu différentes. Seule la région administrative est disponible pour localiser le lieu de résidence du patient. De plus, la description des causes médicales pour ces fichiers se fait par une codification beaucoup plus grossière que la CIM-9. La période couverte par les fichiers de consultations aux urgences est de 1987 à 2001.

La base de données permet d'obtenir le nombre de décès, d'hospitalisations ou de consultations à l'urgence par date et/ou par territoire (villes, municipalités régionales de comté ou régions administratives). On peut stratifier davantage en choisissant une cause spécifique de décès/hospitalisation, un groupe d'âge particulier ou en spécifiant le sexe. Il est important de noter que certaines approximations sont utilisées pour la construction de la base de données, en particulier pour les regroupements géographiques.

Les fichiers de décès et d'hospitalisations spécifient le lieu de résidence du décédé/patient par un code postal tronqué à trois positions. À notre connaissance, il n'existe pas de données reliant la position géographique (longitude, latitude) aux codes postaux tronqués. Nous avons donc estimé la position géographique d'un code postal tronqué en calculant la moyenne des longitudes et des latitudes des codes postaux dont les 3 premiers caractères lui sont identiques. La moyenne est pondérée par la population de chaque code postal. L'idée ici est d'obtenir la position géographique la plus probable comme lieu de résidence d'un patient ou d'une personne décédée, ne connaissant seulement que son code postal tronqué de résidence.



Sur cette figure, la position géographique des codes postaux est indiquée par un point. Tous les codes postaux commençant par les mêmes trois caractères ont la même couleur. La position moyenne des codes postaux de même couleur est représentée par une étoile. La moyenne est pondérée par la population.

Figure 1. Positions approximatives des codes postaux tronqués

La figure 1 montre ce que donne cette approximation pour la région du Saguenay. La position géographique des codes postaux est indiquée par un point. Tous les codes postaux commençant par les mêmes trois caractères ont la même couleur. La position moyenne des codes postaux de même couleur est représentée par une étoile (on rappelle que la moyenne est pondérée par la population). Cette position moyenne est celle attribuée au code postal tronqué.

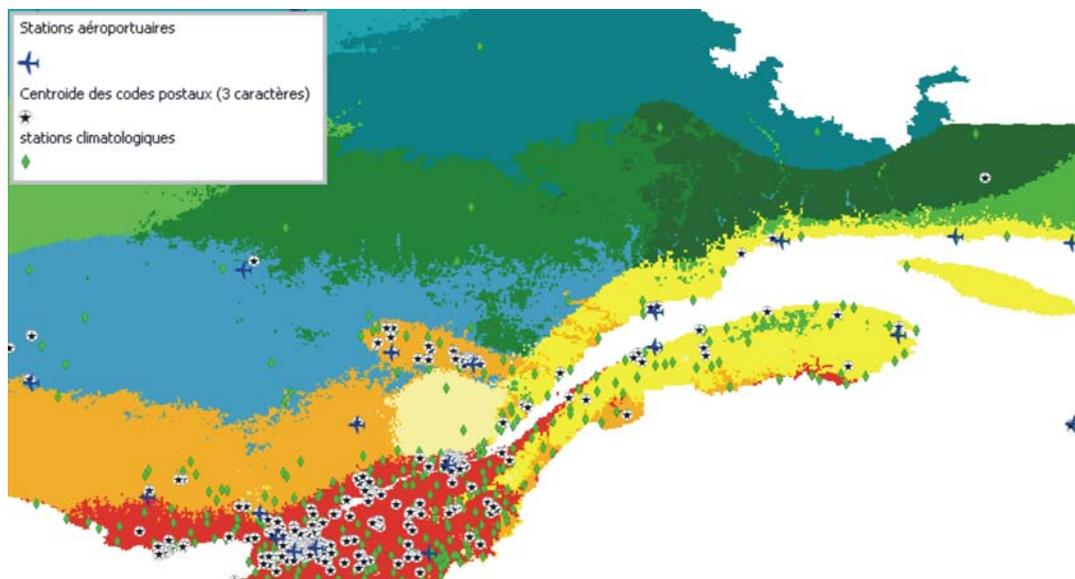
Les données météorologiques proviennent en partie des stations d'observation météorologique d'Environnement Canada. Ces stations sont de loin les plus complètes et comprennent un nombre impressionnant de paramètres météorologiques. Dans le tableau 1 on énumère l'ensemble des paramètres climatiques disponibles ou dérivables. Ces paramètres sont disponibles sur une base horaire mais nous utilisons leur valeur moyenne quotidienne pour construire les modèles de mortalité/morbidité. Nous spécifions également le symbole utilisé dans ce rapport pour les représenter. On complète les données des stations d'observation météorologique en utilisant les données des autres stations d'Environnement Canada, données téléchargeables via Internet⁴. Ces dernières stations sont nombreuses mais ne contiennent que les données de températures et de précipitations.

Nous avons associé une station météorologique à chaque code postal tronqué, en choisissant la station la plus proche. On peut ainsi construire des modèles de mortalité/morbidité en fonction du climat pour des territoires assez variés. La moyenne du climat pour un regroupement géographique donné s'obtient en utilisant toutes les stations associées aux codes postaux de ce regroupement. On illustre à la figure 2 une projection du territoire couvert dans ce projet. Les stations météorologiques y sont indiquées. Sur cette carte, on a aussi repéré la position des codes postaux tronqués.

⁴ http://www.climate.weatheroffice.ec.gc.ca/prods_servs/cdcd_iso_f.html

Tableau 1. Les principaux paramètres météorologiques des stations d'observation météorologique

PARAMÈTRES	SYMBOLES	UNITÉS
Température maximale	T_{max}	degrés Celsius
Température minimale	T_{min}	degrés Celsius
Température moyenne $(T_{max} + T_{min})/2$	T_{moy}	degrés Celsius
Pluie	Pl	millimètres
Neige	Ne	millimètres
Précipitations totales	Pe	millimètres
Neige au sol	Ns	millimètres
Humidité relative	Hu	%
Point de rosée	Pr	degrés Celsius
Pression atmosphérique	Pa	10^3 Pascal
Nombre d'heure d'ensoleillement	So	Heure
Orages	Or	Variable binaire (0-1)
Verglas	Ve	Variable binaire (0-1)
Brouillard	Br	Variable binaire (0-1)
Indice Humidex	Hx	
Facteur éolien	Fe	



Cette figure illustre le territoire couvert dans ce projet. Les stations météorologiques y sont indiquées (les stations d'observation météorologique sont représentées par un avion). Sur cette carte, on a repéré la position des codes postaux tronqués. Plusieurs de ces stations météorologiques ne couvrent que quelques années.

Figure 2. Stations météorologiques et codes postaux tronqués

2.2 DONNÉES POUR LES CLIMATS FUTURS

Les données climatiques pour les périodes futures sont simulées par Ouranos. Il s'agit des températures quotidiennes maximales, minimales et moyennes pour les horizons 2020, 2050 et 2080. Ces données sont issues d'une méthode connue sous l'acronyme SDSM (*Statistical Downscaling Model*), qui permet de transposer à l'échelle locale les résultats de modèles de circulation générale (MCG).

Les MCG ont une résolution de l'ordre de 300 km et permettent de simuler entre autres l'effet de l'augmentation des gaz à effet de serre (GES) dans le futur. On considère dans ce travail deux scénarios d'émission de GES: les scénarios A2 et B2 (Nakicenovic et al., 2000). On rappelle que ces scénarios d'émission de gaz à effet de serre ont été établis par le GIEC⁵ et correspondent à des évolutions différentes de la consommation mondiale de carburants fossiles selon la progression démographique, économique, technologique, etc.⁶. On peut retenir ici que le scénario A2 correspond à une concentration supérieure en gaz à effet de serre que le scénario B2 et que le scénario A2 suggère une augmentation plus importante de la concentration des GES par rapport au scénario B2 à partir du milieu du 21^e siècle (cf IPCC, 2001). Les scénarios A2 (scénario « pessimiste ») et B2 (scénario « optimiste ») étaient choisis pour prendre en compte l'incertitude dans les émissions futures de GES.

La méthode SDSM, développée par Wilby et Dawson (2001), repose sur une représentation des liens statistiques entre les variables atmosphériques à grande échelle, telles que simulées par un MCG et les variables locales (p. ex. température et précipitation), par une régression multilinéaire. Elle a fait l'objet d'une évaluation détaillée et systématique, d'une part, quant à sa capacité à simuler adéquatement les variables climatiques, et d'autre part, quant à son utilisation pour la construction de scénarios de changements climatiques dans le contexte climatique du Québec (Gachon et al., 2005 ; Nguyen et al., 2006).

Les différentes étapes à suivre pour réaliser une mise à l'échelle des variables de température, ainsi qu'une description détaillée de la méthodologie utilisée dans SDSM sont fournies dans Wilby et Dawson (2001), et dans Wilby et al. (2002). La période de 1961-1990 est utilisée pour calibrer la méthode SDSM et la période 1991-2000 pour valider le modèle, en utilisant les prédicteurs de la réanalyse NCEP (National Centre for Environmental Prediction, Kalnay et al., 1996). Dans le cadre de la présente étude, le pourcentage de variance expliquée pour chaque paire de prédicteurs/prédictand est également du même ordre de grandeur que dans l'étude de Gachon et al. (2005), soit entre 65 et 90%. Les prédictands considérés ici sont les températures minimale, maximale et moyenne quotidiennes.

⁵ Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat

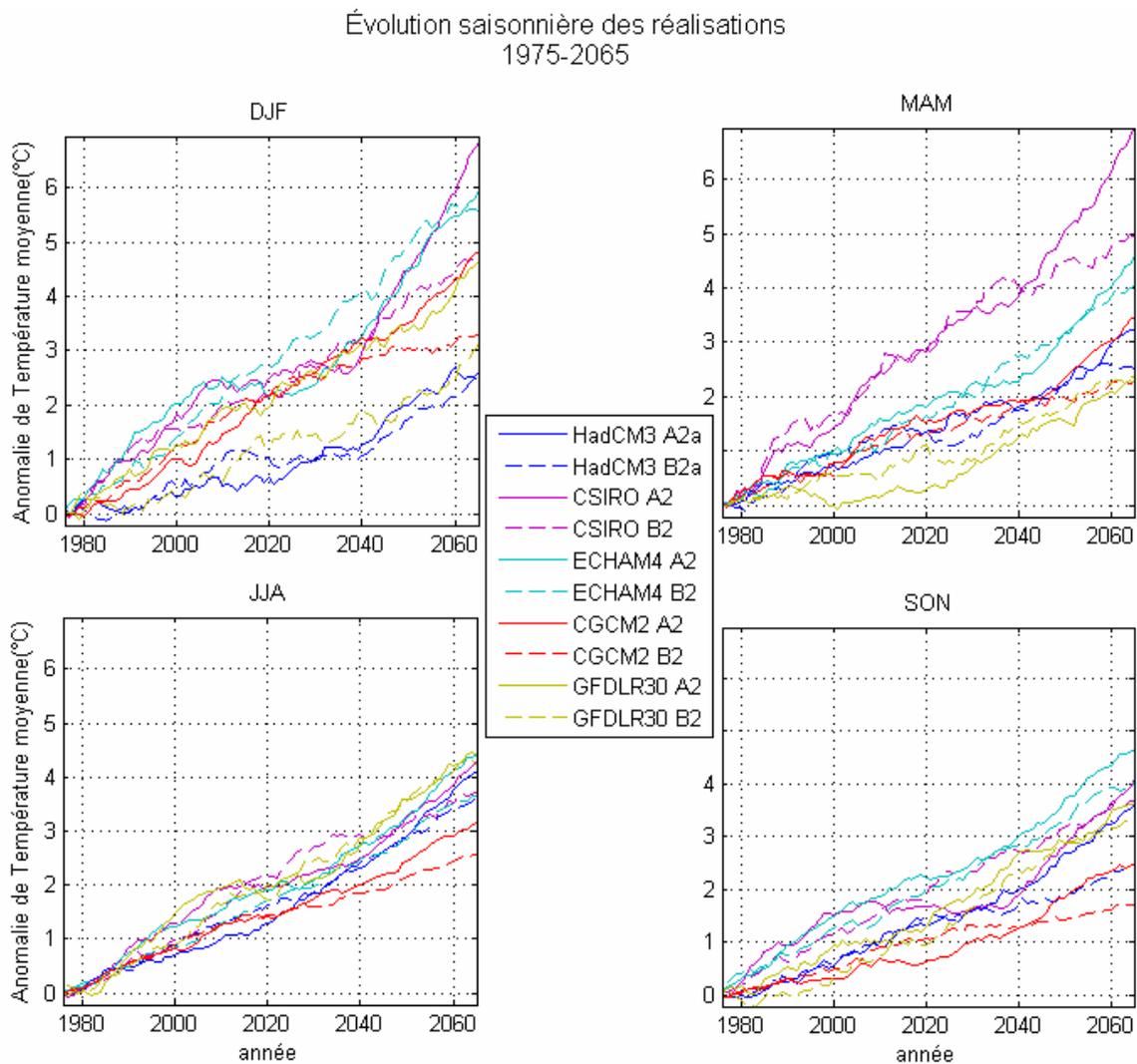
⁶ Pour une description détaillée des différents scénarios, on réfère au site suivant (en ligne le 9 mars 2005) : <http://climatechange.unep.net/jcm/doc/emit/sres.html>

Après avoir calibré et validé le modèle SDSM avec les prédicteurs NCEP et pour chaque station et chaque variable considérée dans cette étude, les données synthétiques étaient générées en utilisant les prédicteurs d'un MCG particulier (HadCM3, cf Gordon *et al.*, 2000) à la fois pour la période actuelle (1961-1990) et pour les périodes futures de 30 ans, soit autour de 2020, 2050 et 2080 (p. ex.. 2010-2039, 2040-2069, et 2070-2099, respectivement) pour les deux scénarios d'émissions de GES A2 et B2.

Les projections quant aux variations de mortalité sont évaluées pour certaines villes et pour certaines régions administratives de la province de Québec, comme il sera détaillé un peu plus loin à la section 3.3 et à l'annexe 1 de ce rapport. Mentionnons pour l'instant que pour l'ensemble des villes considérées, il y a une station météorologique à proximité qui permet d'effectuer la réduction d'échelle. Pour les régions administratives cependant, leur étendue rend les prédictions plus difficiles.

Il serait possible, pour les régions administratives, d'établir les prédictions à partir des données brutes du modèle de circulation générale (c'est-à-dire sans utiliser la réduction d'échelle). Cependant, comme il existe des différences importantes entre les statistiques des séquences brutes et réduites à l'échelle locale, les prédictions pour les régions et pour les villes ne pourraient être comparées entre elles. Cette différence nous amène donc à caractériser le climat futur des régions avec les données obtenues par réduction d'échelle sur des stations situées soit dans la région, soit à proximité.

Mentionnons finalement qu'il existe plusieurs modèles de circulation générale et que tous produisent des résultats différents mais équiprobables quant au climat futur. On compare à la figure 3 les températures futures pour 5 modèles de circulation générale. Chaque graphique sur cette figure représente l'évolution saisonnière du changement des températures (moyennes mobiles sur 30 ans) par rapport à la période 1961-90. Pour chaque modèle de circulation générale, on considère 2 scénarios d'émission : A2 et B2. Comme on peut le constater, le modèle de circulation générale choisi pour la mise à l'échelle statistique dans la présente étude (HadCM3) génère des changements de température près de la moyenne des autres modèles, à l'exception peut-être de la saison hivernale, où il se situe en bas de la moyenne. Ce graphique est tiré d'un rapport technique produit par Ouranos (Chaumont, 2005). Dans ce travail, l'expression générale « modèles climatiques » sous-entend donc le modèle de circulation générale *HadCM3 avec la mise à l'échelle par SDSM*.



Cette figure (tirée de Chaumont (2005) montre l'évolution saisonnière des changements de température moyenne dans le sud du Québec de 1975 à 2065 pour 10 réalisations de modèles de climat globaux. Les changements sont calculés par rapport à la période 1961-1990.(DJF : décembre-janvier-février, MAM : mars-avril-mai, JJA : juin-juillet-août et SON : septembre-octobre-novembre)

Figure 3. Évolution saisonnière de l'anomalie des températures

3 MÉTHODES

Cette section vise principalement à survoler les deux principaux éléments de la méthodologie. Nous exposons d'abord les aspects importants de la modélisation statistique utilisée en incluant quelques exemples pour faciliter la compréhension. Nous traitons ensuite de l'aspect prédictif du projet, c'est-à-dire comment jumeler les modèles statistiques de mortalité/morbidité aux simulations climatiques pour établir des prédictions pour le futur. Un résumé du modèle est présenté à la fin de la section.

3.1 GÉNÉRALITÉS ET SURVOL DE LA LITTÉRATURE

Nous voulons dans un premier temps expliquer de façon très générale la méthode utilisée pour établir un lien entre la mortalité/morbidité et le climat. Même si cette méthode réfère principalement aux outils de régression bien connus, certains aspects sont plus techniques et méritent d'être visités. La discussion qui suit vise donc à spécifier la forme générique du modèle, forme qui peut aussi bien servir les décès, les hospitalisations ou les consultations aux urgences. Bien que le texte suivant décrive plus spécifiquement le modèle pour les décès, nous essaierons de garder la présentation assez générale.

3.1.1 Un modèle statistique pour décrire la relation entre la mortalité et le climat

La détermination des effets du climat sur la mortalité repose principalement sur les méthodes développées par Schwartz pour les études d'impact de la pollution de l'air sur la santé (Schwartz *et al.*, 1996). La régression de Poisson permet d'obtenir une relation statistique entre le nombre de décès par jour et les différents paramètres météorologiques disponibles.

Plus spécifiquement, on suppose que le nombre de décès par jour suit une distribution de Poisson mais contrairement au processus *classique*, on laisse la possibilité que la variance de cette distribution soit différente de sa moyenne. En considérant que les effets de la météo sur le nombre d'événements sont multiplicatifs, on choisit de modéliser non pas la moyenne de la distribution mais plutôt le logarithme naturel de celle-ci. Cette approche est quelque peu différente d'une régression classique mais est bien connue et documentée. Il s'agit plus formellement d'un modèle linéaire généralisé avec une fonction lien particulière (McCullagh, P. et Nelder, J. A., 1989). On fait souvent référence à une *régression de Poisson* lorsque la fonction lien est un logarithme et que la variable modélisée suit une distribution de Poisson. Le modèle proposé a donc la forme suivante :

$$\log \mu = \dots, \tag{1}$$

où μ représente la moyenne *quotidienne* du nombre de décès, pour un certain territoire (ex. une ville), un groupe d'âge spécifique (ex. 65 ans et plus) et un regroupement particulier de causes de décès (ex. le décès par maladies de l'appareil circulatoire).

Nous allons maintenant préciser davantage les termes qui composent le membre de droite de l'équation. On sépare ces termes en 2 parties principales :

$$\log \mu = C + W . \quad (2)$$

Le terme C regroupe l'ensemble des paramètres de contrôle c'est-à-dire les paramètres qui peuvent influencer le nombre de décès mais qui ne sont pas directement reliés à la variabilité quotidienne du climat. Par exemple, on peut penser au jour de la semaine ou encore aux jours fériés, jours où les activités dans les hôpitaux sont au plus bas niveau. Le nombre de décès peut aussi varier avec le temps. On observe par exemple plus de décès en hiver, en partie à cause des épidémies qui sont plus importantes lors de cette saison (Reicher *et al.*, 2004). Si la période d'observation est suffisamment longue, on peut aussi observer une augmentation/diminution du nombre de décès pour une saison donnée, due au changement dans la taille de la population (Schwartz *et al.*, 1996). Ces fluctuations dans le nombre de décès ne sont pas dues à la variabilité quotidienne du climat mais plutôt au cycle saisonnier et aux tendances à long terme. Il faut donc inclure dans le modèle un terme qui dépend du temps. Ce terme doit permettre de reproduire la quasi-périodicité saisonnière du nombre de décès.

La forme explicite du terme C est la suivante :

$$C = DOW + HOL + S(j, \lambda_j) . \quad (3)$$

On retrouve dans l'équation 3 un terme d'ordonnée différent pour les jours de la semaine et les jours fériés (respectivement DOW et HOL). Le terme $S(j, \lambda_j)$ est la fonction paramétrique spline cubique naturel du temps (mesuré en jours) avec λ_j degrés de liberté (ci-après *d.l.*), fonction qui sert à reproduire la quasi-périodicité saisonnière du nombre de décès et les tendances à long terme.

La notation utilisée à l'équation 3 n'est pas complètement transparente car elle cache le nombre de coefficients apparaissant dans le modèle. Le terme d'ordonnée par exemple (terme relié à la taille de la population) n'apparaît pas de façon explicite, tout comme les coefficients de la fonction spline cubique naturel. Cette notation a cependant l'avantage de faciliter l'écriture et la compréhension du modèle. Elle se retrouve abondamment dans la littérature et est identique à celle des logiciels de statistique utilisés pour solutionner la régression.

Mentionnons qu'il existe d'autres options possibles pour contrôler l'effet des saisons et les tendances à long terme. Certains auteurs ont déjà utilisé des indicateurs de mois (Ostro *et al.*, 1996) ou de saisons (Schwartz et Dockery, 1992) pour ce contrôle. D'autres ont préféré utiliser des fonctions trigonométriques (Hales *et al.*, 2000, Schwartz, 1993, Schwartz *et al.*, 1991) ou encore des fonctions de lissage non-paramétriques (Pattenden *et al.*, 2003, Curriero *et al.*, 2002, Braga *et al.*, 2001), ces dernières s'inscrivant dans une classe de modèles connue sous le nom de *modèles additifs généralisés* (Hastie et Tibshirani, 1990). Les indicateurs de mois ou de saisons introduisent des discontinuités dans le temps et limitent à

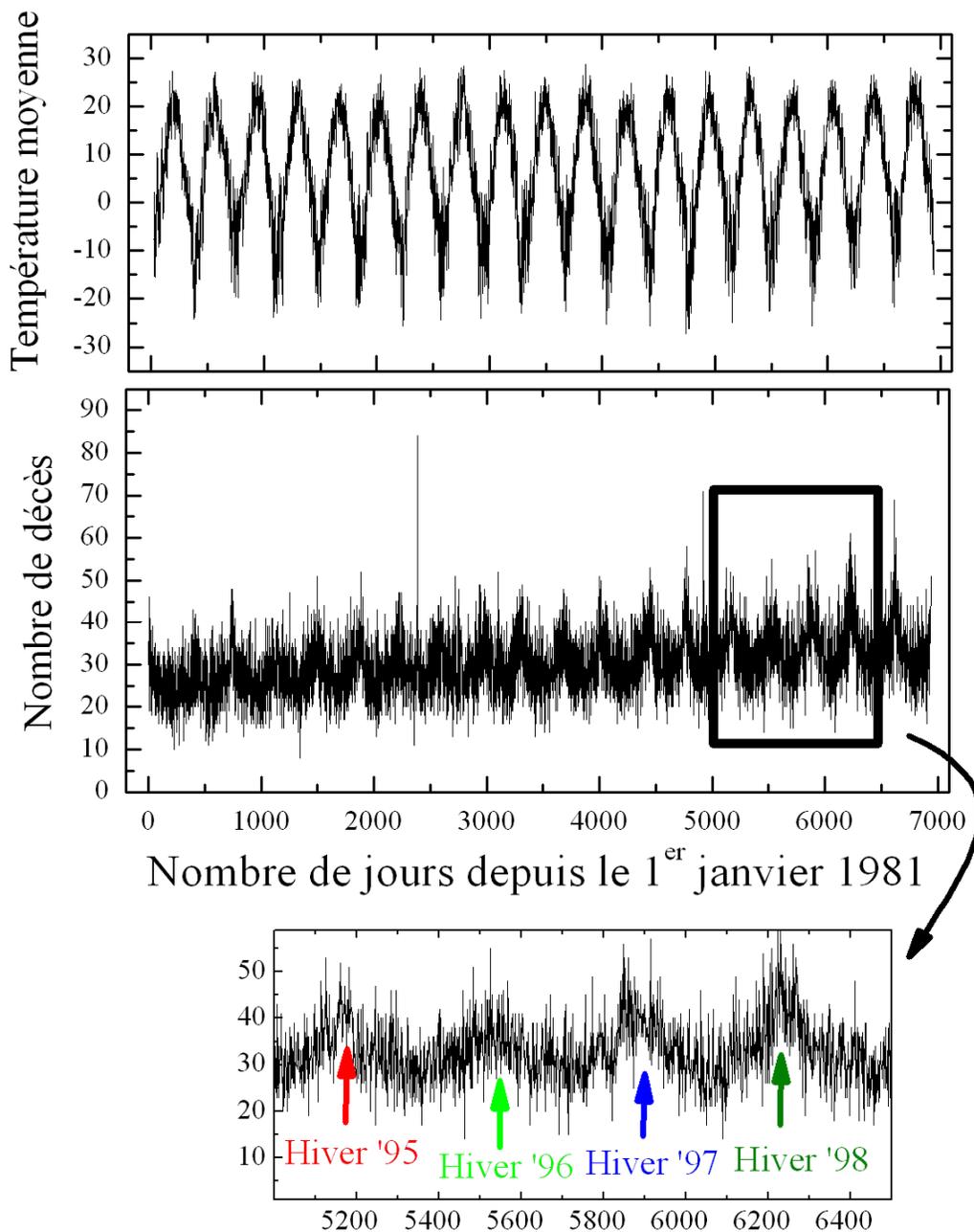
deux valeurs (1 ou 3 mois) la longueur du filtre temporelle. Les fonctions trigonométriques imposent un cycle saisonnier périodique, ce qui à notre avis est plus au moins approprié car l'apparition et la durée des épidémies peut varier d'une année à l'autre. Pour ce qui est de l'utilisation d'une fonction spline paramétrique (comme le spline cubique naturel que nous utilisons) versus une fonction de lissage non-paramétrique, il ne semble pas y avoir d'avantages à utiliser une ou l'autre si on s'assure de la bonne convergence des algorithmes qui les génèrent (Dominici *et al.*, 2002).

La fonction spline cubique qui se retrouve dans l'équation 3 ($S(j, \lambda_j)$) est en fait une fonction polynomiale cubique par morceaux. Le nombre de morceaux correspond au nombre de degrés de liberté λ_j . Chaque morceau couvre une période donnée (de 1,5 à 3 mois selon la valeur de λ_j). On impose la continuité de la fonction, de sa première et de sa deuxième dérivée à la jonction des morceaux de polynômes. On réfère à de Boor (2001) pour plus d'information sur les splines.

En guise d'exemple, nous présentons à la figure 4 la température moyenne pour la ville de Montréal ainsi que la mortalité toutes causes et tout âge dans cette même ville de 1981 à 1999. L'axe horizontal est calibré en jours, 1 correspondant au 1^{er} janvier 1981, 2 au 2 janvier 1981 et ainsi de suite jusqu'au 31 décembre 1999 (jour 6 939). On distingue très nettement les fluctuations saisonnières dans le nombre de décès (voir encadré de la figure). Ces fluctuations peuvent être modélisées par une fonction spline cubique. À la figure 5, on montre la construction du spline cubique (le terme $S(j, \lambda_j)$ de l'équation 3). Chaque partie colorée de la courbe représente un morceau du spline (un polynôme cubique). Une continuité dans la fonction ainsi que dans sa première et deuxième dérivée est imposée à la jonction des morceaux (les nœuds, représentés par les étoiles sur cette même figure). Dans cet exemple particulier, on a choisit λ_j tel qu'il y ait 4 degrés de liberté par année.

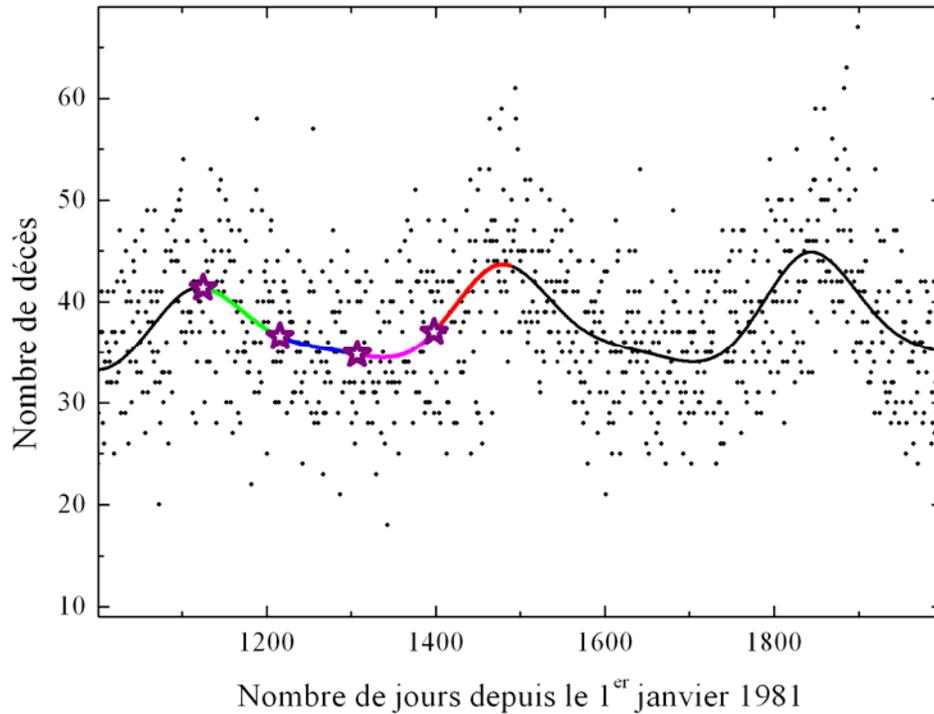
Les modèles que nous présentons dans ce rapport auront tous un terme de contrôle C. La sensibilité des résultats par rapport au paramètre de contrôle saisonnier λ_j est analysée plus loin à la section 4.5. Mentionnons pour l'instant qu'un choix de λ_j trop faible peut parfois surestimer, parfois sous-estimer l'importance du climat par rapport au nombre de décès par jour. Une valeur trop faible ne peut pas détecter 2 courtes vagues d'épidémies se produisant dans une même saison. À l'inverse, une vague de chaleur relativement longue pourrait voir son effet biaisé avec un choix de λ_j trop grand. Les valeurs typiquement choisies dans la littérature se situent autour de 7 degrés de liberté par année (voir par exemple Rainham et Smoyer-Tomic, 2003, Gouveia *et al.*, 2003, Pattenden *et al.*, 2003, Curriero *et al.*, 2003)

Le terme W de l'équation 2 regroupe pour sa part l'ensemble des variables ou des fonctions de variables du climat. Parmi celles-ci, on *peut retrouver* la température (maximale, minimale et moyenne), l'écart diurne, l'indice humidex, le point de rosée, l'humidité relative, la pression atmosphérique et les précipitations. On dit ici *peut retrouver car a priori* on ne connaît pas les paramètres météorologiques qui influencent le nombre de décès. Aussi, ces paramètres peuvent changer en fonction de ce qui est modélisé (p. ex. les décès par maladies de l'appareil circulatoire versus les hospitalisations pour troubles digestifs). En pratique, il faut donc utiliser d'abord la littérature et compléter par essais et erreurs.



La mortalité dans une région donnée varie avec les saisons. Cette figure illustre le phénomène pour la ville de Montréal. La figure du haut montre la température moyenne dans cette ville pour la période du 1^{er} janvier 1981 au 31 décembre 1999. La figure du milieu montre les décès toutes causes, tout âge, dans cette ville pour cette même période.

Figure 4. Les cycles saisonniers des mortalités



Afin de modéliser les cycles saisonniers observés dans les mortalités, on utilise un spline cubique naturel, qui est essentiellement un polynôme cubique par morceaux. Chaque morceau correspond à un degré de liberté (et à une couleur sur la figure). Pour la construction du spline, il faut spécifier la position des noeuds, c'est-à-dire la jonction des polynômes (représentée ici par une étoile).

Figure 5. Construction du spline cubique

Avant de présenter explicitement la forme du terme W pour les décès, nous voulons discuter brièvement de deux points importants qui compliquent sa construction. Le premier est relié au fait que la relation entre la mortalité et les paramètres météorologiques n'est pas nécessairement linéaire. C'est le cas de la température, par exemple. Le second défi qui se pose résulte du fait que le climat passé peut affecter les décès présents. Il faut alors introduire dans le terme W , les valeurs « retardées » des variables météorologiques. Par exemple, pour les décès au jour « j », il faut introduire les températures T_{j-n} , c'est-à-dire les températures n jours avant le décès. Du point de vue statistiques, ceci pose un défi important car les températures étant fortement corrélées, l'estimation des coefficients obtenus par régression peut être inadéquate.

Ces deux difficultés ont donné lieu à différentes méthodes pour représenter et quantifier l'effet du climat dans les régressions de Poisson. Il devient difficile, voire impossible de comparer les résultats d'un article à l'autre car en plus d'étudier des régions et des populations différentes, on utilise également des méthodes différentes. Nous jugeons donc important de faire un survol de la littérature afin de présenter les outils jusqu'à maintenant exploités afin de contourner les deux problèmes que nous venons de mentionner.

3.1.2 La relation non linéaire entre la mortalité et le climat

La relation entre le climat et la mortalité peut être non linéaire. Il est bien connu par exemple que des températures froides et chaudes sont associées à une augmentation du nombre de décès. On réfère souvent à *courbe en U* ou *courbe en V* pour parler de la relation non linéaire qui existe entre la température et le nombre de décès observés (Martens, 2003). La première difficulté qui se pose est de modéliser correctement cette dépendance. Certains auteurs ont choisi de spécifier la relation en imposant une forme en « V » par 2 droites discontinues en un point de coupure (Huynen *et al.*, 2001, Gouveia *et al.*, 2003, Kunst *et al.*, 1993). Comme le point de coupure n'est pas connu *a priori*, il faut l'imposer avant de faire la régression et on introduit alors un biais dans les pentes obtenues. Cette approche facilite cependant la comparaison des effets de la température sur les décès entre différents groupes (ex. deux villes), car la pente de la droite donne une indication de la vulnérabilité de ceux-ci.

D'autres auteurs ont plutôt opté pour une relation en « U ». On choisit non pas 1 mais 2 points de coupures. On a alors 3 droites de pentes différentes qui spécifient la relation entre les décès et la température (Pattenden *et al.*, 2003, Curriero *et al.*, 2003). Encore une fois ici, en imposant 2 points de coupure, on introduit un biais dans l'estimation des pentes. Il est évidemment possible d'argumenter que la forme de la relation entre les décès et la température n'est pas absolue et qu'une relation en « V » pourrait décrire correctement le phénomène pour certains regroupements (villes ou groupes d'âge, par exemple) alors que la relation en « U » serait appropriée pour d'autres. Cependant, le biais introduit en imposant 1 ou 2 points de coupure est inévitable.

Une approche quelque peu différente de celles discutées jusqu'à maintenant est de modéliser la relation entre la température et les décès par une fonction continue comme une parabole (Braga *et al.*, 2001), un spline cubique paramétrique (Curriero *et al.*, 2003) ou encore, une fonction de lissage non-paramétrique (Curriero *et al.*, 2002, Dominici *et al.*, 2000, Bell *et al.*, 2004). L'utilisation d'une parabole (ou même d'un polynôme) ne nous semble pas assez flexible pour décrire la relation entre les décès et la température. En effet, la parabole impose une symétrie entre l'effet du froid et du chaud, ce qui est difficilement justifiable.

Parmi ces différentes approches, nous choisissons de représenter la relation entre les décès et un paramètre climatique donné par une fonction paramétrique de type spline cubique. Évidemment, il est plus difficile de comparer des villes ou des régions en utilisant seulement les relations climat-décès obtenues par des splines cubiques car il y a plusieurs coefficients en jeu (contrairement à une relation linéaire où l'on peut utiliser la pente comme point de comparaison). Cependant, dans le contexte des prédictions qui nous intéresse, cette approche nous semble supérieure et plus flexible. Il nous sera possible de comparer la vulnérabilité des groupes modélisés par rapport *aux changements de climat*.

3.1.3 Importance des variables à délais dans le modèle

Comme mentionné un peu plus haut, le climat des journées passées peut influencer le nombre de décès présents. Il faut donc introduire le climat des journées précédant celle du décès dans le modèle. Certains paramètres météorologiques (comme la température et le point de rosée) ont une forte corrélation temporelle, ce qui peut rendre instable le processus pour estimer les coefficients de la régression.

Afin de contourner ce problème, certains auteurs ont opté pour des modèles avec des regroupements temporels des variables météorologiques (Kunst *et al.*, 1993, Pattenden *et al.*, 2003). Par exemple, pour modéliser la moyenne des décès au jour j , on introduit dans le modèle la température du jour, la moyenne des températures 1 et 2 jours avant le décès, la moyenne des températures 3 à 6 jours avant le décès, etc. Les modèles ainsi construits tendent à conclure que les délais pour l'effet du chaud et du froid ne sont pas les mêmes. Par exemple, les températures très froides 2 semaines avant le décès sembleraient importantes pour expliquer les décès. Par contre, des délais aussi longs pour la chaleur ne seraient pas significatifs. Ces conclusions ont amené quelques auteurs à considérer des délais différents selon qu'on modélise l'effet du chaud ou du froid (Gouveia *et al.*, 2003, O'Neill *et al.*, 2003, Keatinge *et al.*, 2000).

D'autres auteurs ont choisi d'utiliser une base orthogonale des regroupements temporels (El-Zein *et al.*, 2004, Curriero *et al.*, 2002). Pour construire cette base, on régresse par exemple la moyenne des températures 1 et 2 jours avant le décès (T_{1-2}) sur la température le jour du décès (T_0). Les résidus de cette régression deviennent la nouvelle variable orthogonale, variable qui est introduite dans le modèle. On s'assure ainsi d'une plus grande stabilité lors de l'estimation des coefficients du modèle mais il devient cependant plus difficile d'interpréter la signification de ceux-ci.

Une dernière approche possible est d'introduire les variables climatiques dans le modèle sans les regrouper mais de contraindre les coefficients de la régression à suivre une fonction particulière (Schwartz, 2000, Braga *et al.*, 2001), (Zanobetti *et al.*, 2002)⁷. Ces modèles portent le nom de *modèles à délais distribués*⁸ (Distributed Lag Model). L'avantage de cette méthode est qu'elle permet d'obtenir plus en détail l'importance et l'effet relatif des variables à délais dans le modèle. Cependant, cette méthode impose de choisir des fonctions plus simples (droites ou paraboles) pour décrire l'effet d'une variable climatique sur la mortalité.

En comparant les méthodes décrites jusqu'à maintenant pour tenir compte des variables à délais, on constate que les auteurs arrivent à des conclusions différentes quant à la longueur du délai à inclure dans le modèle. Certains se limiteront à 3 jours avant le décès, mentionnant que les autres jours ne sont pas significatifs alors que d'autres incluront jusqu'à 25 jours avant le décès. Encore une fois, on peut se rabattre sur l'argument que les études se font sur des populations différentes pour expliquer cet écart. Peu importe la raison, il nous faudra explorer différents délais avant d'arrêter notre choix.

⁷ Cette dernière référence s'intéresse aux effets de la pollution sur les décès. Le problème de corrélation des variables à délais se pose également dans ce domaine.

⁸ Traduction libre.

Du point de vue méthodologique, il serait intéressant de comparer ces différentes approches mais ceci dépasse quelque peu le cadre du projet. Regrouper dans le temps les variables météorologiques nous semble être une méthode suffisante pour réduire la corrélation entre celles-ci et obtenir un modèle adéquat et utilisable pour des prédictions. En effet, à partir des différents tests que nous avons réalisés, il ne semblait pas justifié d'utiliser une base orthogonale pour les variables à délais.

3.1.4 Les courbes de mortalité-température pour les villes de Montréal, de Québec et de Saguenay

Avant de donner la forme explicite du modèle choisi, nous allons présenter la tendance qui se dégage dans la relation mortalité-température pour trois villes particulières. Le but ici étant d'abord de faire une courte synthèse des éléments importants mentionnés jusqu'à maintenant et de justifier la forme du modèle retenu.

On montre d'abord à la figure 6 la relation entre les décès et la température moyenne pour les villes de Montréal, de Québec et de Saguenay. Cette relation est obtenue en considérant deux modèles différents. Le premier est un modèle simplifié où l'on néglige les facteurs confondants (on pose $C = 0$ dans l'équation 2). On inclut aussi une seule fonction dans le terme W , soit un spline cubique de la température moyenne quotidienne (T_{moy}) avec 4 degrés de liberté. Le premier modèle se résume ainsi :

$$\log \mu = S(T_{moy}, 4).$$

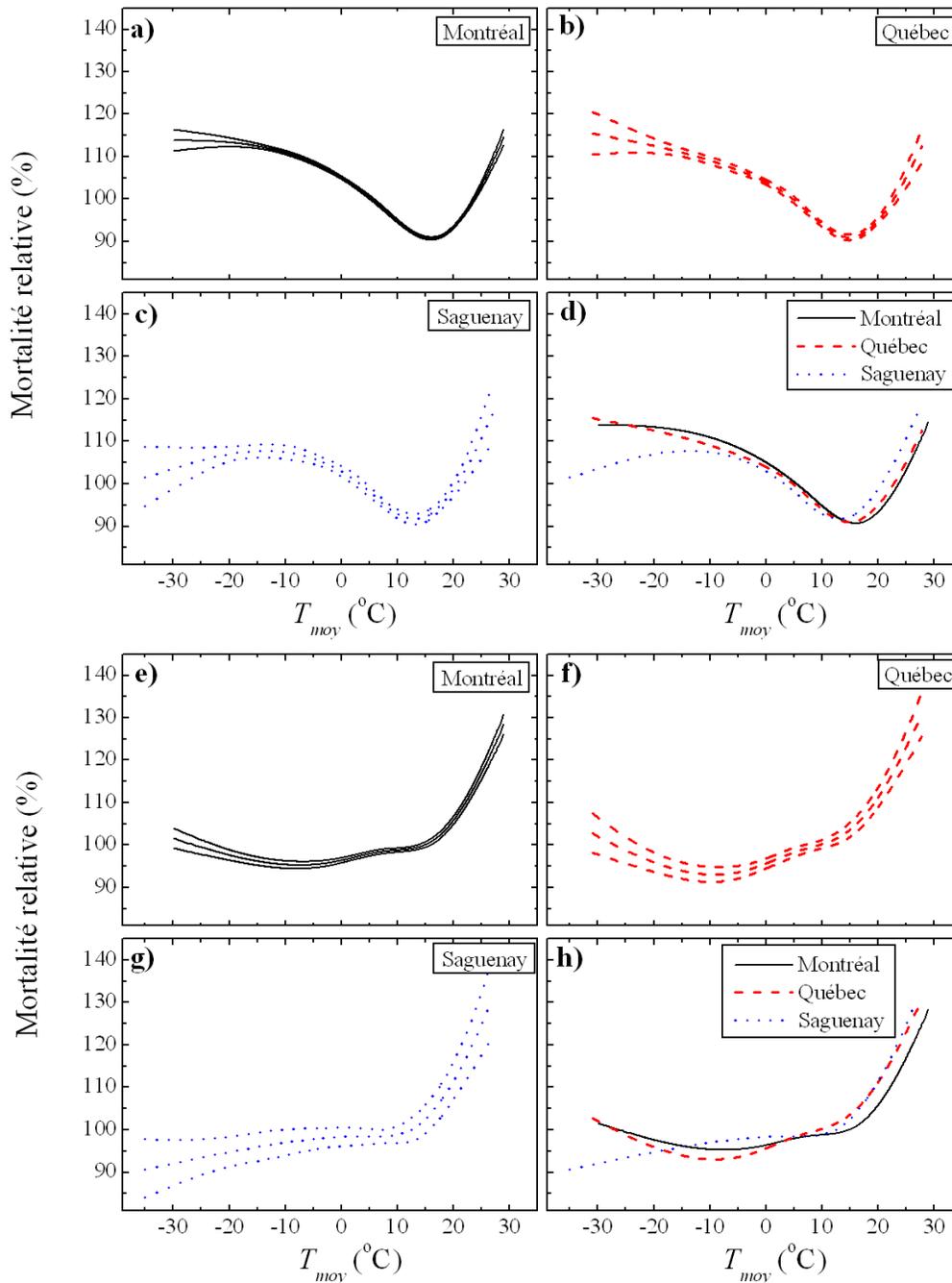
Les graphiques a) à c) de la figure 6 montrent la relation obtenue entre la mortalité relative et la température avec ce modèle simplifié (nous avons aussi tracé l'écart type). Le graphique d) n'est qu'une superposition de a), b) et c) pour fins de comparaison (sans l'écart type). Le deuxième modèle qui est considéré (figure 6e) à 6h)) tient compte des facteurs confondants :

$$\log \mu = C + S(T_{moy}, 4),$$

où le terme C est donné par l'équation 3 (avec $\lambda_j = 6$ degrés de liberté/année).

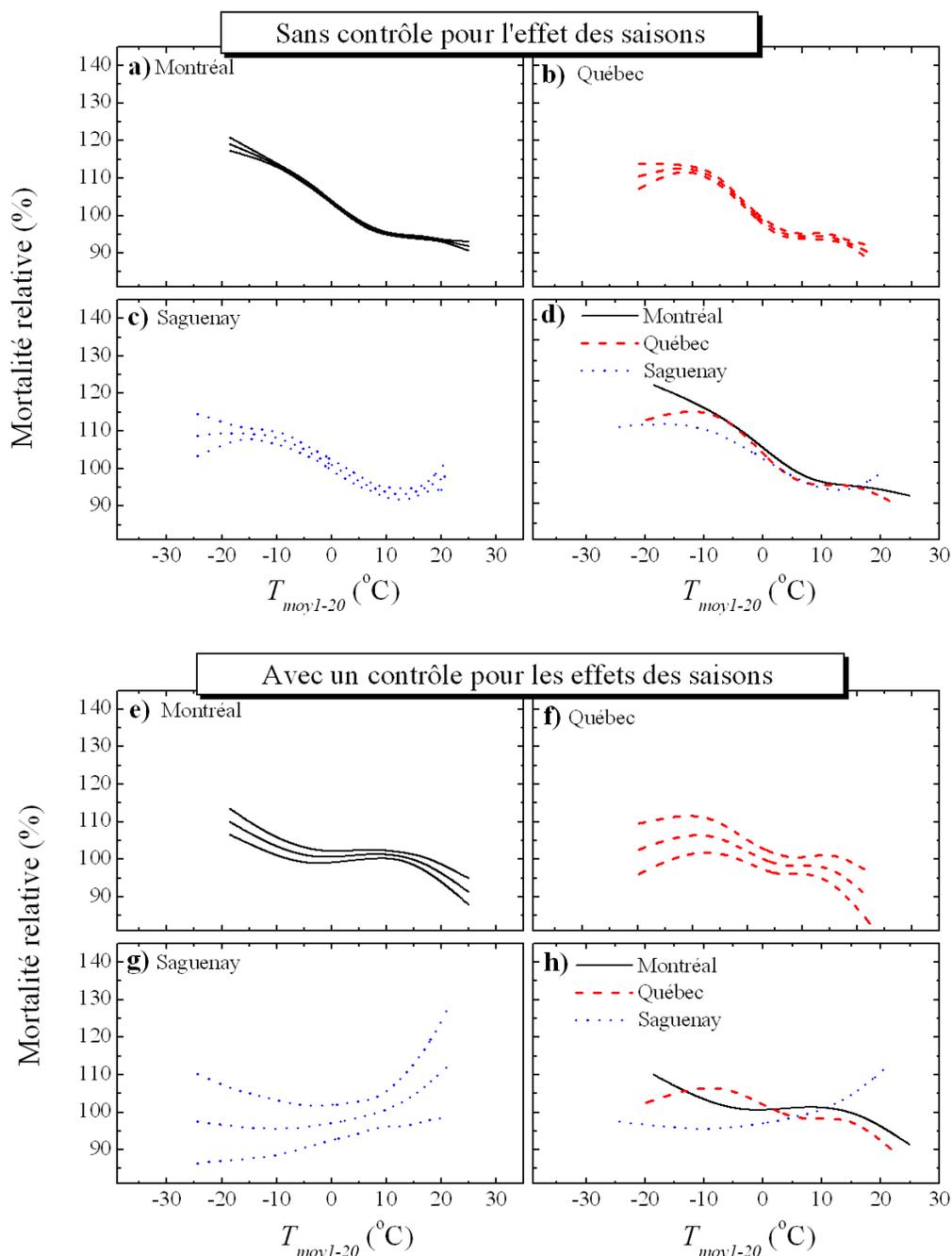
L'axe vertical représente la mortalité relative exprimée en %. Pour une température donnée, on compare la mortalité à la moyenne des mortalités. Par exemple, une mortalité de 130 % à une température donnée indique qu'il y a 30 % plus de décès à cette température qu'en moyenne. La mortalité relative est directement reliée au terme $S(T_{moy}, 4)$.

Comme on peut le constater sur la figure 6, l'effet de la chaleur semble peu affecté par le contrôle saisonnier. Par contre, la relation entre les températures froides change complètement selon que l'on considère l'effet des saisons ou non. Bien que nous ne le présentions que pour trois villes particulières, ce constat est assez général. Étant plus fréquentes en hiver, les épidémies peuvent être plus facilement confondues avec l'effet du froid sur la mortalité (Reichert *et al.*, 2004, Hall et McCarthy, 1995).



Ces graphiques illustrent la relation obtenue entre la mortalité et la température moyenne quotidienne pour les villes de Montréal, de Québec et de Saguenay. Les graphiques du haut [a), b) et c)] proviennent du modèle où l'on néglige les facteurs confondants (on pose $C=0$ dans l'équation 3). Les graphiques e), f) et g) correspondent au cas où l'on tient compte des facteurs confondants (le terme C est ajouté au modèle avec $\lambda_j = 6 \text{ d.l./année}$). Les graphiques d) et h) sont respectivement une superposition de a), b), c) et de e), f), g).

Figure 6. Relation température-mortalité pour 3 villes du Québec



Ces graphiques illustrent la relation obtenue entre la mortalité et la température moyenne des 20 jours précédant le jour du décès pour les villes de Montréal, de Québec et de Saguenay. Les graphiques du haut [(a), (b) et (c)] proviennent du modèle où l'on néglige les facteurs confondants (on pose $C=0$ dans l'équation 3). Les graphiques (e), (f) et (g) correspondent au cas où l'on tient compte des facteurs confondants (le terme C est ajouté au modèle avec $\lambda_j = 6$ d.l./année). Les graphiques (d) et (h) sont respectivement une superposition de (a), (b), (c) et de (e), (f), (g).

Figure 7. Relation température passée-mortalité pour 3 villes du Québec

Afin d'illustrer l'importance des délais dans le modèle, nous présentons à la figure 7 la relation entre la mortalité et la température moyenne des 20 jours précédant le décès ($T_{moy1-20}$) et ce, pour les villes de Montréal, de Québec et de Saguenay. Encore une fois ici, on considère 2 modèles, un modèle simplifié où l'on néglige les facteurs confondants :

$$\log \mu = S(T_{moy1-20}, 4).$$

La relation ainsi obtenue est montrée à la figure 7 a), b) c) et d). Les graphiques e) à h) ont été obtenus en gardant le terme de contrôle ($\lambda_j = 6$ degrés de liberté/année) :

$$\log \mu = C + S(T_{moy1-20}, 4).$$

En comparant avec la figure 6, on remarque que l'effet de la température le jour du décès est bien différent de celui des températures précédant le jour du décès. Par exemple, on remarque à la figure 6 e) à h) que pour les périodes froides, la température quotidienne ne semble pas influencer la mortalité. Pour ces mêmes périodes froides, la température moyenne des 20 jours précédant les décès semble avoir un impact, comme le montrent les pentes négatives des figures 7 e) à h). Aussi, on voit nettement que si les 20 derniers jours ont été chauds, la mortalité quotidienne observée diminue. L'ensemble de ces observations concorde avec ce qui a déjà été reporté dans la littérature (Kunst *et al.*, 1993, Gouveia *et al.*, 2003). Les variances importantes des courbes de la figure 7 e) à h) reflètent le simple fait que plus on est loin du décès dans le temps, plus il est difficile de le relier au climat.

3.2 CHOIX DU MODÈLE POUR LES DÉCÈS

Plusieurs paramètres météorologiques peuvent être inclus dans le modèle de décès. Nous avons d'abord effectué un premier balayage en ajoutant une à une dans le modèle les variables météorologiques à notre disposition. Des analyses préliminaires ont été réalisées pour quelques villes (Montréal, Québec, Gatineau, Sherbrooke et Saguenay) les décès toutes causes, et certaines classes plus spécifiques (décès par maladies de l'appareil circulatoire ou de l'appareil respiratoire). Des modèles ont été construits en considérant différentes combinaisons de température maximale, minimale, moyenne et d'indice humidex (respectivement T_{max} , T_{min} , T_{moy} et Hx). Ces modèles nous ont permis de retenir seulement T_{moy} comme indicateur de température dans le modèle. Cette variable se démarquait des autres du point de vue statistique. Le critère d'information d'Akaike (1973) était utilisé comme indicateur de performance. L'ajout de l'écart thermique diurne n'avait pratiquement pas d'effet dans le modèle. Le point de rosée, l'humidité et la pression atmosphérique ne permettaient pas non plus d'améliorer la déviance résiduelle du modèle.

Nous avons ensuite considéré différents regroupements dans les délais des variables météorologiques. Encore une fois ici, on ajoutait un à un les différents regroupements des variables à délais. Par exemple, on ajoutait au modèle la température moyenne 1 à 3 jours avant le décès (notée T_{moy1-3}). Nous avons refait un balayage sur l'ensemble des variables en plus d'essayer à chaque balayage, différents regroupements dans le temps.

Finalement, nous avons considéré l'ajout d'une discontinuité à W . En effet, on peut penser que lors d'une vague de chaleur ou de froid intense, le nombre de décès pourrait augmenter trop rapidement pour être décrit par une fonction spline cubique continue. Nous avons donc ajouté 2 termes de seuil aux modèles (deux variables binaires, une pour le seuil chaud et l'autre pour le seuil froid). Différents critères pour les seuils ont été essayés.

Nous retenons de ces analyses préliminaires la forme générique suivante pour l'effet du climat sur les décès :

$$W = S(T_{moy}, 4) + S(T_{moy1-3}, 4) + S(T_{moy4-8}, 4) + S(T_{moy9-14}, 4) + S(Hu_{1-3}, 4) + \text{Seuil}_{\text{Chaud}}. \quad (4)$$

Les 4 premiers termes sont reliés à la température moyenne. Nous considérons des regroupements de plus en plus longs (1 à 3 jours avant le décès, 4 à 8 jours avant le décès et 9 à 14 jours avant le décès). L'avant-dernier terme est un spline cubique naturel de l'humidité moyenne 1 à 3 jours avant le décès. Le dernier terme est la variable binaire de seuil (seul le seuil chaud semblait significatif). Nous prenons comme seuil le critère suivant : pour une ville ou une région donnée, la température maximale et la température minimale sur trois jours doivent être supérieures au 98^e centile de leurs valeurs historiques. Nous avons utilisé un critère à la fois statistique (Akaike) et pratique (98^e centile) pour établir ce choix. Il faut noter que ces critères quant au choix d'un seuil ne sont pas appropriés si l'on s'intéresse à établir des seuils d'alerte à la population dans le cas de vagues de chaleur (des critères de sensibilité et de spécificité doivent aussi être considérés).

Mentionnons finalement que seul le terme $S(T_{moy}, 4)$ semble statistiquement significatif pour l'ensemble des villes. Les autres termes (ex. humidité) peuvent être significatifs ou non. De plus, dans une même ville, un changement dans le paramètre λ_j (contrôle saisonnier) peut modifier l'importance apparente d'un terme. Ces différents constats nous amènent à essayer la forme générale de l'équation 4 pour l'ensemble des modèles reliant les décès au climat. Les termes non significatifs sont enlevés du modèle, selon le cas traité (ville, cause de décès, groupes d'âge). Une fois encore, le critère d'Akaike est utilisé pour choisir le modèle final.

3.3 PRÉDICTIONS POUR LE CLIMAT FUTUR

À partir du modèle décrit à la section précédente, il est possible d'établir des prédictions quant à la variation du nombre de décès pour une période future. On cherche ici à évaluer la *variation due aux changements climatiques*. On pose, pour établir cette prédiction, que la moyenne du terme C dans le modèle (équation 2) est constante (autrement dit, on pose que les fluctuations de la mortalité saisonnière, les tendances à long terme et la taille de la population ne changent pas dans le futur). Ainsi, on peut évaluer la variation relative moyenne du nombre de décès par jour par le calcul suivant :

$$\text{Variation relative moyenne du nombre décès} \equiv \langle \Delta \hat{\mu} \rangle \approx 100 \times \langle \hat{W}^f - \hat{W}^h \rangle. \quad (5)$$

Cette variation est exprimée en %. Les moyennes $\langle \rangle$ peuvent être prises sur une année, une saison ou un mois. Les variables \hat{W}^f et \hat{W}^h réfèrent respectivement à l'estimation de la valeur du terme W de l'équation 2 pour les journées du climat futur (f) et historique (h). Le symbole « ^ » rappelle qu'il s'agit de valeurs estimées à partir du modèle. L'annexe 1 donne les explications pour établir l'équation 5.

Ici, il nous faut ouvrir une parenthèse afin de discuter brièvement du calcul de la moyenne. En climatologie, on utilise une période de 30 ans pour établir une norme. Si on s'intéresse en particulier aux variations de la température, on compare les statistiques (moyennes, distributions, etc.) en prenant les données sur 30 années. La période 1961-1990 est celle retenue comme période de référence pour établir les anomalies futures du climat. Les modèles sont donc calibrés en fonction des données historiques pour cette période particulière. Lorsqu'on parle d'une augmentation de température prévue de 1 °C pour les étés de la période future 2020, on tire cette information en comparant ce que donne le modèle pour les années 1961-1990 à ce qu'il génère pour la période 2010-2039. Cette approche pose 2 problèmes dans le calcul de la moyenne de notre modèle.

Premièrement, les données sanitaires que nous avons utilisées couvrent la période 1981-1999 (19 ans)⁹. Il serait toujours possible de comparer les périodes futures à la moyenne du modèle historique (i.e. la moyenne de \hat{W}^h) en prenant comme période de référence les années 1961-1990. Cependant, en plus d'appartenir à un passé plus lointain du point de vue de la santé publique, on ne disposerait que d'une estimation relative quant à la variation de la mortalité (car les données de mortalité ne sont pas fiables avant 1981); il ne serait donc pas possible de traduire cette variation en nombre de décès par année. À notre avis, la traduction est essentielle pour quiconque s'intéresse à cette information.

Le second problème qui se pose est plus subtil. Nous disposons de données de température simulées (historiques et futures) avec une résolution temporelle quotidienne. Il serait évidemment intéressant d'utiliser directement ces données simulées pour évaluer les moyennes du modèle historique et futur. Ces données contiennent toute l'information sur l'évolution de la moyenne des températures et aussi l'évolution de sa variabilité. Si les températures extrêmes sont visitées plus fréquemment dans le futur, l'impact pourrait être notable sur le calcul de la moyenne des décès.

⁹ La banque de données des décès réfère à la période 1981 à 1999 essentiellement pour les deux raisons suivantes :

- à partir de 1981, les données de décès étaient plus fiables (avant 1981 : données non exhaustives et non actualisées selon les territoires) et leur format, plus facilement exploitable;
- jusqu'en 1999, la classification des causes de décès était réalisée selon la neuvième révision de la Classification internationale des maladies (CIM-9), alors qu'à partir de l'an 2000, elle était effectuée à l'aide de la dixième révision (CIM-10). Ainsi, l'utilisation des données de décès jusqu'en 2002 aurait exigé un transcodage, et donc l'utilisation de rapports de comparabilité. Or, la première étude entreprise par Statistique Canada en vue de mesurer l'incidence de ce passage de la neuvième à la dixième révision sur les tendances canadiennes n'a été publiée qu'en 2005. Par ailleurs, les rapports de comparabilité ne valaient que pour l'année 1999 (Geran *et al.*, 2005).

Un obstacle empêche cependant d'utiliser directement les données quotidiennes simulées. En effet, bien que les méthodes de réduction d'échelle arrivent à reproduire relativement bien la statistique historique des températures, il existe encore des écarts entre les moyennes historiques simulées et les moyennes historiques observées. Il existe aussi des écarts entre les distributions de températures simulées et observées. Comme le terme W du modèle (équation 4) ne comprend que des termes non-linéaires par rapport à la température, ces écarts peuvent introduire une erreur dans l'évaluation des moyennes historiques et futures du modèle (\hat{W}^h et \hat{W}^f). Les variations dans le nombre de décès que nous voulons évaluer sont relativement faibles pour la période future 2020. Il semble donc peu approprié d'introduire une erreur supplémentaire dans le calcul, erreur qui demanderait d'être analysée en détail pour être quantifiée correctement.

Afin de contourner ces deux problèmes, nous choisissons de rejeter une partie de l'information sur les climats futurs simulés et ne gardons que les anomalies mensuelles de températures (maximales, minimales et moyennes) prévues par les modèles climatiques. Pour établir la moyenne du modèle historique des décès, nous dérogeons quelque peu aux normes de climatologie et utilisons les données historiques *observées* sur 19 années (1981-1999). Pour le calcul de la moyenne du modèle futur, nous prenons les mêmes données historiques auxquelles nous ajoutons l'*anomalie mensuelle* des températures prévue par les modèles climatiques. Nous calculons l'anomalie mensuelle pour une période future donnée en comparant les températures simulées pour la période 1981-1999 aux températures simulées pour cette période future. On essaie donc de comparer en quelque sorte le climat des années 1981-1999 aux climats à venir, soit ceux de la période 2020 (2010-2039), de la période 2050, (2040-2069) et de la période 2080 (2070-2099).

Cette approche est, selon nous, un bon point de départ pour établir un ordre de grandeur dans les prédictions quant à la variation du nombre de décès qu'entraînera le réchauffement de la planète à une échelle plus locale. D'une part, les données obtenues par réduction d'échelle collent déjà plus aux climats locaux que les simulations à l'échelle planétaire. Par la suite, l'ajout d'anomalies mensuelles aux températures historiques est plus réaliste que l'ajout d'une anomalie annuelle moyenne et considère donc davantage les effets non linéaires de la relation mortalité-température.

Dans un autre ordre d'idée, il faut mentionner que le calcul de prédiction proposé à l'équation 5 permet d'évaluer les variations dans le nombre de décès *directement* aux changements de climat. Il est souvent difficile, voire même impossible de quantifier l'effet potentiel de nouvelles épidémies ou maladies graves qu'impliquera probablement le réchauffement du territoire par voie indirecte (ex. contamination accrue de l'eau ou des aliments).

Il est aussi important de noter ici que cette prédiction est basée sur l'hypothèse que la relation statistique entre le nombre de décès et le climat ne change pas dans le temps. Nous testons cette hypothèse à la section 4.6, en analysant 2 cas particuliers : celui des décès pour les villes de Montréal et de Québec. On confronte les prédictions futures de deux modèles : un premier construit en utilisant les données de la période 1981-1989 et le second obtenu à partir des décès de la période 1991-1999.

On peut penser que les relations statistiques entre le nombre d'événements et le climat évolueront dans les années à venir, simplement à cause de la prise de conscience de la population face aux changements climatiques, des campagnes préventives, etc. Les résultats que nous obtenons en ce qui à trait aux prédictions constituent donc l'estimation d'une situation où la population ne s'adapte pas aux changements du climat.

3.4 RÉSUMÉ

On résume ici les principales relations utilisées pour la modélisation et les prédictions. Le nombre de décès quotidien μ est modélisé par une régression de Poisson :

$$\log \mu = C + W, \quad (6)$$

avec

$$C = DOW + HOL + S(j, \lambda_j). \quad (7)$$

et

$$W = S(T_{moy}, 4) + S(T_{moy1-3}, 4) + S(T_{moy4-8}, 4) + S(T_{moy9-14}, 4) + S(Hu_{1-3}, 4) + Seuil_{Chaud}. \quad (8)$$

Ce modèle est construit par ville ou région socio-sanitaire et, lorsque les effectifs le permettent, par groupes d'âge et par groupe de maladies. Les variations du nombre de décès pour les périodes futures par rapport aux périodes historiques sont ensuite évaluées à partir du modèle. On utilise pour ce calcul, la relation suivante :

$$\text{Variation relative moyenne du nombre décès} \equiv \langle \Delta \hat{\mu} \rangle \approx 100 \times \langle \hat{W}^f - \hat{W}^h \rangle, \quad (9)$$

où \hat{W}^f et \hat{W}^h sont respectivement les moyennes du terme W pour les climats futurs et historiques, estimées à partir du modèle. Ces moyennes peuvent être évaluées par mois, par saison ou par année. L'annexe 1 donne quelques détails plus techniques sur l'utilisation de cette dernière relation.

4 RÉSULTATS

4.1 STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Cette section vise à commenter brièvement les statistiques qui décrivent les mortalités quotidiennes pour quelques villes et régions du Québec. Les statistiques sont fournies sous forme de tableaux à l'annexe 2. Un des buts de ce projet est de fournir une description à l'échelle de la province des effets du climat, présent et futur, sur la population. Nous avons d'abord évalué la mortalité quotidienne pour quelques villes du Québec méridional. Les méthodes décrites à la section précédente peuvent poser problème lorsque les taux de décès sont faibles (<2 décès/jour). Nous avons donc ajouté les statistiques par régions administratives pour compléter les effectifs des villes où la modélisation pouvait être problématique.

On remarque à partir des tableaux 7 et 8 de l'annexe 2 qu'il est impossible de stratifier par âge et par cause de maladies pour toutes les villes et les régions présentées. Afin d'avoir un portrait étendu des effets du climat sur la population, nous nous limitons premièrement à établir une relation entre le climat et les décès toutes causes pour les villes et les régions où les modèles sont significatifs. Les décès toutes causes *excluent* ici les traumatismes (lesquels regroupent entre autres les décès intentionnels). Il s'agit donc des décès dont la codification CIM-9 se situe entre 1 et 799.

À la lumière de ces statistiques, nous choisissons d'étudier l'effet de l'âge sur la relation mortalité-température pour les villes de Québec et de Montréal uniquement. Seule la ville de Montréal est retenue pour comparer les effets de la chaleur sur les causes de mortalité. Les causes retenues sont les décès par maladies de l'appareil circulatoire (codes CIM-9 : 390-459), de l'appareil respiratoire (codes CIM-9 : 460-519) et les tumeurs (codes CIM-9 : 140-239).

4.2 MODÈLES ET PRÉDICTIONS PAR VILLES ET PAR RÉGIONS

Nous utilisons la forme générique du modèle présenté à la section 2 pour d'abord obtenir une relation statistique entre la mortalité et le climat dans différentes villes et régions administratives de la province de Québec. Comme mentionné à la section 4.1, il s'agit de la mortalité toutes causes excluant les traumatismes et tout âge. Dans la partie climatique du modèle (équation 4), des termes sont significatifs pour certaines villes et moins pour d'autres. Nous présentons au tableau 2 le modèle retenu pour les villes et les régions analysées. On indique dans ce tableau le modèle choisi pour chaque ville et chaque région. Le critère d'Akaike est appliqué pour introduire ou non un terme particulier dans le modèle. On indique par un « X » les termes qui ne sont pas retenus. La valeur p de la distribution- F est donnée pour les termes qui apparaissent dans le modèle.

Tableau 2. Les modèles des différentes villes et régions administratives

(Décès toutes causes, sauf traumatismes)

	$S(Hu_{3,4})$	$Seuil_{Chaud}$	$S(T_{moy, 4})$	$S(T_{moy1-3, 4})$	$S(T_{moy4-8, 4})$	$S(T_{moy9-14, 4})$
Villes						
Gatineau	x	< 0,001	< 0,1	x	x	x
Laval	x	< 0,005	< 0,05	x	x	x
Longueuil	x	< 0,05	< 10 ⁻⁴	x	x	x
Montréal	< 10 ⁻³	< 10 ⁻⁸	< 10 ⁻⁸	< 10 ⁻⁶	< 0,005	< 0,05
Québec	< 0,05	< 10 ⁻⁶	< 10 ⁻⁶	< 10 ⁻³	x	x
Saguenay	x	x	< 0,01	x	x	x
Sherbrooke	x	< 0,05	< 0,005	x	x	x
Régions						
Bas-Saint-Laurent	x	x	< 0,005	x	< 0,002	x
Chaudière-Appalaches	x	x	< 0,01	x	x	x
Estrie	x	< 0,05	< 0,005	< 0,05	x	x
Lanaudière	x	x	x	< 10 ⁻³	x	x
Laurentides	x	< 10 ⁻³	< 10 ⁻³	< 0,1	x	x
Mauricie	x	< 0,05	< 10 ⁻⁴	x	< 0,05	x
Montérégie	< 10 ⁻⁵	< 10 ⁻⁵	< 10 ⁻¹⁰	x	< 0,005	x
Outaouais	x	< 0,005	< 0,1	x	x	x
Saguenay-Lac-Saint-Jean	< 0,1	x	< 10 ⁻⁶	x	x	x

On indique dans ce tableau le modèle choisi pour chaque ville et chaque région. Le critère d'Akaike est appliqué pour introduire ou non un terme particulier dans le modèle. On indique par un X les termes qui ne sont pas retenus. La valeur p de la distribution-F est donnée pour les termes qui apparaissent dans le modèle.

Les figures 8 et 9 montrent respectivement la relation mortalité-température pour quelques villes et quelques régions. On rappelle que ces courbes sont directement reliées au terme $S(T_{moy, 4})$ du modèle (comme expliqué à la section 3.1.4) et représentent la mortalité relative en fonction de la température. Pour une température donnée, elles permettent de comparer la mortalité à la moyenne des mortalités pour toutes les autres températures, et ce, en tenant compte des saisons, des tendances à long terme et des jours de la semaine (p. ex. une mortalité de 130 % à une température donnée indique qu'il y a 30 % plus de décès à cette température qu'en moyenne). Ces dernières figures permettent de comparer les villes et les régions, sur une base très qualitative, quant à l'effet de la température sur la mortalité. On choisit de présenter la relation avec la température quotidienne car c'est elle qui domine l'effet du climat sur les décès. L'effet des températures passées ($S(T_{moy1-3, 4})$, $S(T_{moy4-8, 4})$ et $S(T_{moy9-14, 4})$) est moins important et ne se retrouve pas dans toutes les villes (tableau 2).

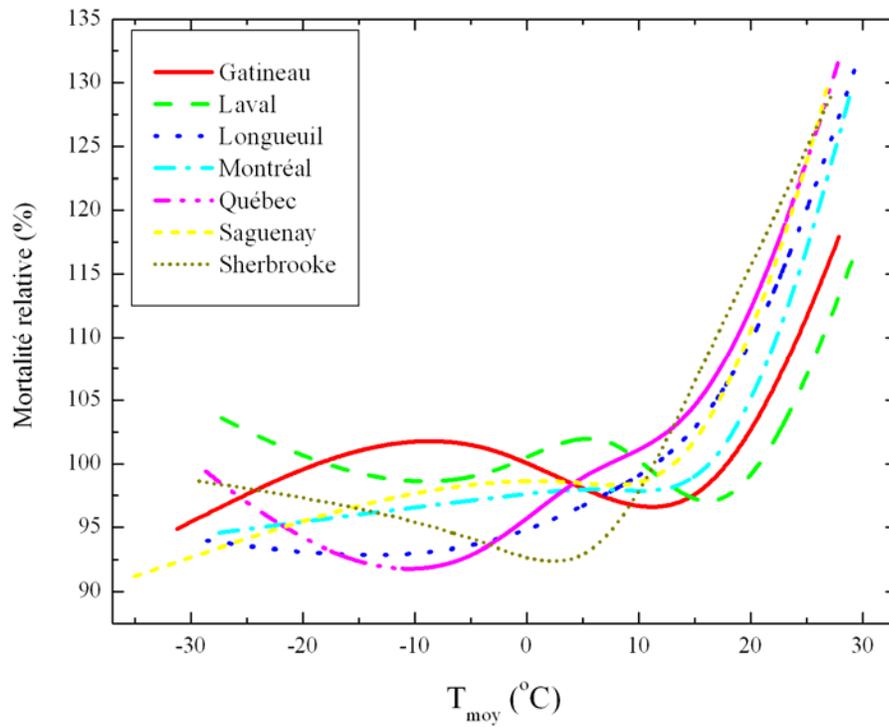


Figure 8. Relation mortalité-température pour quelques villes du Québec

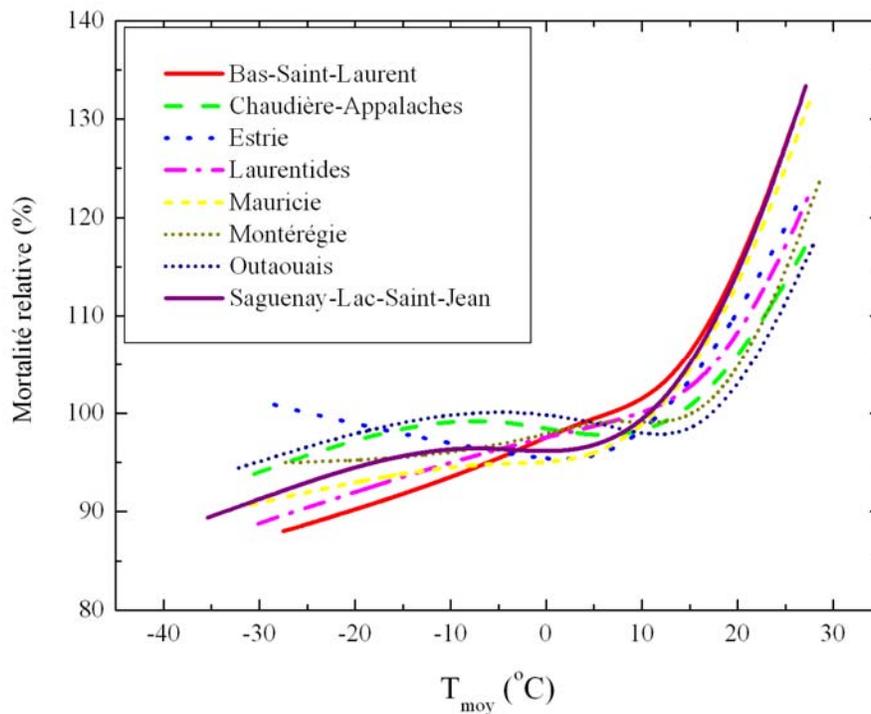


Figure 9. Relation mortalité-température pour quelques régions du Québec

De façon générale, on remarque que pour toutes les villes, il semble y avoir un point au-delà duquel le nombre de décès augmente presque linéairement avec la température. De plus, la pente de la partie linéaire semble pratiquement identique d'une ville à l'autre. Pour l'effet du froid, aucune tendance ne se dégage du graphique. Rappelons cependant que l'effet du froid apparaît plus évident en regardant la mortalité relative en fonction des températures passées, comme nous l'avons déjà illustré à la figure 7.

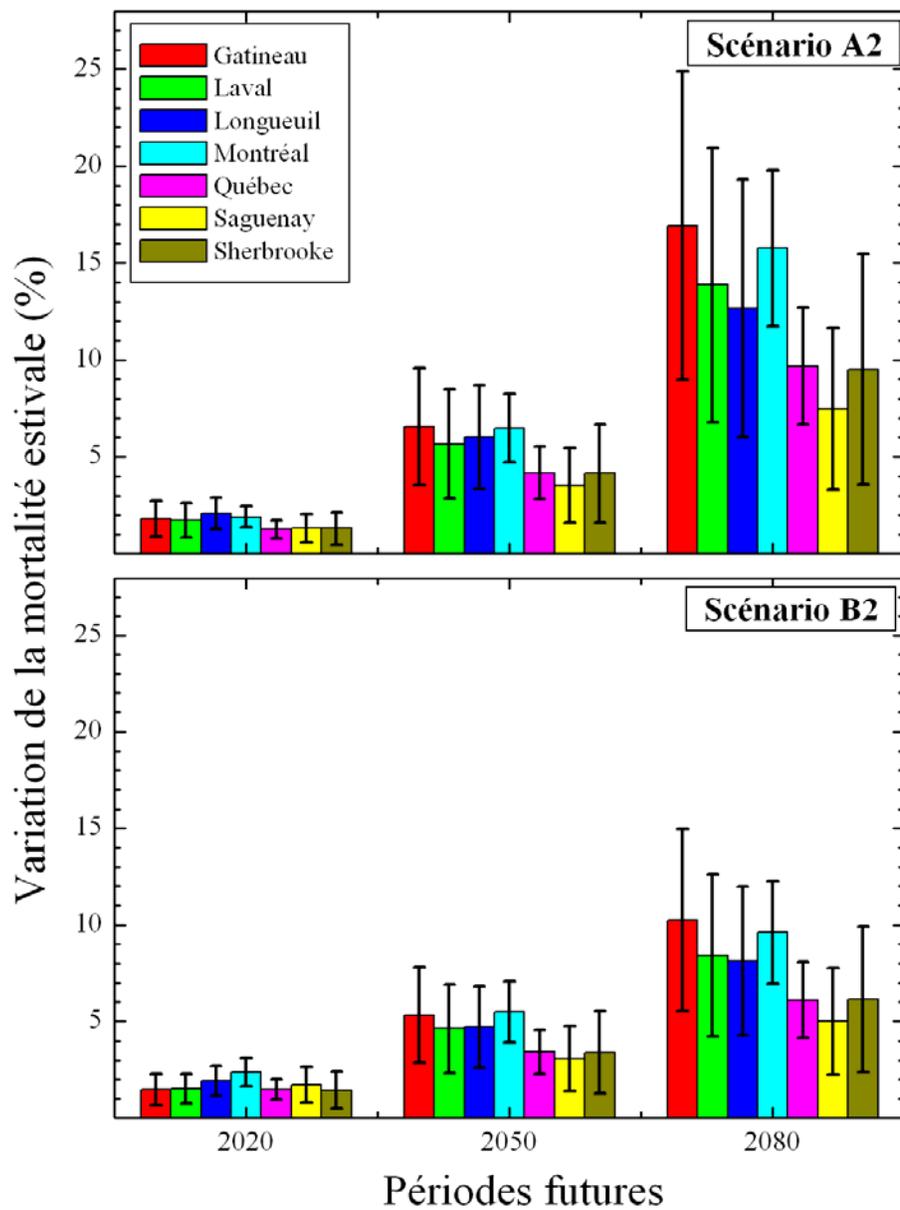
Il est intéressant de noter que malgré l'étendue des régions administratives et les micro-climats qui peuvent s'y retrouver, on arrive quand même à dégager (pour la partie « chaude » du graphique) la même relation quasi-linéaire entre la mortalité et la température.

Pour la région de Lanaudière, le terme $S(T_{moy}, 4)$ n'était pas significatif; cette région n'est donc pas représentée sur le graphique. En fait, pour cette dernière région, le terme $S(T_{moy1-3}, 4)$ était dominant. Pour les régions de l'Abitibi-Témiscamingue, de la Côte-Nord, du Centre-du-Québec, de la Gaspésie-Îles-de-la Madeleine et du Nord-du-Québec, aucun lien significatif entre la température et le nombre de décès ne semblait vouloir se dégager.

En utilisant les modèles construits pour les villes et les régions, il est possible d'estimer la variation de mortalité due aux changements climatiques, et ce pour différentes périodes futures. On utilise l'équation 5 ainsi que les projections futures pour ces périodes (scénarios A2 et B2). Les graphiques 10 et 11 montrent respectivement les prédictions quant à la mortalité estivale et annuelle pour quelques villes de la province de Québec. Les graphiques 12 et 13 illustrent ces prédictions pour quelques régions administratives. Les variations de mortalité sont exprimées en pourcentage de la mortalité historique (période 1981-1999) et présentées pour les périodes futures 2020, 2050 et 2080. Les tableaux 3, 4, 5 et 6 reprennent ces prédictions en y ajoutant les variations en nombre de décès par été ou par année selon le cas. L'intervalle de confiance (95 %) est aussi donné.

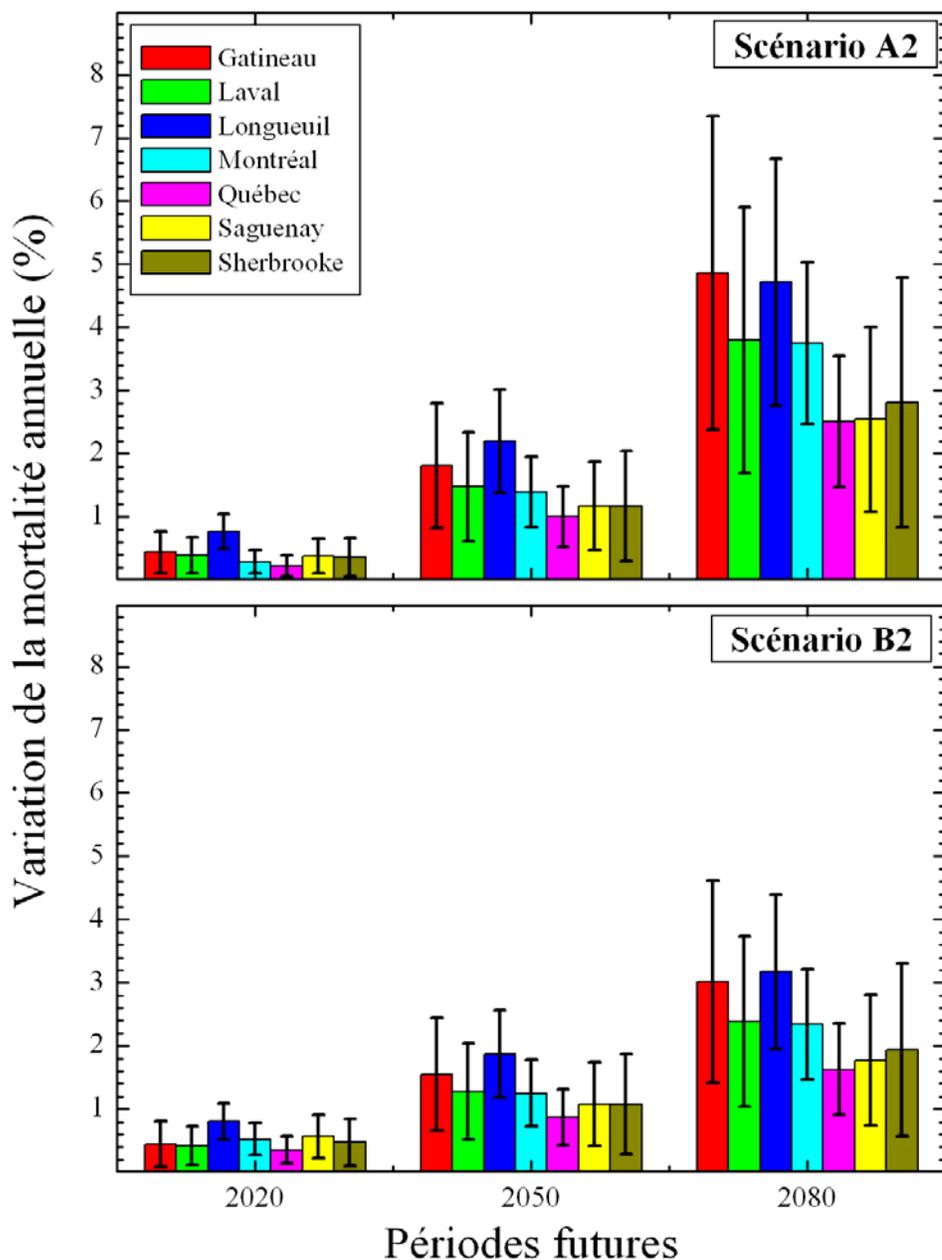
Nous choisissons de présenter les prédictions pour la saison de l'été uniquement car c'est dans cette période que les variations sont les plus importantes et significatives. En général, il y a une faible diminution de la mortalité en hiver et une faible augmentation au printemps et à l'automne. Nous présentons les variations annuelles de la mortalité afin de faire le bilan sur une année complète. Les variations de mortalité à l'été étant largement supérieures aux autres saisons, il y a une augmentation de la mortalité annuelle, comme on le constate sur les figures 11 et 13.

Bien qu'il y ait des différences entre les villes quant aux prédictions, ces différences sont non significatives. Pour les régions, certaines différences sont significatives. On rappelle que les prédictions pour les régions ont été obtenues en utilisant la moyenne des anomalies mensuelles de températures prévues pour des stations situées dans la région ou à proximité. En soi, cette approximation est grossière et pourrait expliquer en partie les différences observées. Un autre aspect important est la variabilité climatique que l'on retrouve à l'intérieur d'une même région, variabilité qui peut brouiller quelque peu le lien établi statistiquement entre la mortalité et la température. Il est intéressant de noter que, malgré tout, les prédictions pour les régions de l'Estrie, de l'Outaouais et du Saguenay-Lac-St-Jean se rapprochent de celles de la principale ville située sur leur territoire (respectivement Sherbrooke, Gatineau et Saguenay).



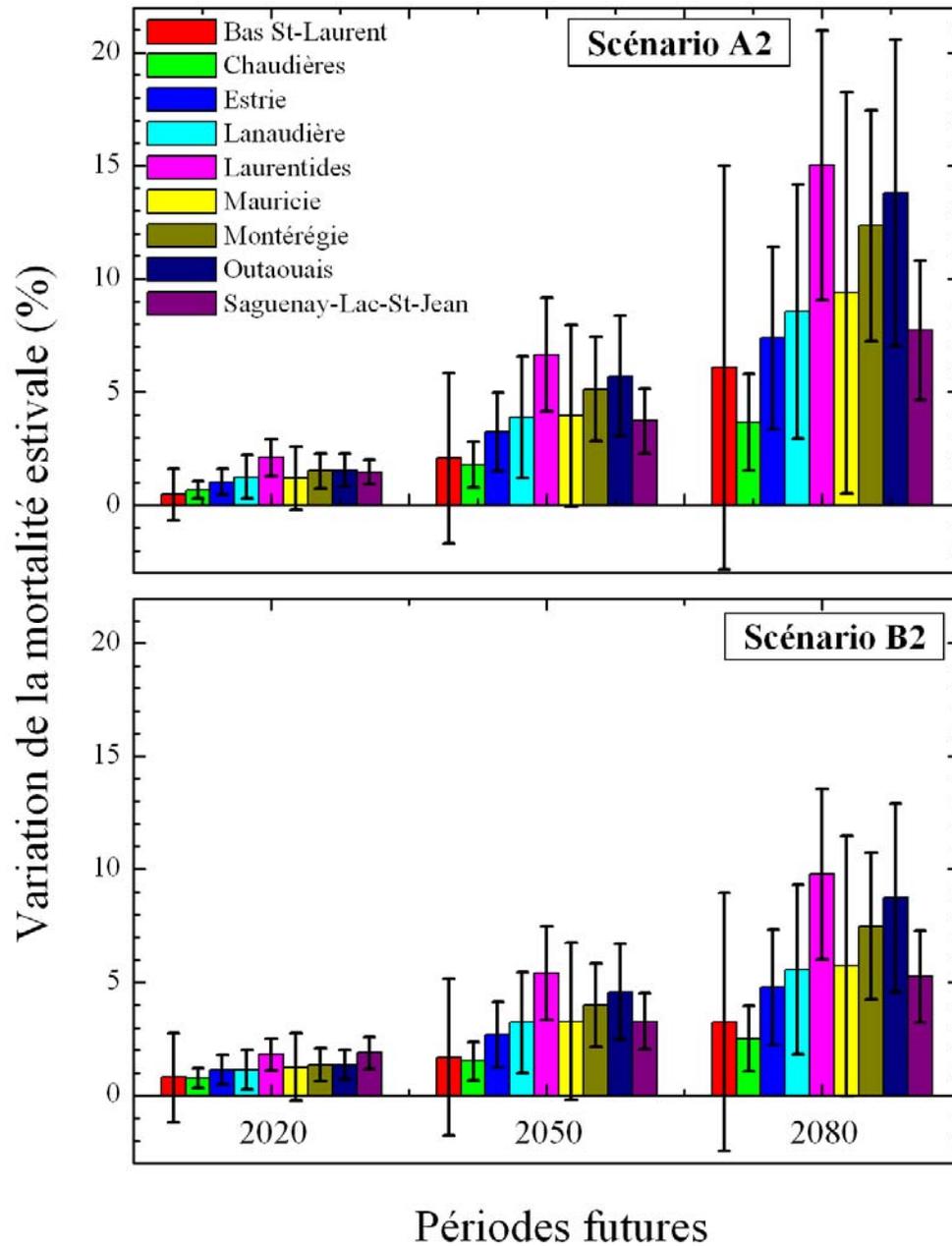
Cette figure présente les variations de la mortalité estivale dans quelques villes du Québec prévues pour les scénarios A2 et B2. Les variations sont exprimées en % de la mortalité historique de la période 1981-1999. L'intervalle de confiance (95 %) est aussi donné. Le tableau 3 reprend ces prédictions et exprime aussi les variations en nombre de décès par été.

Figure 10. Variation de la mortalité estivale pour quelques villes du Québec méridional



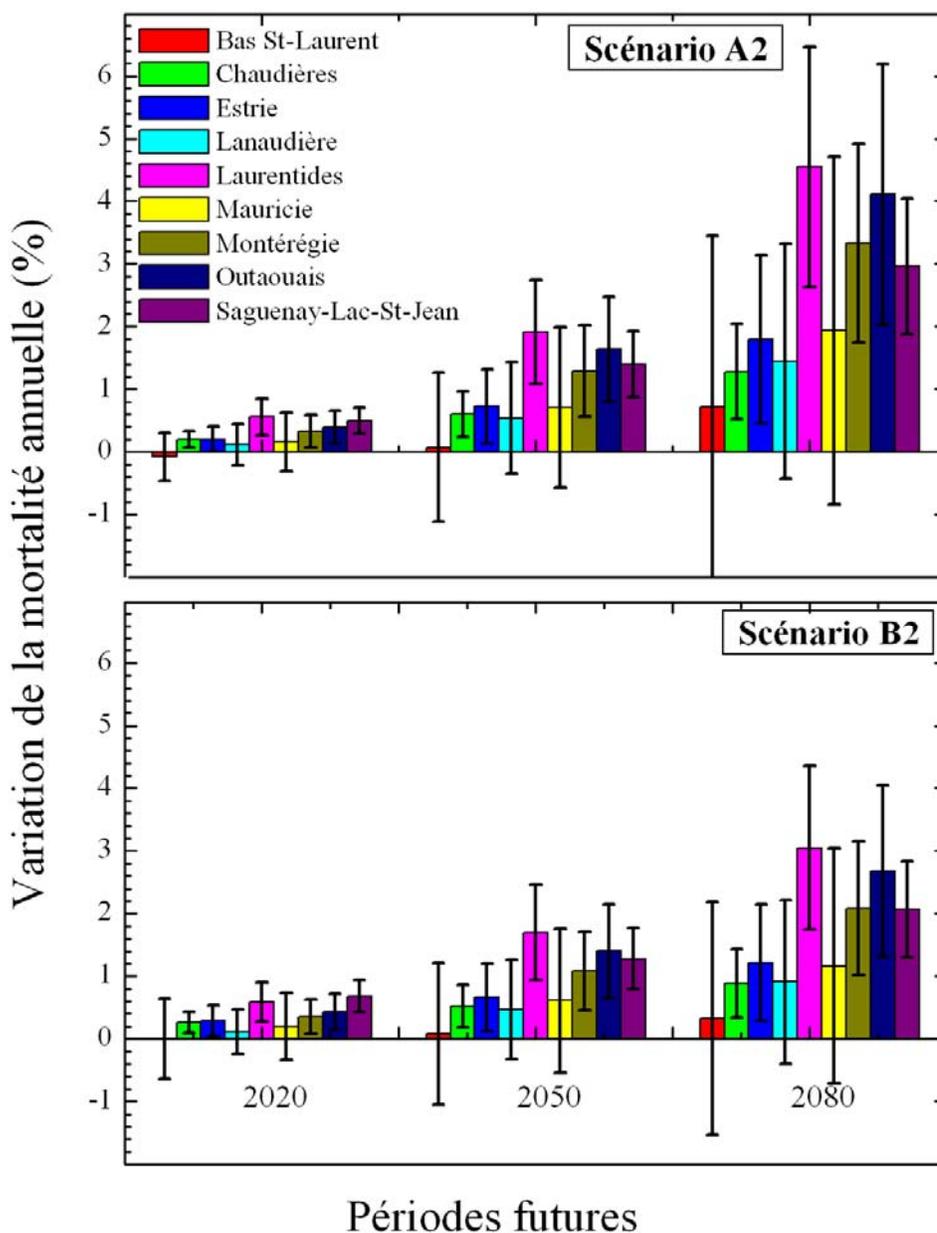
Cette figure présente les variations de la mortalité annuelle dans quelques villes du Québec prévues pour les scénarios A2 et B2. Les variations sont exprimées en % de la mortalité historique de la période 1981-1999. L'intervalle de confiance (95 %) est aussi donné. Le tableau 4 reprend ces prédictions et exprime aussi les variations en nombre de décès par année.

Figure 11. Variation de la mortalité annuelle pour quelques villes du Québec méridional



Cette figure présente les variations de la mortalité estivale dans quelques régions administratives du Québec prévues pour les scénarios A2 et B2. Les variations sont exprimées en % de la mortalité historique de la période 1981-1999. L'intervalle de confiance (95 %) est aussi donné. Le tableau 5 reprend ces prédictions et exprime aussi les variations en nombre de décès par été.

Figure 12. Variation de la mortalité estivale pour quelques régions du Québec méridional



Cette figure présente les variations de la mortalité annuelle dans quelques régions administratives du Québec prévues pour les scénarios A2 et B2. Les variations sont exprimées en % de la mortalité historique de la période 1981-1999. L'intervalle de confiance (95 %) est aussi donné. Le tableau 6 reprend ces prédictions et exprime aussi les variations en nombre de décès par année.

Figure 13. Variation de la mortalité annuelle pour quelques régions du Québec méridional

Tableau 3. Variation de la mortalité estivale pour quelques villes du Québec

VILLES		VARIATIONS (%)		NOMBRE DE DÉCÈS/ÉTÉ	
		Scénario A2	Scénario B2	Scénario A2	Scénario B2
Gatineau	2020	1, 82 ± 0, 94	1, 49 ± 0, 81	4, 2 ± 2, 2	3, 5 ± 1, 9
	2050	6, 6 ± 3, 0	5, 3 ± 2, 5	15, 1 ± 7, 0	12, 3 ± 5, 7
	2080	16, 9 ± 8, 0	10, 2 ± 4, 7	39 ± 18	24 ± 11
Laval	2020	1, 73 ± 0, 88	1, 53 ± 0, 78	6, 5 ± 3, 3	5, 7 ± 2, 9
	2050	5, 7 ± 2, 8	4, 6 ± 2, 3	22 ± 11	17, 2 ± 8, 5
	2080	13, 9 ± 7, 0	8, 4 ± 4, 2	52 ± 26	31 ± 16
Longueuil	2020	2, 10 ± 0, 82	1, 92 ± 0, 76	8, 9 ± 3, 5	8, 2 ± 3, 2
	2050	6, 0 ± 2, 7	4, 7 ± 2, 1	26 ± 11	20, 1 ± 8, 9
	2080	13, 0 ± 6, 6	8, 1 ± 3, 9	54 ± 28	34, 5 ± 16, 3
Montréal	2020	1, 90 ± 0, 54	2, 37 ± 0, 72	64 ± 18	79 ± 24
	2050	6, 5 ± 1, 8	5, 49 ± 1, 58	216 ± 59	183 ± 53
	2080	15, 8 ± 4, 0	9, 61 ± 2, 65	530 ± 140	321 ± 88
Québec	2020	1, 26 ± 0, 47	1, 48 ± 0, 54	9, 3 ± 3, 5	10, 9 ± 4, 0
	2050	4, 2 ± 1, 4	3, 4 ± 1, 1	30, 5 ± 9, 9	25, 2 ± 8, 4
	2080	9, 7 ± 3, 0	6, 1 ± 2, 0	71 ± 22	45 ± 14
Saguenay	2020	1, 31 ± 0, 72	1, 72 ± 0, 94	2, 8 ± 1, 5	3, 6 ± 2, 0
	2050	3, 5 ± 1, 9	3, 1 ± 1, 7	7, 4 ± 4, 1	6, 5 ± 3, 6
	2080	7, 5 ± 4, 2	5, 0 ± 2, 8	15, 7 ± 8, 7	10, 5 ± 5, 8
Sherbrooke	2020	1, 31 ± 0, 83	1, 46 ± 0, 95	2, 4 ± 1, 5	2, 6 ± 1, 7
	2050	4, 1 ± 2, 5	3, 4 ± 2, 1	7, 5 ± 4, 6	6, 2 ± 3, 8
	2080	9, 5 ± 5, 9	6, 1 ± 3, 8	17, 3 ± 10, 8	11, 2 ± 6, 8

On présente dans ce tableau les variations de la mortalité estivale pour quelques villes du Québec prévues pour les scénarios A2 et B2. Les variations sont exprimées en % de la mortalité historique de la période 1981-1999 et en nombre de décès par été. L'intervalle de confiance (95 %) est aussi donné.

Tableau 4. Variation de la mortalité annuelle pour quelques villes du Québec

VILLES		VARIATIONS (%)		NOMBRE DE DÉCÈS/ÉTÉ	
		Scénario A2	Scénario B2	Scénario A2	Scénario B2
Gatineau	2020	0,44 ± 0,33	0,44 ± 0,36	4,4 ± 3,3	4,4 ± 3,5
	2050	1,81 ± 0,99	1,55 ± 0,89	17,9 ± 9,8	15,4 ± 8,8
	2080	4,9 ± 2,5	3,0 ± 1,6	48 ± 25	30 ± 16
Laval	2020	0,39 ± 0,29	0,42 ± 0,30	6,2 ± 4,6	6,8 ± 4,8
	2050	1,48 ± 0,87	1,28 ± 0,76	24 ± 14	20 ± 12
	2080	4,4 ± 3,5	2,4 ± 1,3	69 ± 56	38 ± 21
Longueuil	2020	0,77 ± 0,27	0,81 ± 0,29	13,8 ± 4,9	14,6 ± 5,1
	2050	2,20 ± 0,82	1,87 ± 0,69	39 ± 14	33 ± 12
	2080	4,7 ± 2,0	3,2 ± 1,2	84 ± 35	57 ± 22
Montréal	2020	0,29 ± 0,18	0,52 ± 0,25	41 ± 26	75 ± 36
	2050	1,39 ± 0,56	1,25 ± 0,53	199 ± 80	179 ± 76
	2080	3,8 ± 1,3	2,34 ± 0,87	540 ± 180	340 ± 130
Québec	2020	0,23 ± 0,17	0,35 ± 0,22	7,2 ± 5,4	11,3 ± 6,9
	2050	1,00 ± 0,48	0,87 ± 0,44	32 ± 15	28 ± 14
	2080	2,5 ± 1,0	1,63 ± 0,72	80 ± 33	52 ± 23
Saguenay	2020	0,38 ± 0,27	0,57 ± 0,35	3,3 ± 2,4	5,0 ± 3,1
	2050	1,17 ± 0,70	1,08 ± 0,66	10,3 ± 6,2	9,5 ± 5,8
	2080	2,6 ± 1,5	1,8 ± 1,0	22 ± 13	15,6 ± 9,1
Sherbrooke	2020	0,36 ± 0,30	0,48 ± 0,37	2,9 ± 2,4	3,8 ± 3,0
	2050	1,17 ± 0,88	1,08 ± 0,80	9,4 ± 7,0	8,6 ± 6,4
	2080	2,8 ± 2,0	1,94 ± 1,37	22 ± 16	15 ± 11

On présente dans ce tableau les variations de la mortalité annuelle pour quelques villes du Québec prévues pour les scénarios A2 et B2. Les variations sont exprimées en % de la mortalité historique de la période 1981-1999 et en nombre de décès par année. L'intervalle de confiance (95 %) est aussi donné.

Tableau 5. Variation de la mortalité estivale pour quelques régions du Québec

RÉGIONS		VARIATIONS (%)		NOMBRE DE DÉCÈS/ÉTÉ	
		Scénario A2	Scénario B2	Scénario A2	Scénario B2
Bas Saint-Laurent	2020	0,5 ± 1,1	0,8 ± 2,0	1,7 ± 4,0	2,8 ± 7,0
	2050	2,1 ± 3,8	1,7 ± 3,5	7 ± 13	6 ± 12
	2080	6,1 ± 8,9	3,3 ± 5,7	21 ± 31	11 ± 20
Chaudière-Appalaches	2020	0,68 ± 0,38	0,77 ± 0,42	3,8 ± 2,1	4,3 ± 2,4
	2050	1,8 ± 1,0	1,52 ± 0,86	10,0 ± 5,7	8,5 ± 4,8
	2080	3,7 ± 2,1	2,5 ± 1,4	20 ± 12	14,0 ± 8,0
Estrie	2020	1,03 ± 0,57	1,14 ± 0,64	4,1 ± 2,3	4,6 ± 2,6
	2050	3,2 ± 1,7	2,7 ± 1,4	13,0 ± 6,9	10,8 ± 5,8
	2080	7,4 ± 4,0	4,8 ± 2,5	30 ± 16	19 ± 10
Lanaudière	2020	1,26 ± 0,95	1,15 ± 0,87	5,0 ± 3,8	4,5 ± 3,4
	2050	3,9 ± 2,7	3,2 ± 2,2	15 ± 11	12,7 ± 8,8
	2080	8,6 ± 5,6	5,6 ± 3,8	34 ± 22	22 ± 15
Laurentides	2020	2,10 ± 0,80	1,81 ± 0,71	11,0 ± 4,2	9,5 ± 3,7
	2050	6,7 ± 2,5	5,4 ± 2,1	34 ± 13	28 ± 11
	2080	15,0 ± 6,0	9,8 ± 3,8	78 ± 31	51 ± 20
Mauricie	2020	1,20 ± 1,4	1,3 ± 1,5	5,4 ± 6,2	5,6 ± 6,7
	2050	4,0 ± 4,0	3,3 ± 3,5	17 ± 18	15 ± 15
	2080	9,4 ± 8,9	5,7 ± 5,8	41 ± 39	25 ± 26
Montérégie	2020	1,52 ± 0,76	1,35 ± 0,72	24 ± 12	22 ± 11
	2050	5,1 ± 2,3	4,0 ± 1,8	82 ± 37	64 ± 30
	2080	12,4 ± 5,1	7,5 ± 3,3	198 ± 82	120 ± 52
Outaouais	2020	1,55 ± 0,75	1,35 ± 0,66	5,9 ± 2,9	5,2 ± 2,5
	2050	5,7 ± 2,7	4,6 ± 2,1	22 ± 10	17,6 ± 8,1
	2080	13,8 ± 6,8	8,7 ± 4,2	52 ± 26	33 ± 16
Saguenay-Lac-Saint-Jean	2020	1,46 ± 0,53	1,89 ± 0,70	5,6 ± 2,0	7,2 ± 2,7
	2050	3,7 ± 1,4	3,3 ± 1,3	14,3 ± 5,5	12,5 ± 4,8
	2080	7,7 ± 3,1	5,3 ± 2,0	29 ± 12	20,1 ± 7,8

On présente dans ce tableau les variations de la mortalité estivale pour quelques régions administratives du Québec prévues pour les scénarios A2 et B2. Les variations sont exprimées en % de la mortalité historique de la période 1981-1999 et en nombre de décès par été. L'intervalle de confiance (95 %) est aussi donné.

Tableau 6. Variation de la mortalité annuelle pour quelques régions du Québec

RÉGIONS		VARIATIONS (%)		NOMBRE DE DÉCÈS/ÉTÉ	
		Scénario A2	Scénario B2	Scénario A2	Scénario B2
Bas Saint-Laurent	2020	-0,08 ± 0,38	0,00 ± 0,64	-1,2 ± 5,7	0,00 ± 9,5
	2050	0,1 ± 1,2	0,1 ± 1,1	1 ± 18	1,2 ± 17
	2080	0,71 ± 2,7	0,33 ± 1,86	11 ± 41	5 ± 28
Chaudière-Appalaches	2020	0,20 ± 0,13	0,26 ± 0,17	4,8 ± 3,2	6,3 ± 4,0
	2050	0,60 ± 0,36	0,53 ± 0,34	14,3 ± 8,7	12,6 ± 8,0
	2080	1,28 ± 0,76	0,89 ± 0,54	31 ± 18	21 ± 13
Estrie	2020	0,20 ± 0,21	0,29 ± 0,25	3,5 ± 3,6	5,0 ± 4,4
	2050	0,72 ± 0,59	0,66 ± 0,54	13 ± 10	11,5 ± 9,4
	2080	1,8 ± 1,4	1,22 ± 0,92	31 ± 23	21 ± 16
Lanaudière	2020	0,12 ± 0,33	0,11 ± 0,35	2,0 ± 5,7	1,9 ± 6,0
	2050	0,54 ± 0,89	0,47 ± 0,79	9 ± 15	8 ± 13
	2080	1,4 ± 1,9	0,9 ± 1,3	25 ± 32	15 ± 22
Laurentides	2020	0,56 ± 0,29	0,58 ± 0,31	12,4 ± 6,5	13,0 ± 7,0
	2050	1,91 ± 0,83	1,70 ± 0,76	43 ± 19	38 ± 17
	2080	4,6 ± 1,9	3,1 ± 1,3	101 ± 43	68 ± 29
Mauricie	2020	0,16 ± 0,47	0,20 ± 0,53	3,0 ± 9,0	4 ± 10
	2050	0,7 ± 1,3	0,61 ± 1,2	13 ± 24	12 ± 22
	2080	1,9 ± 2,8	1,2 ± 1,9	37 ± 53	22 ± 36
Montérégie	2020	0,33 ± 0,26	0,36 ± 0,27	23 ± 18	24 ± 19
	2050	1,29 ± 0,73	1,08 ± 0,62	89 ± 50	74 ± 42
	2080	3,3 ± 1,6	2,08 ± 1,06	230 ± 110	143 ± 73
Outaouais	2020	0,39 ± 0,26	0,43 ± 0,28	6,5 ± 4,3	7,3 ± 4,7
	2050	1,64 ± 0,84	1,40 ± 0,74	27 ± 14	23 ± 12
	2080	4,1 ± 2,1	2,7 ± 1,4	68 ± 34	44 ± 23
	2020	0,50 ± 0,20	0,69 ± 0,26	8,0 ± 3,3	11,0 ± 4,2
Saguenay-Lac-Saint-Jean	2050	1,40 ± 0,52	1,28 ± 0,49	22,5 ± 8,4	20,6 ± 7,8
	2080	3,0 ± 1,1	2,07 ± 0,77	48 ± 17	33 ± 12

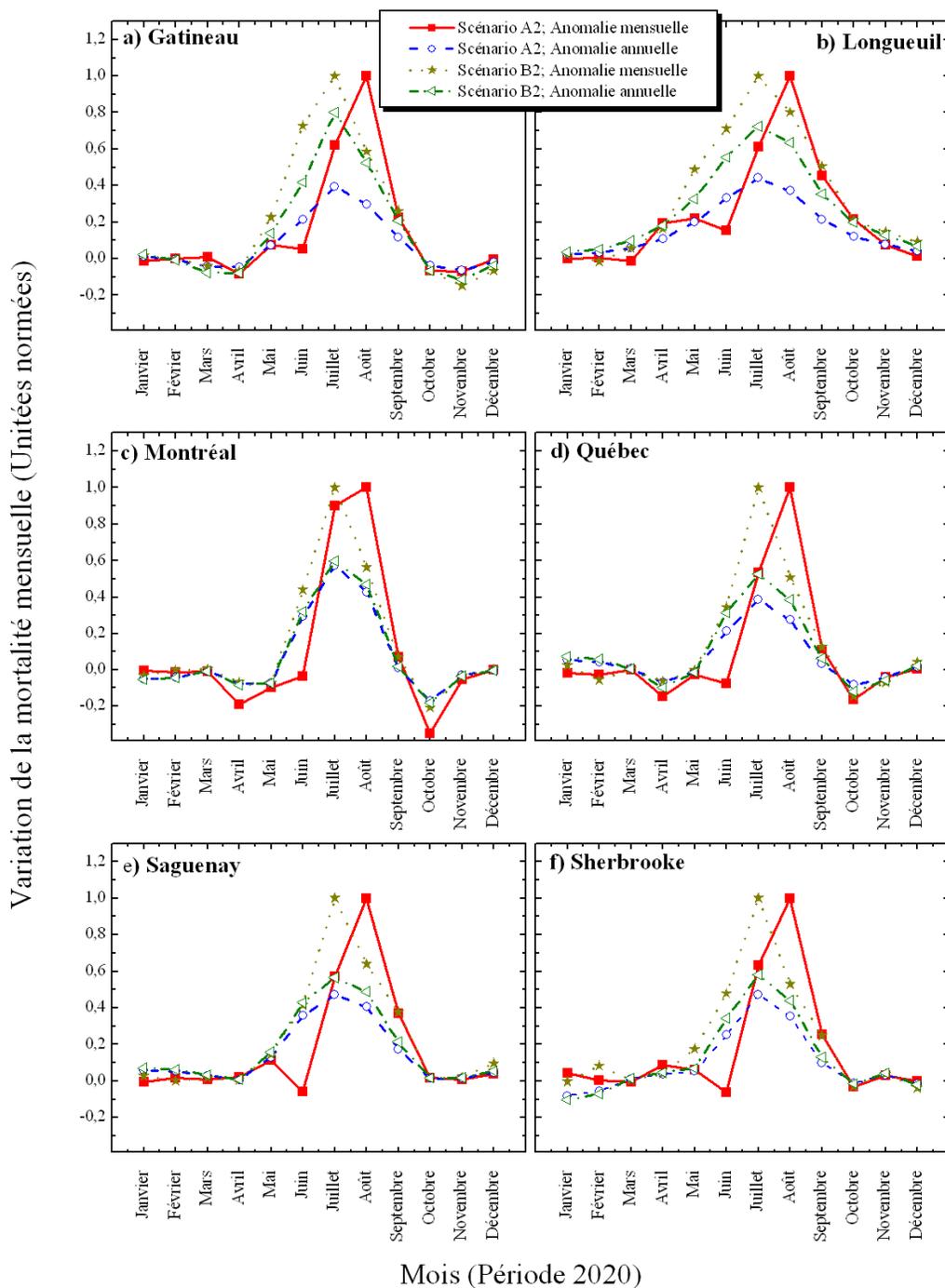
On présente dans ce tableau les variations de la mortalité annuelle pour quelques régions administratives du Québec prévues pour les scénarios A2 et B2. Les variations sont exprimées en % de la mortalité historique de la période 1981-1999 et en nombre de décès par année. L'intervalle de confiance (95 %) est aussi donné.

Il est aussi possible d'établir les prédictions quant aux variations de la mortalité par mois. Nous présentons aux figures 14, 15 et 16 les prédictions pour les périodes futures 2020, 2050 et 2080. Ces figures permettent d'évaluer plus finement dans quelle période de l'année la variation dans le nombre de décès est plus importante. Nous avons normalisé les unités des variations afin de pouvoir comparer plus facilement les mois et les scénarios entre eux. La variation est donc exprimée en fractions de la valeur maximale atteinte dans l'année. Par exemple, la figure 14 a) montre les variations par mois pour la ville de Gatineau. Les symboles carrés illustrent les prédictions pour le scénario *A2* en utilisant comme séquence future les températures historiques plus l'anomalie mensuelle prévue par les modèles climatiques. La variation maximale est atteinte au mois d'août (valeur de 1 sur le graphique); tous les autres mois sont donc comparés au mois d'août. On peut lire, par exemple, que la variation au mois de juillet est environ 60 % de celle du mois d'août. Les symboles en forme d'étoile montrent les mêmes prédictions mais cette fois, pour le scénario *B2*. Pour reprendre l'exemple de la figure 14 a), on peut voir que la variation maximale prévue en utilisant le scénario climatique *B2* est atteinte au mois de juillet.

Pour le scénario *A2*, on constate que pour la plupart des villes, les variations maximales semblent se retrouver au mois d'août pour les périodes 2020 et 2080 et au mois de juillet pour la période 2050. De plus, la différence entre les variations des mois de juillet et août diminue dans le futur lointain (période 2080). Pour le scénario *B2*, le maximum des variations est obtenu en juillet pour la période 2020 et en août pour les périodes 2050 et 2080. De plus, les variations pour le mois de juin sont comparables à celles de juillet pour ce scénario.

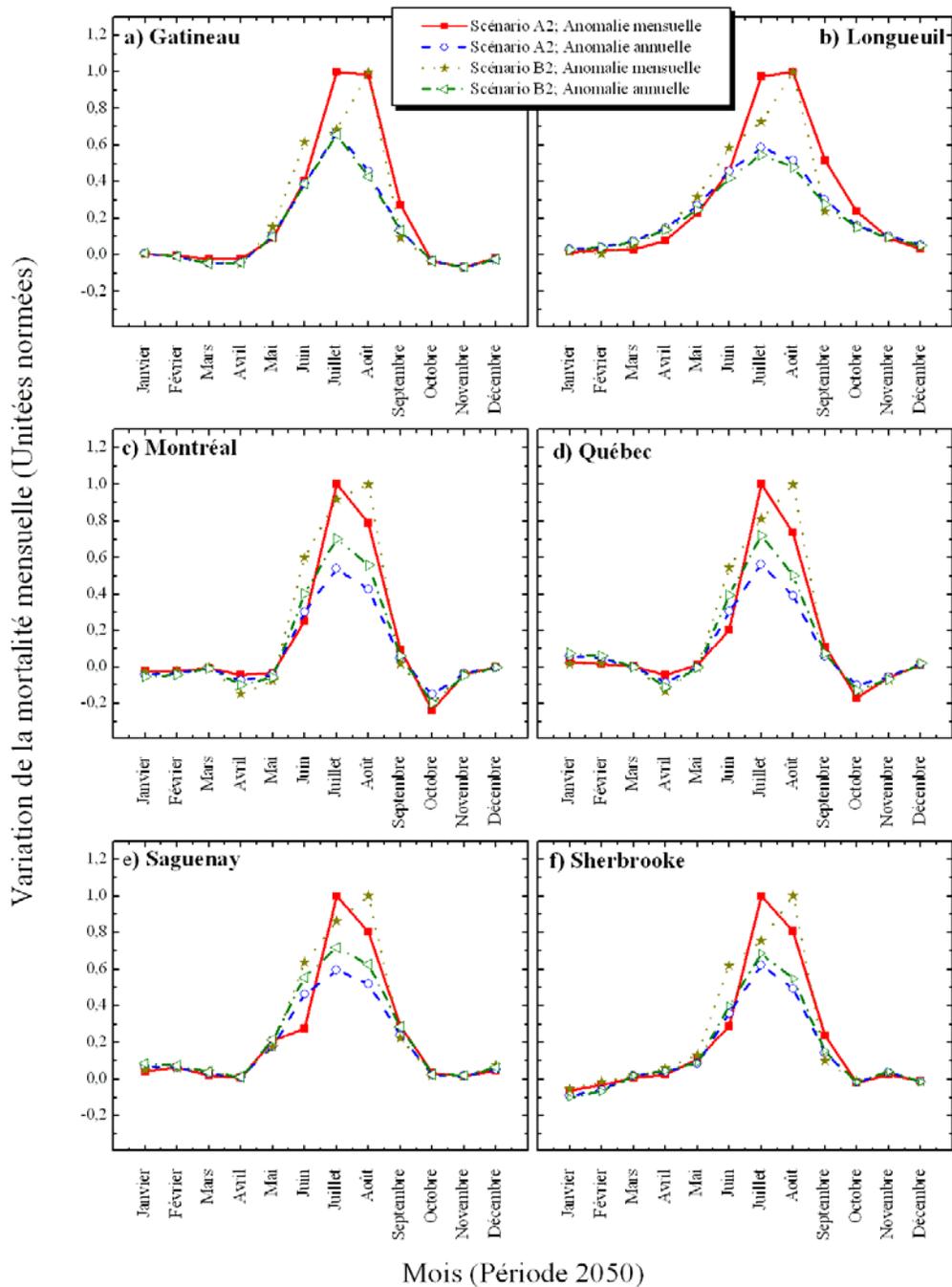
Afin d'illustrer le rôle du modèle climatique dans le calcul des variations de mortalité, nous avons aussi évalué ces variations en utilisant l'anomalie *annuelle* moyenne additionnée aux températures historiques comme séquences de données futures. Ces prédictions ont été ajoutées aux figures 14, 15 et 16. Les cercles et les triangles sont respectivement les prédictions obtenues à partir de l'anomalie annuelle du scénario *A2* et *B2*. Une fois encore, les variations sont exprimées en fractions de la valeur maximale des prédictions mensuelles d'un scénario donné. Par exemple, on constate que si on utilise une anomalie annuelle pour faire des prédictions à Gatineau pour la période 2020 (figure 14 a)), le maximum des variations est atteint en juillet pour le scénario *A2* (ligne pointillée avec les cercles) et ne dépasse pas 40 % de la valeur maximale atteinte pour ce scénario (la valeur maximale est obtenue en août en utilisant l'anomalie *mensuelle*).

Fait intéressant, on remarque que pour la période estivale (juillet, août, septembre), les prédictions obtenues en additionnant l'anomalie annuelle aux températures historiques sont inférieures à celles obtenues par l'ajout de l'anomalie mensuelle et ce, peu importe le scénario (par un facteur 2 environ). Ceci est le reflet de la relation non linéaire qui existe entre la mortalité et la température. L'apport d'un modèle climatique qui tient compte de l'anomalie mensuelle des températures est donc considérable.



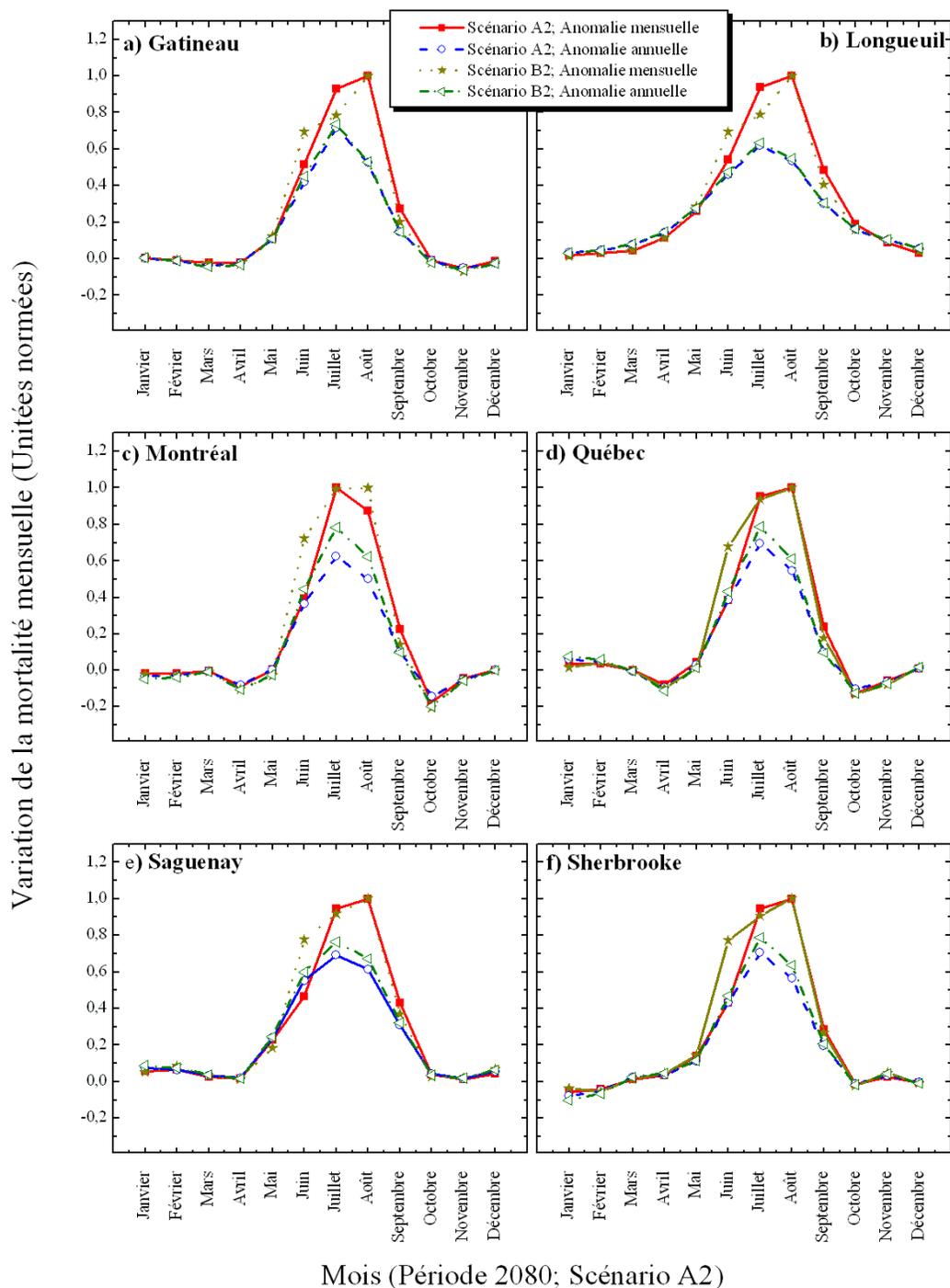
On présente ici la variation de la mortalité mensuelle pour quelques villes du Québec et pour la période 2020. On exprime la variation en % de sa valeur maximale atteinte pour un scénario donné. Pour chacun des scénarios (A2 ou B2), les variations de la mortalité ont été évaluées à partir des données futures obtenues en additionnant, soit les anomalies mensuelles, soit les anomalies annuelles aux séquences de températures historiques.

Figure 14. Variation de la mortalité mensuelle pour quelques villes du Québec (2020)



On présente ici la variation de la mortalité mensuelle pour quelques villes du Québec et pour la période 2050. On exprime la variation en % de sa valeur maximale atteinte pour un scénario donné. Pour chacun des scénarios (A2 ou B2), les variations de la mortalité ont été évaluées à partir des données futures obtenues en additionnant, soit les anomalies mensuelles, soit les anomalies annuelles aux séquences de températures historiques.

Figure 15. Variation de la mortalité mensuelle pour quelques villes du Québec (2050)



Variation de la mortalité mensuelle (Unités normalisées)

Mois (Période 2080; Scénario A2)

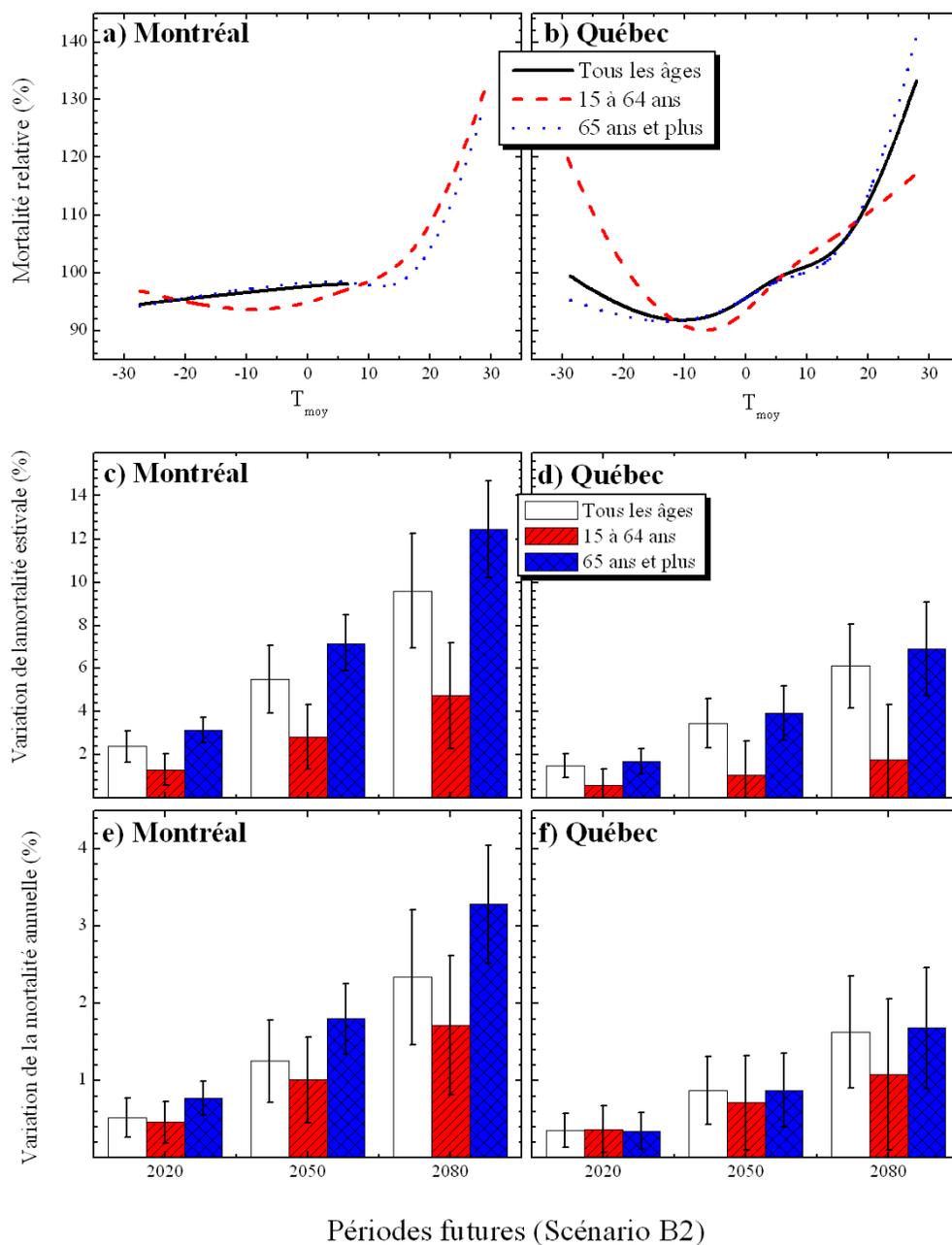
On présente ici la variation de la mortalité mensuelle pour quelques villes du Québec et pour la période 2080. On exprime la variation en % de sa valeur maximale atteinte pour un scénario donné. Pour chacun des scénarios (A2 ou B2), les variations de la mortalité ont été évaluées à partir des données futures obtenues en additionnant, soit les anomalies mensuelles, soit les anomalies annuelles aux séquences de températures historiques

Figure 16. Variation de la mortalité mensuelle pour quelques villes du Québec (2080)

4.3 MODÈLES ET PRÉDICTIONS PAR GROUPES D'ÂGE

Pour les villes de Montréal et de Québec, nous avons construit des modèles par groupes d'âge. Nous avons considéré 2 groupes seulement : les 15 à 64 ans et les 65 ans et plus. La figure 17 montre les différences qui existent entre ces 2 groupes. Les figures du haut (a et b) illustrent la relation mortalité-température pour Montréal et Québec respectivement. On constate d'abord que le groupe des 65 ans et plus dicte en quelque sorte la relation mortalité-température pour la population totale (groupe « Tous les âges » sur le graphique) car il y a peu de différences entre ces groupes. Le groupe des 15 à 64 ans semble un peu moins vulnérable au chaud (pente plus faible pour les températures supérieures à 15 °C) mais semble *plus* vulnérable au froid, notamment pour Québec où la pente est négative pour les températures inférieures à 10 °C. Évidemment, ce portrait est très qualitatif et incomplet car il ne présente pas les relations entre la mortalité et les températures passées.

Afin de quantifier davantage la différence entre ces groupes, il est possible d'établir des prédictions quant aux variations de la mortalité pour chacun de ceux-ci. La figure 17 c), d) e) et f) présente les variations estivales et annuelles pour Montréal et Québec. Afin de faciliter la synthèse, seules les prédictions pour le scénario *B2* sont présentées. Les tendances pour le scénario *A2* sont identiques. On constate que pour la période estivale, les variations de mortalité sont environ 2 à 3 fois plus importantes pour le groupe des 65 ans et plus que pour les 15 à 64 ans. L'augmentation de la mortalité obtenue pour la population totale est moins importante que celle du groupe des 65 ans et plus. Il faut ici rappeler que les prédictions présentées à la section précédente pour les villes et les régions ont été évaluées à partir d'un modèle pour la population totale. On peut donc penser qu'avec le vieillissement de la population, ces prédictions seront à la hausse car il y aura en proportion de plus en plus de gens dans la strate d'âge 65 ans et plus. Autrement dit, la relation mortalité-décès pour la population totale se rapprochera de plus en plus de celle pour les 65 ans et plus.



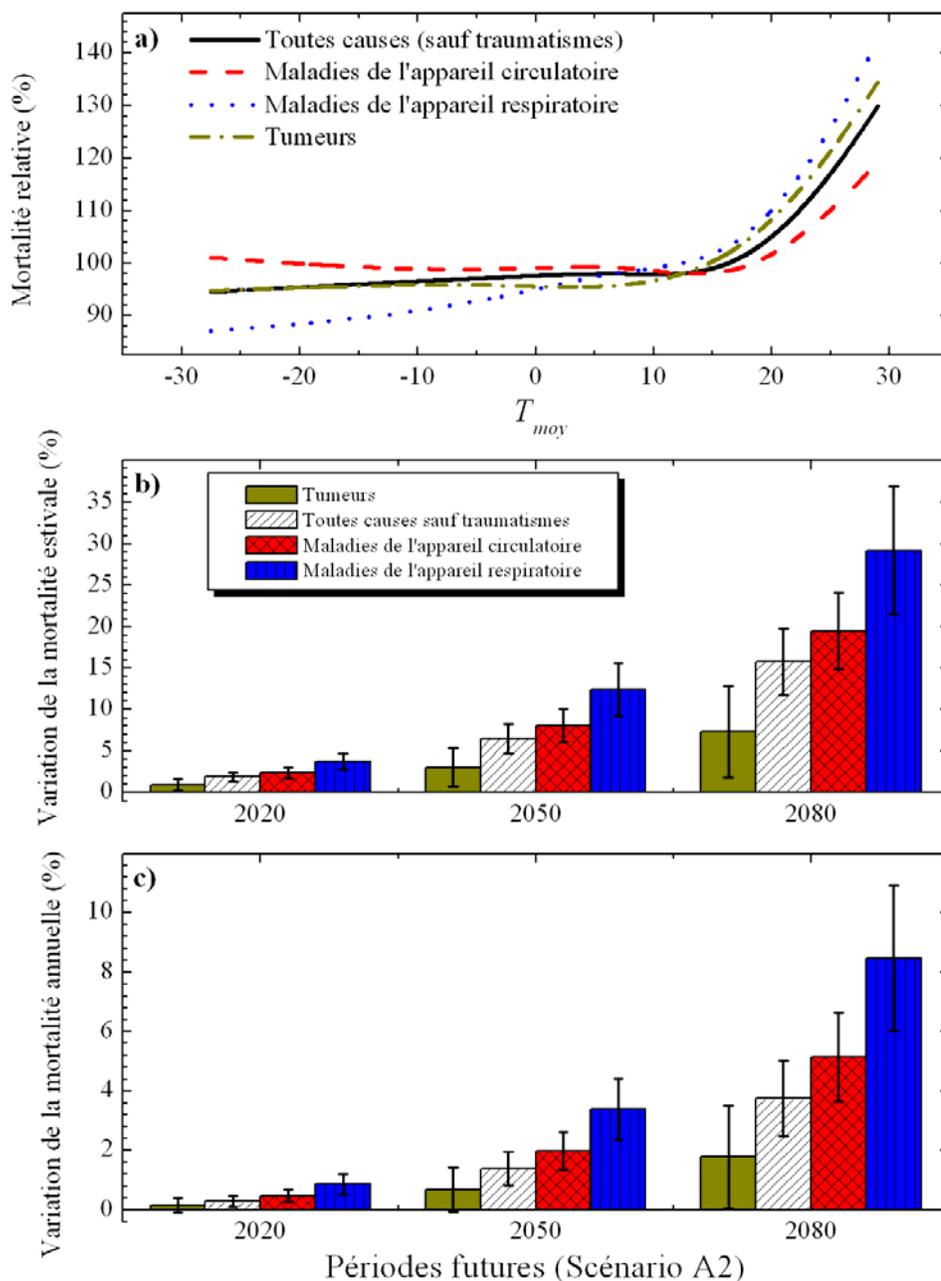
On résume sur ces graphiques l'effet du climat sur la mortalité pour différents groupes d'âge. Les figures a) et b) illustrent la relation mortalité-température par groupes d'âge pour les villes de Montréal et Québec. Les prédictions quant aux variations de mortalité estivale et annuelle sont présentées sur les figures c) à f) (scénario B2)

Figure 17. Variation de la mortalité par groupes d'âge pour les villes de Montréal et de Québec

4.4 MODÈLES ET PRÉDICTIONS PAR CAUSES DE DÉCÈS

Pour la ville de Montréal, il est possible d'obtenir des modèles de mortalité par causes de décès en raison de la taille de la population. Nous avons d'abord considéré l'ensemble de grandes classes de maladies selon la codification CIM-9. Nous ne présentons ici que les classes de maladies pour lesquelles le modèle mortalité-climat était statistiquement significatif. Les classes retenues sont : maladies de l'appareil circulatoire (codes CIM-9 : 390-459), maladies de l'appareil respiratoire (codes CIM-9 : 460-519) et les tumeurs (codes CIM-9 : 140-239). À titre de référence, nous incluons également le résumé des résultats pour les décès toutes causes (à l'exception des traumatismes), résumé qui a déjà été présenté à la section 4.2 (ville de Montréal). Pour les autres grandes classes de maladies, il ne semblait pas y avoir de lien entre la mortalité et le climat. Ce résultat négatif peut s'expliquer par le fait que pour ces autres grandes classes de maladies, le nombre moyen de décès par jour était souvent inférieur à 1.

La figure 18 a) résume les relations mortalité-température par cause de maladies pour la ville de Montréal. Seule la relation avec la température du jour est présentée (les températures jusqu'à 8 jours avant les décès sont significatives pour les maladies de l'appareil circulatoire et les tumeurs). Les figures 18 b) et c) illustrent les variations de la mortalité par causes de maladies pour les périodes futures (scénario A2).



La figure a) montre la relation mortalité-température par cause de décès pour la ville de Montréal. Les figures b) et c) présentent respectivement les variations de la mortalité estivale et annuelle pour les périodes futures (scénario A2).

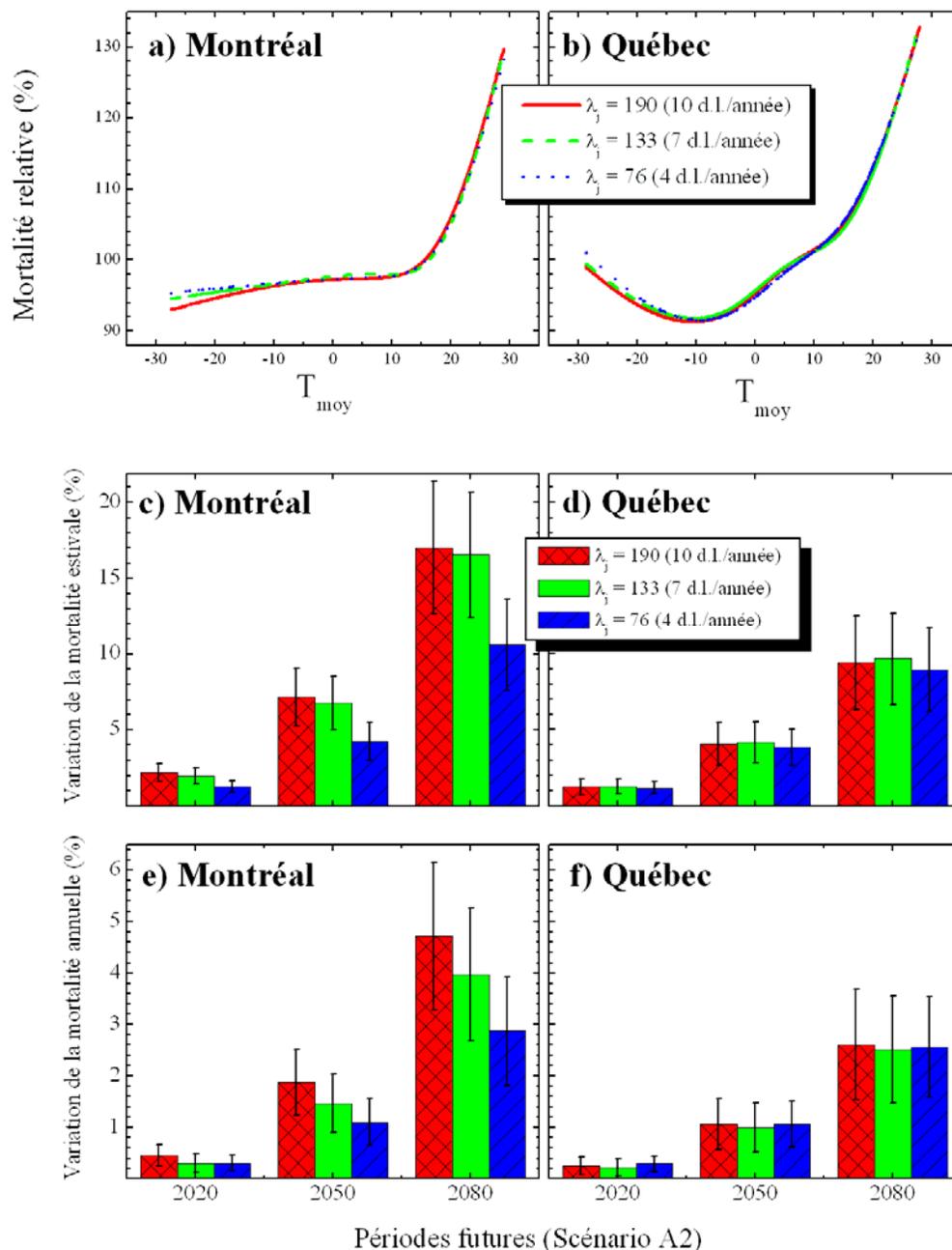
Figure 18. Variation de la mortalité par cause de décès pour la ville de Montréal

4.5 SENSIBILITÉ DES MODÈLES AU PARAMÈTRE λ_j

Les résultats présentés jusqu'à maintenant ont été obtenus avec $\lambda_j = 133$, ce qui correspond à 7 degrés de liberté par année. On rappelle que le paramètre λ_j intervient dans le contrôle saisonnier (section 2.1.1, équation 3). Nous voulons dans cette section étudier brièvement l'influence de ce paramètre sur les modèles et les prédictions. Trois valeurs de λ_j sont considérées : 76, 133 et 190, valeurs qui correspondent respectivement à 4, 7 et 10 degrés de liberté par année (d.l./année). En choisissant 4 d.l./année, on élimine en bonne partie l'information qui se produit sur une échelle plus longue que 3 mois environ en estimant l'effet de la température sur la mortalité. Il s'agit d'une borne supérieure pour l'échelle de temps car certaines épidémies peuvent durer moins que 3 mois et leur effet sur la mortalité serait alors faussement associé à la température. Une valeur de 10 degrés de liberté par année élimine pour sa part l'information sur une échelle plus longue qu'un mois environ. Comme des vagues de chaleur ou de froid peuvent durer quelques jours et influencer la mortalité 2 ou 3 semaines plus tard, cette valeur de λ_j constitue une bonne limite inférieure quant à l'échelle de temps.

Les figures 19 a) et b) présentent respectivement la relation mortalité-température pour les villes de Montréal et de Québec obtenue avec 3 valeurs du paramètre λ_j . Comme on peut le constater, les courbes se superposent complètement pour ce qui est de l'effet des températures plus chaudes ($T_{moy} > 15^\circ\text{C}$). Il y a de légères différences pour ce qui est des températures plus froides. On rappelle encore une fois que ces relations mortalité-température moyenne ne présentent qu'une partie du modèle car il y a aussi les températures passées qui influencent la mortalité (tableau 2). Les relations mortalité-« températures passées » changent de façon plus notable avec le paramètre λ_j (résultats non présentés), ce à quoi on devait s'attendre puisque λ_j contrôle en quelque sorte l'échelle de temps considérée dans l'évaluation de l'effet du climat.

La figure 19 illustre les prédictions obtenues quant aux variations de la mortalité estivale (c et d) et annuelle (e et f) en considérant le scénario futur A2 et avec 3 valeurs du paramètre λ_j . On constate que pour la ville de Québec, les prédictions ne changent pas avec ce paramètre. On rappelle que pour la ville de Québec, seules les températures moyennes quotidiennes et sur 3 jours avant le décès sont introduites dans le modèle. La majorité des modèles pour les villes et les régions incluent seulement les températures quotidiennes et jusqu'à 3 jours avant le décès. Les prédictions associées à ces modèles sont également peu affectées par le choix du paramètre λ_j (résultats non présentés). Pour la ville de Montréal, bien qu'elles soient non-significatives, les différences dans les prédictions sont plus importantes.



On résume sur cette figure l'effet du paramètre λ_j sur le modèle et les prédictions qui en découlent. Les figures a) et b) montrent la relation mortalité-température pour les villes de Montréal et Québec obtenue avec 3 valeurs différentes du paramètre λ_j (voir le texte pour la justification de ces valeurs). Les variations de la mortalité estivale et annuelle pour ces 2 villes sont présentées aux figures c) à f).

Figure 19. Sensibilité au paramètre λ_j

4.6 STABILITÉ DU MODÈLE DANS LE TEMPS

Les prédictions que nous avons présentées quant aux variations de la mortalité reposent sur l'hypothèse que le modèle statistique reliant la mortalité au climat ne changera pas dans le futur. Cette hypothèse est évidemment impossible à vérifier. On peut cependant examiner l'aspect de la stabilité du modèle en considérant son évolution depuis 1981 jusqu'à 1999 pour les villes de Montréal et de Québec. Nous avons construit deux modèles : le premier considère la mortalité toutes causes pour la période 1981 à 1989 et le second, la période 1991 à 1999. La figure 20 illustre les résultats obtenus pour ces deux modèles. À titre de comparaison, on présente également le modèle de référence, soit celui construit pour la période 1981 à 1999. Les figures du haut (a et b) présentent la relation mortalité-température, et celles du bas (c à f), les prédictions quant aux variations estivales et annuelles de la mortalité (scénario *B2*). On constate qu'il n'y a pas de différence significative dans les prédictions pour les périodes considérées. Évidemment, ces périodes sont très rapprochées dans le temps et il est difficile de savoir si, pour des périodes séparées d'une trentaine d'années, on arriverait aux mêmes conclusions.

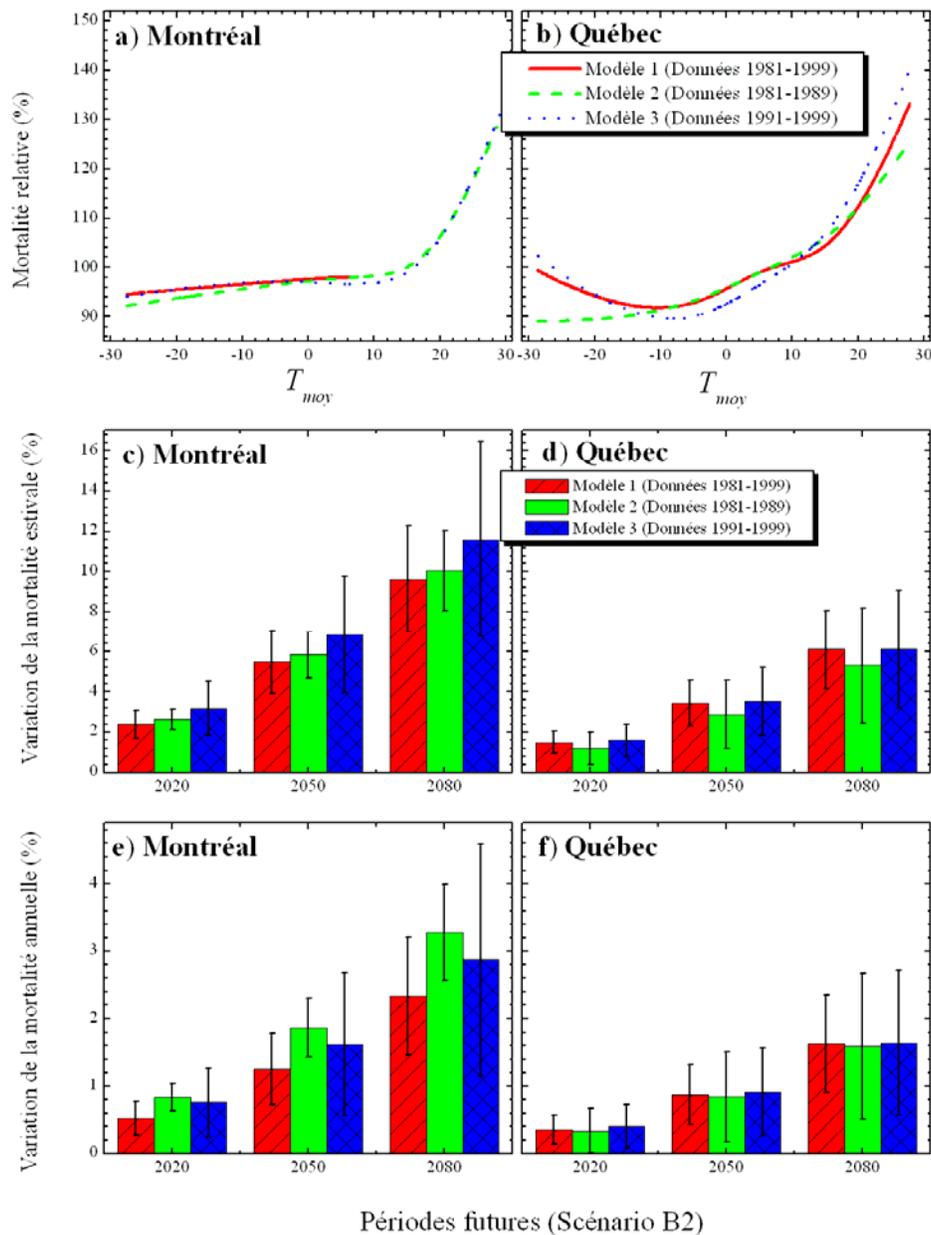
Malgré les différences non-significatives entre les prédictions obtenues, on constate quand même de faibles écarts entre les modèles. Pour Montréal, les températures passées n'influencent pratiquement pas la mortalité pour le modèle de la période 1981 à 1989 (résultats non présentés). En effet, les termes $S(T_{moy4-8})$ et $S(T_{moy9-14})$ ne sont pas significatifs pour la période 1981 à 1989 alors qu'ils le sont pour la période 1991 à 1999; c'est en partie ce qui explique la différence dans la grandeur de l'intervalle de confiance des variations de mortalité pour ces deux périodes (figures 20 c et 20 e).

Afin de voir si les faibles différences constatées entre les modèles de la période 1981-1989 et 1991-1999 pouvaient être expliquées par le vieillissement de la population, nous avons considéré pour *chaque période* 2 modèles : le premier pour les 15 à 64 ans et le second pour les 65 ans et plus.

Les figures 21 a) et 21 b) montrent respectivement la relation mortalité-température pour les 15 à 64 ans pour les villes de Montréal et de Québec. Ces relations pour les 65 ans et plus sont présentées aux figures 21 c) et 21 d). Les relations obtenues sont quelque peu surprenantes. On constate en effet que la relation mortalité-température change de façon significative pour les 15 à 64 ans et demeure à peu près constante pour les 65 ans et plus. Les figures 21 e) et 21 f) permettent de quantifier ces différences : on y présente les variations de la mortalité estivale obtenues à partir des modèles (scénario *B2*). On remarque, tant pour la ville de Québec que celle de Montréal, qu'il y a des écarts considérables entre les prédictions du groupe des 15 à 64 ans obtenues à partir du modèle de la période 1981-1989 et celles obtenues à partir du modèle de la période 1991-1999. Ces écarts sont significatifs pour la ville de Montréal. Nous reviendrons sur ces constats dans la discussion présentée à la section suivante.

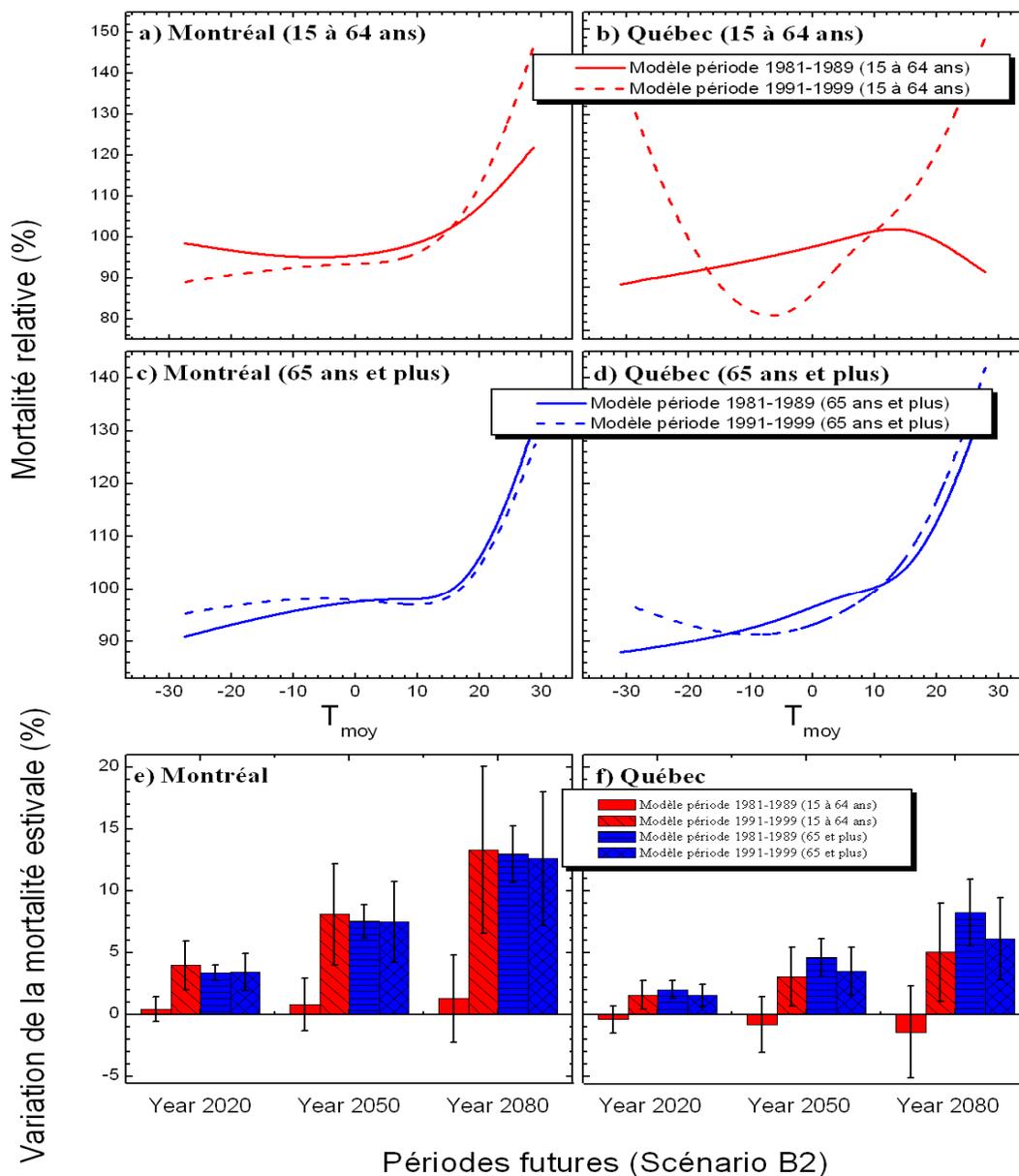
Nous avons essayé de voir si la stabilité du modèle était différente pour les hommes et pour les femmes. Pour la ville de Montréal, nous avons construit, pour chaque période et chaque groupe d'âge, deux modèles : un pour les hommes et l'autre pour les femmes¹⁰. Pour les hommes, les variations de la mortalité estivale et annuelle changeaient de façon significative dans le groupe d'âge 15 à 64 ans selon la période considérée (1981-1989 ou 1991-1999). Ces changements étaient non-significatifs pour les hommes de 65 et plus et pour les femmes des 2 groupes d'âge. Ces derniers résultats ne sont pas présentés sous forme graphique.

¹⁰ Le nombre de décès quotidien pour la ville de Québec n'était pas assez important pour établir, par groupes d'âge, deux modèles distincts pour les hommes et les femmes.



Cette figure résume les résultats liés à la stabilité du modèle dans le temps. Les figures a) et b) montrent les relations mortalité-température pour les villes de Montréal et Québec respectivement. Pour chacune de ces figures, trois relations sont présentées: La première est obtenue à partir des données de la période 1981-1999, la seconde est pour la période 1981-1989 et la troisième pour la période 1991-1999. Les figures c) à f) illustrent les variations de la mortalité estivale et annuelle (scénario B2) pour les villes de Montréal et Québec obtenues à partir des 3 modèles.

Figure 20. Stabilité du modèle dans le temps



On montre ici l'effet de l'âge sur la stabilité du modèle. Les figures a) et b) montrent les relations mortalité-température pour le groupe d'âge 15-64 ans (villes de Montréal et Québec respectivement). Les figures c) et d) présentent ces relations pour le groupe d'âge 65 ans et plus. Pour chaque groupe d'âge, 3 modèles ont été réalisés: Le premier est obtenu à partir des données de la période 1981-1989, le second est pour la période 1981-1989 et le troisième pour la période 1991-1999. Les figures e) et f) illustrent les variations de la mortalité estivale (scénario B2) pour les villes de Montréal et Québec obtenues à partir des modèles de la période 1981-1989 et 1991-1999. Le groupe d'âge 15 à 64 ans semble devenir plus vulnérable au changement de climat avec le temps.

Figure 21. Stabilité du modèle dans le temps par groupes d'âge

5 DISCUSSION

Nous avons construit des modèles statistiques pour relier la mortalité au climat et en tirer des changements anticipés pour deux scénarios climatiques futurs. Ces projections ont été présentées pour quelques villes et quelques régions administratives du Québec (figures 10 à 13 et tableaux 3 à 6). Les projections pour les régions administratives comportent quelques lacunes. En effet, lors de la construction des modèles, il nous fallait évaluer la température par sa moyenne sur une étendue géographique relativement grande et comportant parfois des micro-climats (la région montagnaise des Laurentides en est un exemple). Aussi, pour ces mêmes régions administratives, les prédictions de température des différentes périodes futures étaient parfois obtenues en utilisant les données de stations relativement éloignées (encore une fois, la région des Laurentides est un exemple car nous avons utilisé les stations de Dorval, de Gatineau et de la Mauricie pour établir son climat futur). Les résultats pour les villes ne souffrent pas de ces approximations.

On constate qu'il n'y a pas d'écart significatif entre les prédictions obtenues pour les différentes villes. La densité de population limitait les modèles aux régions situées le long du St-Laurent, ainsi qu'aux régions de l'Outaouais et du Saguenay-Lac-St-Jean. Les variations de climats futurs projetées pour ce territoire sont très similaires et n'entraînent pas de différence significative dans la mortalité future des villes considérées.

Il peut sembler curieux de ne pas regrouper les régions sociosanitaires de Laval, de Montréal et de la ville de Longueuil (région sociosanitaire : Montérégie), entre autres parce que certains individus résident dans l'une (ex. Longueuil) tout en travaillant dans l'autre (ex. Montréal). Plusieurs raisons ont motivé notre choix. Premièrement, plusieurs personnes très fragilisées par la chaleur ne quittent pas leur domicile durant les canicules, notamment les personnes âgées, confinées à la demeure, ou atteintes de problèmes de santé chroniques (Bélanger et al., 2006). De plus, bien que ces endroits soient géographiquement rapprochés l'un de l'autre, ils font référence à trois agences de services de santé et de services sociaux distinctes¹¹, dont les valeurs et les perceptions en rapport avec les changements climatiques et les façons d'intervenir dans un contexte d'urgence peuvent varier. Enfin, les particularités topographiques et liées au bâti des régions sociosanitaires de Laval, de Montréal et de la ville de Longueuil peuvent influencer différemment sur la formation d'îlots de chaleur urbains¹². Conséquemment, et puisque le nombre de décès le permettait, les régions sociosanitaires de Laval, de Montréal et la ville de Longueuil ont été étudiées de façon indépendante.

Il existe dans la littérature quelques publications qui présentent des prédictions des variations de la mortalité pour les périodes futures. Par exemple, (Donaldson *et al.*, 2001) ont publié des prédictions pour le Royaume-Uni et quelques-unes de ses villes importantes. Sur une base annuelle, ils prévoient une *diminution* de la mortalité. Pour toutes les villes que nous avons analysées, nous arrivons au résultat contraire soit une *augmentation* de la

¹¹ Ministère de la Santé et des Services sociaux. En ligne le 8 mars 2006, <http://www.msss.gouv.qc.ca/index.php>

¹² Yves Baudouin, Département de géographie de l'Université du Québec à Montréal. Communication personnelle, en date du 9 mars 2006.

mortalité totale. Plusieurs arguments peuvent expliquer cette différence, dont la capacité d'adaptation au froid et certains aspects méthodologiques.

Tel que rapporté par Wilkinson (2001), l'excès de mortalité hivernale en Angleterre entre 1986 et 1996 a été attribué, entre autres choses, à l'absence de chauffage central et au coût élevé du chauffage. L'augmentation éventuelle de la température pourrait donc contribuer à diminuer la mortalité en hiver dans cette région européenne. Au Québec, la situation est toutefois différente. En fait, il est peu probable que le réchauffement influence, en moyenne, la mortalité en hiver. Au fil des ans, les Québécois ont développé diverses stratégies pour s'acclimater au froid. *La Loi sur l'économie de l'énergie dans le bâtiment* (1983), visant à assurer une performance minimale de l'isolation thermique des murs et des plafonds, en est un exemple (Régie du bâtiment du Québec, 2006). Par ailleurs, les ressources naturelles permettent d'assurer un chauffage pour une somme relativement peu élevée, voire même parmi les plus avantageuses par rapport à plusieurs pays industrialisés dont le Royaume-Uni (Filion et Lauzier, 2002).

Certaines différences méthodologiques entre l'étude présentée dans ce rapport et celle de Donaldson *et al.* (2001) ne sont également pas à négliger. D'abord, ces auteurs n'ont pas contrôlé l'effet des saisons. Comme nous l'avons montré, le contrôle des saisons affecte principalement les résultats pour la partie froide du modèle (figure 6). Un modèle pour lequel on ne contrôle pas cet effet, prévoira moins de décès pour les hivers des climats futurs. En contrôlant l'effet des saisons, on arrive à une augmentation de la mortalité en été qui n'est pas balancée par une diminution pour les autres saisons¹³. Le contrôle de l'effet des saisons est, selon nous, essentiel si on ne veut pas confondre la mortalité due au climat avec celle due aux facteurs saisonniers (ex. les épidémies).

D'autres aspects méthodologiques sont différents dans la publication de Donaldson & *al.* Ils ont utilisé une relation linéaire entre les décès et la température et ils ont additionné l'anomalie *annuelle* aux températures historiques pour obtenir leurs prédictions. Nous avons utilisé une fonction spline cubique naturel pour exprimer le lien mortalité-température. De plus, nos séquences de températures futures ont été construites en additionnant aux séquences historiques les anomalies *mensuelles* prévues par les modèles climatiques. Ces deux éléments enrichissent les prédictions du lien non linéaire qui semble exister entre la mortalité et la température. Les figures 14 à 16 montrent que les prédictions quant aux variations de la mortalité sont presque doublées en été en utilisant l'anomalie mensuelle plutôt qu'annuelle pour construire les températures futures.

Par une approche différente où l'on introduit le concept de masse d'air à l'échelle synoptique pour établir la relation entre la mortalité et le climat, Kalkstein et Greene (1997) ont estimé, pour plusieurs villes aux États-Unis, que le nombre de décès dû aux journées chaudes serait

¹³ Si on ne contrôle pas pour les saisons, le lien entre les décès et les températures froides semble plus important (voir figure 6 : la pente du graphique est plus importante pour les températures froides lorsqu'il n'y a pas de contrôle). Si on utilise ces modèles pour faire des prédictions sur les variations de la mortalité en hiver pour les climats futurs (qui seront plus chauds), on prédit une diminution importante des décès en hiver. À l'inverse, si on contrôle l'effet des saisons, le lien entre les températures froides et la mortalité devient plus faible et les variations estimées de la mortalité en hiver sont moins importantes.

environ 3 fois plus important que leur diminution pour les journées froides. Cette estimation va dans le même sens que nos conclusions. Plus près de nous, on citait les travaux non publiés de Kalkstein & Smoyer (Kalkstein & Smoyer, 1993) dans la revue *Isuma* (Last et Chiotti, 2001) qui avancent les chiffres de 240 à 1 140 décès supplémentaires par année pour la ville de Montréal. Les détails de ces travaux nous étant inconnus (notamment la période pour laquelle on a établi ces prédictions), il est difficile de comparer avec nos résultats. Néanmoins, si on se reporte au tableau 4, on peut voir que les variations pour la ville de Montréal se situent dans la limite inférieure de cette prédiction pour la période 2050 et dans le milieu de l'intervalle pour la période 2080. Plus récemment, une étude a été complétée par Environnement Canada pour établir des prédictions futures pour quelques villes du centre-sud du pays, en y incluant le réchauffement et les effets de la pollution. Ces résultats sont en cours de publication (Cheng *et al.*, 2005).

Du point de vue de la sensibilité, nous avons montré que les prédictions obtenues étaient relativement stables au contrôle de l'effet des saisons. Nous avons utilisé plusieurs valeurs du paramètre λ_j (qui affecte directement ce contrôle) et les résultats ne changeaient pas de façon significative (figure 19). Dans le modèle que nous avons présenté, il existe un autre paramètre quelque peu arbitraire, soit le nombre de degrés de liberté du spline cubique qui décrit la relation mortalité-température (équation 4 et figures 8 et 9). Nous avons choisi 4 degrés de liberté. La forme de la relation mortalité-température varie quelque peu avec le nombre de degrés de liberté, principalement dans la partie froide (-10 °C à 10 °C) mais les prédictions pour les climats futurs ne changent pas de façon significative (cette dernière étude de sensibilité n'a pas été présentée dans ce rapport).

Nous avons aussi regardé l'effet de l'âge sur le modèle et les prédictions (figure 17). On constate que la population de 65 ans et plus semble plus vulnérable au réchauffement climatique que le groupe des 15 à 64 ans. Avec le vieillissement de la population, il y aura en proportion de plus en plus de gens âgés de 65 ans et plus (9,7 % en 1986, 12 % en 1996 (Institut national de santé publique du Québec, 2001) et on prévoit une proportion d'environ 28 % pour ce groupe d'âge en 2040 (Institut national de santé publique du Québec, 2000). Les prédictions que nous avons présentées aux figures 10 à 13 ont été évaluées pour la population totale. On peut donc penser que ces prédictions constituent une limite inférieure et qu'avec le temps, elles s'approcheront de plus en plus de celles obtenues pour une population de 65 ans et plus (figure 17).

Un aspect important de la méthodologie concerne la stabilité du modèle dans le temps. Il est difficile de prévoir comment la population s'adaptera aux changements climatiques. Certaines normes seront peut-être mises en place pour la climatisation des habitations. Les campagnes de sensibilisation pourraient modifier la vulnérabilité des personnes les plus à risques. Nous avons effleuré cet aspect en considérant deux modèles : le premier construit avec les données de la période 1981-1989 et le second avec les données de la période 1991-1999. L'idée ici était de quantifier l'évolution possible de l'effet du climat sur la mortalité de la population. Pour la population générale, il n'y avait pas de changement significatif du modèle et de ses prédictions, du moins pour les villes de Montréal et de Québec (figure 20).

Nous avons cependant noté un changement considérable pour le groupe d'âge 15 à 64 ans : ce groupe semblait devenir *plus* vulnérable aux changements climatiques avec le temps (figure 21). Pour la ville de Montréal, ce changement dans le modèle était plus important pour les hommes que pour les femmes.

Le vieillissement de la population ne peut pas expliquer ce constat, au contraire. En effet, dans le groupe 15 à 64 ans, il y avait, en proportion, plus de gens âgés de 50 ans et plus de 1981 à 1989 que de 1991 à 1999. En principe, on aurait donc dû s'attendre à une vulnérabilité plus grande face au climat pour le groupe 15 à 64 ans de la période 1981-1989. Mais on trouve l'inverse.

Il est possible que cette différence observée soit attribuable au petit nombre de décès, ce qui infère sur la stabilité de la mesure d'effet. D'un autre côté, les concentrations moyennes d'ozone - un polluant associé à l'augmentation de la mortalité chez les personnes atteintes de maladies pulmonaires chroniques (Lajoie *et al.*, 2003) n'ont cessé d'augmenter dans le sud de la province entre 1990 et 2003 (Statistique Canada, 2006). Or, au cours de cette période (1990-1999), on a également noté une augmentation de la mortalité par l'appareil respiratoire dont les maladies pulmonaires obstructives, notamment chez les hommes de 25 à 44 ans dans la région de Montréal (ECOSANTE, 2005). Comme la pollution et les épisodes de smog sont parfois corrélés avec les températures plus chaudes, il est possible que certains groupes de la population active deviennent plus vulnérables aux températures plus élevées (ex. travailleurs extérieurs).

Cette dernière hypothèse devrait être vérifiée en introduisant les données de pollutions dans les modèles des villes de Montréal et de Québec. Certains auteurs ont déjà essayé de quantifier l'importance des effets de la température par rapport à ceux de la pollution (Kunst *et al.*, 1993, Pattenden *et al.*, 2003, Keatinge et Donaldson, 2006), et s'entendent sur le fait que la température influence beaucoup plus la mortalité que la pollution. Récemment, d'autres auteurs ont quantifié cette différence pour la ville de Toronto (Rainham et Smoyer-Tomic, 2003) et arrivent aux mêmes conclusions¹⁴. Il est donc peu probable que l'ajout d'indicateurs de pollution aux modèles puisse expliquer complètement l'évolution de la relation mortalité-température dans le groupe d'âge 15 et 64 ans.

Dans un autre ordre d'idées, il est important de réaliser que les modèles qui ont été établis dans ce rapport représentent l'effet moyen du climat. Un aspect difficilement quantifiable est l'impact d'une vague de chaleur (ou autre événement extrême) sur la mortalité, car les données historiques sont alors plus rares. Nous avons ajouté au modèle un terme binaire pour tenir compte des vagues de chaleur. Pour la période 1981-1999 il y a eu quelques vagues de chaleur dans la province mais rien de comparable avec ce qu'a vécu la France en 2003 (InVS, 2003). Ces événements extrêmes posent évidemment un défi pour établir des prédictions à long terme mais aussi à très court terme.

¹⁴ Fait intéressant cependant, ces derniers montrent que la relation mortalité-température pour les hommes est celle qui est le plus influencée par le contrôle de la pollution dans le modèle.

En effet, bien que nous ayons présenté les variations de mortalité sous forme d'un bilan estival ou annuel¹⁵, les périodes chaudes et en particulier les vagues de chaleur, sont celles qui préoccupent davantage les autorités de la santé publique quant aux prédictions à très court terme : il faut être en mesure de déployer les ressources nécessaires lorsqu'une vague de chaleur se prépare, et ce, dans un délai de 2 ou 3 jours seulement. Les modèles que nous avons présentés à la section 2 pourraient aussi être exploités, en parallèle avec des études de sensibilité et spécificité, afin d'établir des seuils d'alerte à la population. Une des difficultés qui se pose dans la détermination de ces seuils est de choisir une norme, c'est-à-dire une valeur de référence pour la mortalité (InVS, 2004). Les régressions de Poisson de la section 2.1.1 nous semblent appropriées pour établir cette norme, en particulier pour les villes où le nombre de décès par jour est relativement faible.

¹⁵ On rappelle que l'effet de la température est grossièrement une courbe en « J » (réf. figure 8). Il s'agit donc du bilan de l'augmentation de la mortalité pour l'effet des journées *chaudes* (typiquement pour $T_{moy} > 15^{\circ}\text{C}$) et de la diminution pour l'effet des journées *froides* (typiquement pour $T_{moy} < 15^{\circ}\text{C}$)

6 CONCLUSION

Nous avons présenté dans ce rapport des modèles statistiques qui quantifient la relation entre la mortalité et le climat pour quelques villes et quelques régions de la province de Québec. Ces modèles ont ensuite été utilisés afin d'estimer les variations de la mortalité future dues aux changements climatiques, via une technique de mise à l'échelle statistique permettant de générer de l'information sur les températures futures à l'échelle locale. Nous avons estimé que l'augmentation de la mortalité estivale ne serait pas balancée par une diminution de la mortalité hivernale. Ainsi, on peut s'attendre à une augmentation de la mortalité annuelle future due en partie à la hausse des températures moyennes. Les résultats présentés dans ce rapport quant aux projections de la mortalité sont assez conservateurs puisqu'ils ne tiennent pas compte des changements possibles dans la variabilité des températures futures et dans le nombre d'événements extrêmes.

Ce rapport visait également à présenter un peu plus en détails certains aspects de la modélisation statistique utilisée, modélisation qui repose principalement sur des méthodes récentes de la littérature pour établir des liens entre la mortalité/morbidité et le climat. La méthodologie présentée ici pourrait donc être utilisée pour quantifier les liens « morbidité-climat » et ainsi déduire les variations dans les taux d'hospitalisation ou de consultations à l'urgence en fonction des climats futurs. Les modèles de mortalité pourraient aussi servir à établir une norme saisonnière ou mensuelle des taux de mortalité, norme pouvant être utile dans la détermination de seuils d'alerte à la population en cas de vagues de chaleur ou autres événements extrêmes. De la même façon, des modèles de morbidité hospitalière (ou de consultations à l'urgence) en fonction du climat pourraient servir à établir une norme similaire pour mieux choisir les seuils d'alerte pour les gestionnaires d'hôpitaux et de salles d'urgence.

7 BIBLIOGRAPHIE

- Akaike, H. (1973). Theory and an extension of the maximum likelihood principal. In : Petrov BN, Csaki F, eds. *International symposium on information theory*. Budapest, Hungary : Akademiai Kiado.
- Bélanger, D., Gosselin, P., Valois, P. et Abdous, B. Adaptation aux vagues de chaleur : sondage réalisé auprès de la population du Québec méridional. Rapport de recherche (en cours).
- Bell, M. L., Samet, J. M. et Dominici, F. (2004). Time-Series Studies of Particulate Matter. *Ann. Rev. Public Health*, 25:247–280.
- Braga, A. L. F., Zanobetti, A. et Schwartz, J. (2001). The Time Course of Weather-Related Deaths. *Epidemiology*, 12:662–667.
- Chaumont, D. (2005). Développement de scénarios climatiques à des fins de prévision de la demande énergétique au Québec pour les besoins de chauffage et de climatisation. Ouranos, Rapport technique, 19 p.
- Cheng, C. S. *et al.* (2005). Differential and combined impacts of winter and summer weather and air pollution due to global warming on human mortality in south-central Canada. Technical Report to Health Canada. 220pp. (in revision).
- Curriero, F. C. *et al.* (2003). Letter to the editor, RE : “On the Use of Generalized Additive Models in Time-Series Studies of Air Pollution and Health” AND “Temperature and Mortality in 11 Cities of the Eastern Unites States”. *Am. J Epidemiol*, 158:93–94.
- Curriero, F. C. *et al.* (2002). Temperature and Mortality in 11 Cities of the Eastern Unites States. *Am. J Epidemiol*, 155:80–87.
- de Boor, C. (2001). *A Practical Guide to Splines*. Springer.
- Dominici, F., McDermott, A., Zeger, S. L. et Samet, J. M. (2002). On the Use of Generalized Additive Models in Time-Series Studies of Air Pollution and Health. *Am. J Epidemiol*, 156:193–203.
- Dominici, F., Samet, J. M. et Zeger, S. L. (2000). Combining evidence on air pollution and daily mortality from 20 largest US cities : a hierarchical modelling strategy. *J. R. Statist. Soc. A*, 163:263–302.
- Donaldson, G. C., Kovats, R. S., Keatinge, W. R. et McMichael, A. (2001). Overview of climate change impacts on human health in the UK. In Expert Group on Climate Change and Health in the UK, éditeur. *Health effects of climate change in the UK*. En ligne. <http://www.dh.gov.uk/assetRoot/04/10/80/61/04108061.pdf>.
- Draper, N. R. et Smith, H. (1998). *Applied regression analysis*, third Edition. John Wiley & Sons.
- ECOSANTE (2005). Eco-Santé Québec. En ligne le 5 mars 2006. <http://www.inspq.qc.ca/>.

- El-Zein, A., Tewtel-Salem, M. et Nehme, G. (2004). A time-series analysis of mortality and air temperature in Greater Beirut. *Science of the Total Environment*, 330:71–80.
- Fillion, P. et Lauzier, J. J. (2002). *L'énergie au Québec, Édition 2002*. <http://www.mrn.gouv.qc.ca/publications/energie/energie/energie-au-quebec-2002.pdf>.
- Gachon, P., A. St-Hilaire, T. Ouarda, V.T.V. Nguyen, C. Lin, J. Milton, D. Chaumont, J. Goldstein, M. Hessami, T.D. Nguyen, F. Selva, M. Nadeau, P. Roy, D. Parishkura, N. Major, M. Choux, and A. Bourque (2005): A first evaluation of the strength and weaknesses of statistical downscaling methods for simulating extremes over various regions of eastern Canada. Sub-component, Climate Change Action Fund (CCAF), Environment Canada, Final Report, Montréal, Québec, Canada, 209 pp.
- Geran, L., Tully, P. et Wood, P. (2005). Comparabilité de la CIM-10 et de la CIM-9 pour les statistiques de la mortalité au Canada. Division des méthodes des enquêtes auprès des ménages, Statistique Canada. En ligne le 4 mars 2006, <http://www.statcan.ca/francais/freepub/84-548-XIF/84-548-XIF2005001.htm>.
- Gordon, C., et al. (2000). The simulation of SST, sea ice extents and ocean heat transports in a version of the Hadley Centre coupled model without flux adjustments. *Climate Dynamics*, 16:147–168.
- Gouveia, N., Hajat, S. et Armstrong, B. (2003). Socioeconomic differentials in the temperature-mortality relationship in São Paulo, Brazil. *Int. J Epidemiol*, 32:390–397.
- Hales, S., Salmond, C., Town, G. I., Kjellstrom, T. et Woodward, A. (2000). Daily mortality in relation to weather and air pollution in Christchurch, New Zealand. *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 24:89–91.
- Hall, C. B. et McCarthy, C. A. (1995). Respiratory syncytial virus. In Mandell, G., Bennett, J. et Dolin, R., éditeurs. *Mandell, Douglas and Bennett's Principles and Practices of Infectious Diseases*, pages 1501–19. New York : Churchill Livingstone, fifth edition.
- Hastie, T. J. et Tibshirani, R. J. (1990). *Generalized Additive Models*. Chapman & Hall/CRC.
- Huynen, M., Martens, P., Schram, D., Weijenberg, M. P. et Kunst, A. E. (2001). The Impact of Heat Waves and Cold Spells on Mortality Rates in the Dutch Population. *Environmental Health Perspectives*, 109:463–470.
- Institut national de santé publique du Québec (2001). Le portrait de santé : le Québec et ses régions. Les publications du Québec.
- Institut de la statistique du Québec (2000). Le portrait de santé : le Québec et ses régions. Perspectives démographiques du Québec 1996-2041, régions administratives, régions métropolitaines et municipalités régionales de comté, édition 2000, Québec. En ligne. <http://ivt.crepuq.qc.ca/isq/francais/pdq/2000/#ra>.
- InVS (2004). Système d'alerte canicule et santé 2004 (SACS 2004). Rapport opérationnel. En ligne. <http://www.invs.sante.fr>.

- InVS (2003). Impact sanitaire de la vague de chaleur en France survenue en août 2003. Rapport d'étape. En ligne. <http://www.invs.sante.fr>.
- Kalkstein, L. S. et Greene, J. S. (1997). An Evaluation of Climate/Mortality Relationships in Large U.S. Cities and the Possible Impacts of a Climate Change. *Environmental Health Perspectives*, 105:84–93.
- Kalkstein, L. S. et Smoyer, K. E. (1993). The Impact of Climate on Canadian Mortality : Present Relationships and Future Scenarios. Environment Canada/Canadian Climate Center. Report No. 93-7, 50 pp. (Unpublished Manuscript).
- Kalnay E., M. Kanamitsu, R. Kistler, W. Collins, D. Deaven, L. Gandin, M. Iredell, S. Saha, G. White, J. Woollen, Y. Zhu, M. Chelliah, W. Ebisuzaki, W. Higgins, J. Janowiak, K. C. Mo, C. Ropelewski, J. Wang, A. Leetmaa, E. Reynolds, R. Jenne, D. Joseph, 1996: The NCEP/NCAR 40-year reanalysis project. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 77, 437-471.
- Keatinge, W. R. et Donaldson, G. C. (2006). Heat acclimatization and sunshine cause false indications of mortality due to ozone. *Environmental Research*, 100:387–393.
- Keatinge, W. R. *et al.* (2000). Heat related mortality in warm and cold regions of Europe : observational study. *British Medical Journal*, 321:670–673.
- Kunst, A. E., Caspar, W. N., Looman, W. N. et Mackenbach, J. P. (1993). Outdoor Air Temperature and Mortality in the Netherlands : A Time-Series Analysis. *Am J Epidemiol*, 137:331–341.
- Lajoie, P., Dagenais, G., Ernst, P. et Neukirck, F. (2003). Systèmes respiratoire et cardiovasculaire. In Environnement et santé publique : fondements et pratiques, chapitre 28. TEC & DOC et Edisem.
- Last, J. M. et Chiotti, Q. P. (2001). Climate Change and Health. *ISUMA*, 2:66–74. En ligne. <http://www.isuma.net/v02n04/last/lastf.pdf>.
- MacCracken, M., Barron, E., Easterling, D., Felzer, B. et Karl, T. (2001). Scenarios for climate variability and change. In National Assessment Synthesis Team, éditeur. *Climate Change Impacts on the United States : The Potential Consequences of Climate Variability and Change*, chapitre 1. Cambridge University Press.
- Martens, W. J. M. (2003). Climate change, thermal stress and mortality changes. *Soc Sci Med.*, 46:331–344.
- McCullagh, P. et Nelder, J. A. (1989). *Generalized Linear Models*. Chapman & Hall/CRC.
- McGeehin, M. A. et Mirabelli, M. (2001). The Potential Impacts of Climate Variability and Change on Temperature-Related Morbidity and Mortality in the United States. *Environmental Health Perspectives*, 109 (Suppl. 2):185–189.
- Nakicenovic, N. *et al.* (2000). *Emissions Scenarios. A Special Report of Working Group III of the Inter-governmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press.

- Nguyen VTV, Nguyen TD, Gachon P. (2006). On the linkage of large-scale climate variability with local characteristics of daily precipitation and temperature extremes: an evaluation of statistical downscaling methods. *Advances in Geosciences* (WSPC/SPI-B368) 4(16): 1-9.
- OMS (2002). Réunion de planification des ministères de la santé : le changement climatique et la santé. WHO/SDE/OEH02.4 Rapport de Réunion, Genève, Suisse. En ligne. http://whqlibdoc.who.int/hq/2002/WHO_SDE_PHE_02.04.pdf.
- OMS (2000). Climate Change and Human Health : Impact and adaptation. WHO/SDE/OEH00.4. En ligne. http://whqlibdoc.who.int/hq/2000/WHO_SDE_OEH_00.4.pdf.
- O'Neill, M. S., Zanobetti, A. et Schwartz, J. (2003). Modifiers of the Temperature and Mortality Association in Seven US Cities. *Am J Epidemiol*, 157:1074–1082.
- Ostro, B., Sanchez, J. M., Aranda, C. et Eskeland, G. S. (1996). Air pollution and mortality : results from a study of Santiago, Chile. *J Expo Anal Environ Epidemiol*, 6:97–114.
- Pattenden, S., Nikiforov, B. et Armstrong, B. G. (2003). Mortality and temperature in Sofia and London. *J Epidemiol Community Health*, 57:628–633.
- Rainham, D. G. C. et Smoyer-Tomic, K. E. (2003). The role of air pollution in the relationship between a heat stress index and human mortality in Toronto. *Environmental Research*, 93:9–19.
- Reichert, T. A. *et al.* (2004). Influenza and the winter increase in mortality in the United States. *Am J Epidemiol*, 160:492–502.
- Ressources Naturelles Canada (2002). Impacts et adaptation liés au changement climatique : perspective canadienne. Ottawa. En ligne. <http://adaptation.nrcan.gc.ca/perspective.f.asp>.
- Régie du bâtiment du Québec ((2006)). *Loi sur l'économie de l'énergie dans le bâtiment*. www2.publicationsduquebec.gouv.qc.ca.
- Schwartz, J. (2000). The Distributed Lag between Air Pollution and Daily Deaths. *Epidemiology*, 11:320–326.
- Schwartz, J. (1993). Air pollution and daily mortality in birmingham Alabama. *Am J Epidemiol*, 137:1135–1147.
- Schwartz, J. et Dockery, W. D. (1992). Particulate air pollution and daily mortality in Steubenville, Ohio. *Am J Epidemiol*, 135:12–20.
- Schwartz, J. *et al.* (1996). Methodological issues in studies of air pollution and daily counts of deaths or hospital admission. *J of Epidemiol and Community Health*, 50:S3–S11.
- Schwartz, J., Spix, C., Wichmann, H. E. et Malin, A. (1991). Air pollution and acute respiratory illness in five German communities. *Environ Res*, 56:1–14.

Statistique Canada (2006). Indicateurs canadiens de durabilité de l'environnement : Situation et tendances. En ligne le 5 mars 2006, http://www.statcan.ca/francais/freepub/16-251-XIF/2005000/findings/air/status_f.htm.

Wilby, R.L., and C.W. Dawson, (2001): *Using SDSM — A decision support tool for the assessment of regional climate change impacts, User Manual*, October 2001, King's College London, UK, 64 p.

Wilby, R.L., C.W. Dawson and E.M. Barrow, (2002): SDSM – a decision support tool for the assessment of regional climate change impacts. *Environmental and Modelling Software* 17, 145-157.

Wilkinson, P. *et al.* (2001). *Cold comfort : the social and environmental determinants of excess winter death in England, 1986 – 96*. The Policy Press.

Zanobetti, A. *et al.* (2002). The Temporal Pattern of Mortality Response to Air Pollution : A Multicity Assessment of Mortality Displacement. *Epidemiology*, 13:87–93.

ANNEXE 1
PRÉDICTIONS FUTURES

ANNEXE 1 : PRÉDICTIONS FUTURES

Cette annexe a pour but de discuter des aspects techniques reliés à la détermination des coefficients de la régression et à leur interprétation. Nous présentons ensuite le calcul pour établir une prédiction quant à la variation de la mortalité future à partir du modèle statistique présenté à la section 2.1.1.

Interprétation des coefficients du modèle

Afin de faciliter la présentation, nous écrivons à nouveau le modèle proposé pour les décès. La mortalité quotidienne μ est modélisée par une régression de Poisson donnée par :

$$\log \mu = C + W, \quad (\text{A.1})$$

avec

$$C = DOW + HOL + S(j, \lambda_j), \quad (\text{A.2})$$

et

$$W = S(T_{moy}, 4) + S(T_{moy1-3}, 4) + S(T_{moy4-8}, 4) + S(T_{moy9-14}, 4) + S(Hu_{1-3}, 4) + Seuil_{Chaud}. \quad (\text{A.3})$$

La signification des différents termes est donnée à la section 2.1.1. La solution d'un tel modèle est obtenue par un processus itératif (Mc Cullagh et Nelder, 1989) qui est codé dans la plupart des logiciels disponibles en statistique. Nous avons utilisé le logiciel *S-Plus* (Insightful Corporation, Seattle, Washington) pour obtenir les coefficients de la régression.

On rappelle que la notation utilisée ici est celle que l'on retrouve dans plusieurs publications sur les modèles de mortalité. On doit cependant souligner que cette notation cache une partie de l'information. Par exemple, l'ordonnée à l'origine, qui tient compte de la taille de la population, n'apparaît pas explicitement dans l'équation A.2. Aussi, chaque fonction spline cubique naturel $S(\cdot, 4)$ contient 4 coefficients qui n'apparaissent pas non plus de façon explicite.

Nous allons maintenant spécifier le modèle sous une forme matricielle afin de voir apparaître les coefficients de façon explicite. Ce formalisme facilitera le calcul de la variance et de la moyenne des variations de mortalité pour les périodes futures. Afin d'utiliser correctement les coefficients obtenus par régression, nous devons cependant ouvrir une courte parenthèse sur les splines cubiques.

On utilise une base de fonction particulière appelée *B-Spline* pour représenter les splines cubiques (On réfère de Boor (2001) pour justifier l'utilisation de cette base). Un spline cubique naturel avec k degrés de liberté se décompose en k fonctions *B-Spline* (notées $Z_i(\cdot, k)$) :

$$S(\cdot, k) = \sum_{i=1}^k \beta_i Z_i(\cdot, k).$$

Les coefficients obtenus par régression sont reliés aux fonctions *B-Spline*. Le terme $S(T_{moy}, 4)$ que l'on retrouve dans l'équation A.3 amène 4 coefficients à la régression. Ainsi, lorsqu'on écrit :

$$W = S(T_{moy}, 4) + \dots,$$

il faut réaliser qu'il y a 4 coefficients pour chaque spline cubique naturel. En utilisant β_i pour représenter les coefficients de la régression, on peut maintenant écrire la partie climatique du modèle (équation A.3) en faisant apparaître de façon explicite les coefficients de la régression :

$$W = \beta_1 Z_1(T_{moy}, 4) + \beta_2 Z_2(T_{moy}, 4) + \beta_3 Z_3(T_{moy}, 4) + \beta_4 Z_4(T_{moy}, 4) + \beta_5 Z_1(T_{1-3}, 4) + \beta_6 Z_2(T_{1-3}, 4) + \beta_7 Z_3(T_{1-3}, 4) + \beta_8 Z_4(T_{1-3}, 4) + \dots \quad (\text{A.4})$$

Il y a au total 21 coefficients pour la partie climatique du modèle (5 fonctions spline cubique naturel X 4 coefficients par fonctions + 1 coefficient pour le seuil).

En utilisant la forme suivante :

$$\beta = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_{21} \end{pmatrix}, \quad (\text{A.5})$$

et

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} Z_1(T_{moy}, 4) \\ \vdots \\ Z_4(T_{moy}, 4) \\ Z_1(T_{moy1-3}, 4) \\ \vdots \\ Z_4(T_{moy1-3}, 4) \\ \vdots \\ Z_4(T_{moy9-14}, 4) \\ \text{Seuil}_{\text{Chaud}} \end{pmatrix}, \quad (\text{A.6})$$

la partie climatique du modèle peut finalement s'écrire :

$$W = \mathbf{X}^T \boldsymbol{\beta}. \quad (\text{A.7})$$

Cette dernière notation est utile pour établir une prédiction de la mortalité moyenne pour une journée j particulière à partir du modèle. L'estimation de la mortalité moyenne pour une journée j est donnée par :

$$\log \hat{\mu}_j = \hat{C}_j + \hat{W}_j.$$

Nous avons ajouté $\hat{}$ sur les symboles pour souligner qu'il s'agit de l'estimation tirée du modèle de régression. Le terme \hat{W}_j s'obtient par l'équation A.7 :

$$\hat{W}_j = \mathbf{X}_j^T \hat{\boldsymbol{\beta}}. \quad (\text{A.8})$$

Encore une fois ici, on ajoute le symbole $\hat{}$ sur $\boldsymbol{\beta}$ car il s'agit de l'estimation des coefficients obtenu à partir de la régression de Poisson. L'indice j rappelle qu'il faut utiliser le climat de la journée j pour évaluer \mathbf{X}^T . Comme nous allons le voir bientôt, le terme \hat{C} n'a pas à être explicité car il sera considéré comme constant pour établir une prédiction quant à la variation de la mortalité future.

Variation de la mortalité pour les périodes futures

Nous allons maintenant présenter brièvement comment établir la variation de la mortalité future à partir du modèle.

On inverse d'abord la relation A.1, pour obtenir explicitement le nombre moyen de décès par jour

$$\hat{\mu} = e^{\hat{C} + \hat{W}}. \quad (\text{A.9})$$

Le symbole $\hat{}$ est ajouté à μ , C et W pour indiquer qu'il s'agit de la mortalité moyenne estimée à partir des coefficients de la régression. Pour le calcul qui suit, on fait dans un premier temps l'hypothèse que le terme C reste le même dans le futur. On fait aussi l'hypothèse que l'effet du climat W ne change pas dans le temps (autrement dit, que la population ne s'adapte pas aux changements du climat).

La variation relative moyenne du nombre de décès dans le futur par rapport à la valeur historique est estimée par :

$$\Delta \hat{\mu} = \left\langle \frac{\hat{\mu}^f - \hat{\mu}^h}{\hat{\mu}^h} \right\rangle. \quad (\text{A.10})$$

Les exposants f et h réfèrent respectivement aux valeurs futures et historiques. Les symboles « $\langle \rangle$ » indiquent qu'il s'agit d'une moyenne (sur un mois ou une saison). Dans l'équation A.10, la différence entre la mortalité future et historique au numérateur est divisée par la mortalité historique afin d'obtenir une variation relative.

Dans le but d'évaluer la variation de la mortalité due uniquement aux changements de climat, on pose que le terme C dans le futur est identique à celui de la période historique (autrement dit, que les fluctuations saisonnières de la mortalité et les tendances à long terme seront identiques dans le futur). On simplifie donc cette dernière relation à :

$$\Delta \hat{\mu} = \left\langle \frac{e^{\hat{W}^f} - e^{\hat{W}^h}}{e^{\hat{W}^h}} \right\rangle. \quad (\text{A.11})$$

Les termes \hat{W}^f et \hat{W}^h réfèrent respectivement aux effets du climat sur la mortalité dans le futur et dans le passé, estimés à partir du modèle de régression. En définissant $\Delta \hat{W}$ par :

$$\Delta \hat{W} = \hat{W}^f - \hat{W}^h, \quad (\text{A.12})$$

on peut exprimer la variation moyenne du nombre de décès (équation A.11) comme :

$$\Delta \hat{\mu} = \left\langle \frac{e^{\hat{W}^h + \Delta \hat{W}} - e^{\hat{W}^h}}{e^{\hat{W}^h}} \right\rangle \approx \langle \Delta \hat{W} \rangle. \quad (\text{A.13})$$

L'approximation qui est faite résulte du fait que $\Delta \hat{W}$ est relativement petit. Cette approximation est limitée pour les prédictions de la période 2080 mais elle sera tout de même utilisée. Le calcul de la variation moyenne du nombre de décès pour un mois, une saison ou une année revient donc à évaluer la moyenne de $\Delta \hat{W}$.

Afin d'exprimer cette variation en pourcentage, on multiplie cette dernière équation par 100 :

$$\Delta \hat{\mu} \approx \langle \hat{W}^f - \hat{W}^h \rangle \times 100, \quad (\text{A.14})$$

ce qui est identique à l'équation 5 qui est présentée à la section 3.3 Dans cette dernière équation, il faut évaluer la moyenne de $\hat{W}^f - \hat{W}^h$. Que l'on s'intéresse à une moyenne mensuelle, saisonnière ou annuelle du changement dans la mortalité, la méthode est la même. On doit utiliser le climat des N journées (du mois, de la saison ou de l'année) des périodes future et historique considérées.

En utilisant l'équation A.8, on obtient :

$$\begin{aligned} \langle \hat{W}^f - \hat{W}^h \rangle &= \langle \mathbf{X}^f - \mathbf{X}^h \rangle^T \hat{\beta} \\ &= \left(\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \mathbf{X}_j^f - \mathbf{X}_j^h \right)^T \hat{\beta}. \end{aligned} \quad (\text{A.15})$$

Les \mathbf{X}_j^h et \mathbf{X}_j^f se calculent en utilisant l'équation A.6 avec les valeurs du climat des journées j historiques et futures. Comme mentionné à la section 3.3, le climat futur s'obtient en ajoutant l'anomalie mensuelle aux températures historiques. Comme il n'y a pas d'information disponible pour l'humidité future, nous gardons sa valeur constante.

L'intervalle de confiance de l'équation A.14 peut se déduire en connaissant la variance de $\langle \hat{W}^f - \hat{W}^h \rangle$. Cette variance s'obtient directement de A.15 (on peut consulter tout bon ouvrage en statistique ou sur les régressions, voir par exemple Drapper, N. R. et Smith, H., 1998) :

$$\text{Var} \langle \hat{W}^f - \hat{W}^h \rangle \approx \langle \mathbf{X}^f - \mathbf{X}^h \rangle^T \text{Var} \hat{\beta} \langle \mathbf{X}^f - \mathbf{X}^h \rangle, \quad (\text{A.16})$$

où $\text{Var} \hat{\beta}$ représente la covariance des coefficients de la régression¹⁶. Nous avons utilisé le symbole \approx car rigoureusement, il faudrait traiter $\langle \mathbf{X}^f - \mathbf{X}^h \rangle$ comme une variable statistique, et donc ajouter un terme à l'équation A.16 pour tenir compte de sa variance et de sa covariance avec $\hat{\beta}$. Cependant, cette variance est négligeable car la moyenne de $\langle \mathbf{X}^f - \mathbf{X}^h \rangle$ se déduit à partir de l'anomalie mensuelle tirée des modèles climatiques. Pour un modèle climatique donné, on arrive à estimer la moyenne de l'anomalie mensuelle avec une variance qui tend vers zéro car un très grand nombre de données sont utilisées ($N > 10^5$). Il est donc plus approprié de déterminer la variance de $\hat{W}^f - \hat{W}^h$ en utilisant l'équation A.16 et de considérer plutôt d'autres scénarios climatiques pour quantifier l'impact de l'incertitude des climats futurs sur les prédictions de mortalité.

¹⁶ Lors du calcul des coefficients du modèle, le logiciel S-Plus évalue également la matrice de covariance des coefficients. Si la dispersion est laissée libre (ex. que l'on n'impose pas sa valeur à 1), cette matrice doit être corrigée par le facteur de dispersion obtenu de la régression.

ANNEXE 2
STATISTIQUES DESCRIPTIVES

ANNEXE 2 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Nous présentons dans cette annexe les statistiques décrivant les mortalités quotidiennes pour différentes villes et régions de la province de Québec, pour la période 1981-1999. Les symboles utilisés sont :

μ : mortalité moyenne quotidienne,

σ : écart-type de la mortalité quotidienne,

min : minimum de la mortalité quotidienne,

max : maximum de la mortalité quotidienne.

Tableau 7. Statistiques descriptives de mortalité quotidienne pour différentes villes et régions administratives (1981-1999)

Villes	Toutes Causes				Maladies de l'appareil circulatoire				Maladies de l'appareil respiratoire			
	μ	σ	min.	max.	μ	σ	min.	max.	μ	σ	min.	max.
Baie-Comeau/Sept-Iles	0,53	0,74	0	5	0,19	0,44	0	3	0,04	0,2	0	3
Gatineau	2,70	1,72	0	12	1,12	1,07	0	6	0,22	0,48	0	5
Laval	4,36	2,31	0	15	1,79	1,37	0	9	0,33	0,59	0	5
Longueuil	4,91	2,39	0	18	2,06	1,46	0	9	0,39	0,65	0	5
Montréal	39,3	7,66	18	96	16,7	4,66	3	50	3,30	2,14	0	15
Québec	8,75	3,26	0	22	3,65	1,97	0	13	0,78	0,95	0	6
Rimouski	0,64	0,80	0	6	0,26	0,52	0	4	0,07	0,27	0	3
Rouyn/Val-d'Or/Amos	1,09	1,06	0	7	0,45	0,67	0	5	0,12	0,35	0	3
Saguenay	2,41	1,60	0	11	0,96	0,99	0	6	0,22	0,48	0	4
Sherbrooke	2,19	1,52	0	10	0,94	0,97	0	7	0,21	0,47	0	4
Trois-Rivières	1,17	1,14	0	8	0,47	0,70	0	5	0,09	0,32	0	3
Régions	μ	σ	min.	max.	μ	σ	min.	max.	μ	σ	min.	max.
Abitibi-Témiscamingue	2,30	1,55	0	11	0,95	0,99	0	7	0,24	0,50	0	4
Bas-Saint-Laurent	4,09	2,07	0	14	1,71	1,32	0	8	0,42	0,67	0	5
Centre-du-Québec	3,09	1,85	0	12	1,38	1,20	0	8	0,27	0,55	0	4
Chaudière-Appalaches	6,53	2,73	0	20	2,80	1,70	0	12	0,61	0,83	0	8
Côte-Nord	1,39	1,18	0	9	0,52	0,72	0	5	0,11	0,34	0	3
Gaspésie-Iles-de-la-Madeleine	1,91	1,42	0	10	0,80	0,90	0	6	0,15	0,40	0	3
Lanaudière	4,68	2,38	0	16	1,93	1,41	0	12	0,44	0,69	0	5
Laurentides	6,10	2,75	0	22	2,53	1,63	0	11	0,56	0,79	0	5
Mauricie	5,26	2,41	0	18	2,28	1,54	0	10	0,48	0,73	0	5
Montérégie	18,79	5,29	5	51	8,12	3,03	0	25	1,54	1,42	0	12
Nord du Québec	0,20	0,44	0	4	0,07	0,26	0	2	0,03	0,18	0	2
Outaouais	4,54	2,25	0	17	1,90	1,41	0	9	0,38	0,64	0	5
Saguenay-Lac-St-Jean	4,40	2,19	0	15	1,75	1,36	0	9	0,40	0,64	0	5

Tableau 8. Statistiques descriptives de mortalité quotidienne par groupes d'âge pour différentes villes et régions administratives

	Groupes d'âge	Toutes Causes				Maladies de l'appareil circulatoire			
		μ	σ	min.	max.	μ	σ	min.	max.
Villes									
Gatineau	15 à 64 ans	0,83	0,93	0	5	0,29	0,54	0	4
	65 ans et plus	1,85	1,42	0	10	0,83	0,92	0	6
Laval	15 à 64 ans	1,18	1,08	0	7	0,38	0,62	0	4
	65 ans et plus	3,15	2,00	0	15	1,40	1,23	0	9
Longueuil	15 à 64 ans	1,38	1,18	0	7	0,46	0,69	0	4
	65 ans et plus	3,49	2,07	0	18	1,59	1,29	0	8
Montréal	15 à 64 ans	8,83	3,2	0	25	2,84	1,83	0	13
	65 ans et plus	30,2	7,04	8	83	13,8	4,16	2	43
Québec	15 à 64 ans	2,05	1,44	0	9	0,67	0,84	0	5
	65 ans et plus	6,64	2,89	0	20	2,97	1,78	0	13
Saguenay	15 à 64 ans	0,68	0,83	0	6	0,24	0,49	0	3
	65 ans et plus	1,70	1,37	0	9	0,72	0,85	0	6
Sherbrooke	15 à 64 ans	0,43	0,66	0	4	0,14	0,39	0	3
	65 ans et plus	1,75	1,37	0	10	0,80	0,90	0	7
Régions									
Bas-Saint-Laurent	15 à 64 ans	0,76	0,88	0	6	0,24	0,50	0	4
	65 ans et plus	3,23	1,87	0	14	1,46	1,22	0	8
Centre-du-Québec	15 à 64 ans	0,63	0,81	0	5	0,22	0,48	0	4
	65 ans et plus	2,35	1,62	0	10	1,14	1,08	0	8
Chaudière-Appalaches	15 à 64 ans	1,26	1,18	0	8	0,42	0,68	0	5
	65 ans et plus	5,07	2,40	0	19	2,35	1,55	0	11
Lanaudière	15 à 64 ans	1,16	1,13	0	8	0,40	0,64	0	4
	65 ans et plus	3,31	1,97	0	14	1,49	1,25	0	9
Laurentides	15 à 64 ans	1,51	1,30	0	8	0,51	0,72	0	4
	65 ans et plus	4,31	2,30	0	18	1,95	1,44	0	10
Mauricie	15 à 64 ans	1,14	1,10	0	7	0,40	0,65	0	5
	65 ans et plus	3,97	2,12	0	17	1,85	1,40	0	10
Montérégie	15 à 64 ans	4,34	2,40	0	16	1,48	1,31	0	9
	65 ans et plus	13,8	4,58	2	47	6,51	2,71	0	23
Nord du Québec	15 à 64 ans	0,07	0,28	0	2	0,03	0,16	0	2
	65 ans et plus	0,11	0,33	0	3	0,04	0,20	0	2
Outaouais	15 à 64 ans	1,22	1,15	0	7	0,67	0,43	0	5
	65 ans et plus	3,14	1,87	0	12	1,43	1,22	0	9
Saguenay-Lac-St-Jean	15 à 64 ans	1,18	1,14	0	7	0,41	0,66	0	5
	65 ans et plus	3,03	1,84	0	11	1,31	1,16	0	8

Partenaires financiers :