

**Impact des conditions météorologiques
sur le délai de survenue des événements d'insuffisance cardiaque chez
les personnes âgées de 65 ans et plus diagnostiquées avec
cette condition médicale
au Québec, de 2001 à 2011**

RAPPORT FINAL

30 AVRIL 2016



UNIVERSITÉ DE
SHERBROOKE

*Institut national
de santé publique*

Québec



INRS

Université d'avant-garde



Fondsvert

Alain Vanasse¹, M.D., Ph.D., Denis Talbot²⁻³, Ph.D., Fateh Chebana⁴, Ph.D., Diane Bélanger^{2,4}, Ph.D., Pierre Gosselin²⁻⁵, M.D., MPH, Claudia Blais⁵⁻⁶, PhD., Philippe Gamache⁵, B.Sc., Jean-Xavier Giroux⁴, M.Sc., Roxanne Dault¹, M.Sc.

¹ Groupe de recherche PRIMUS, Département de médecine de famille et de médecine d'urgence, Faculté de médecine et des sciences de la santé, Université de Sherbrooke.

² Centre de recherche du Centre hospitalier universitaire de Québec

³ Département de médecine sociale et préventive, Faculté de médecine, Université Laval

⁴ Institut national de la recherche scientifique - Centre Eau Terre Environnement

⁵ Institut national de santé publique du Québec

⁶ Faculté de pharmacie, Université Laval

ORGANISME SUBVENTIONNAIRE

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

© INRS, Centre - Eau Terre Environnement, 2017

Tous droits réservés

ISBN : 978-2-89146-880-0 (version électronique)

Dépôt légal - Bibliothèque et Archives nationales du Québec, 2017

Dépôt légal - Bibliothèque et Archives Canada, 2017

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES	ii
LISTE DES TABLEAUX.....	iii
1 PROBLÉMATIQUE ET PERTINENCE DE L'ÉTUDE.....	1
1.1 MÉTÉOROLOGIE ET MCV : ÉTUDES QUÉBÉCOISES	2
1.2 CONDITIONS SOCIO-ENVIRONNEMENTALES DES MILIEUX RÉSIDENTIELS ET MCV	3
1.3 APPROCHE TENANT COMPTE DE LA STRUCTURE HIÉRARCHIQUE DES DONNÉES.....	4
1.4 PERTINENCE	5
2 OBJECTIF DE L'ÉTUDE.....	6
3 MÉTHODOLOGIE	6
3.1 DEVIS DE RECHERCHE	6
3.2 POPULATION À L'ÉTUDE	7
3.3 UNITÉS GÉOGRAPHIQUES RETENUES À TITRE DE VARIABLE PROXY DES MILIEUX RÉSIDENTIELS.....	8
3.4 SOURCES DE DONNÉES.....	9
3.5 VARIABLES ÉTUDIÉES	11
3.5.1 Issue sanitaire d'intérêt (variable dépendante).....	11
3.5.2 Variables météorologiques d'exposition.....	11
3.5.3 Variables météorologiques liées à l'exposition.....	13
3.5.4 Covariables individuelles	13
3.5.5 Pollution atmosphérique près du logement (PM _{2.5}) et autres variables contextuelles.....	14
3.6 ANALYSES STATISTIQUES	15
4 RÉSULTATS.....	17
5 DISCUSSION.....	27
6 CONCLUSION	31
7 RÉFÉRENCES	30
8 ANNEXES.....	30
8.1 ANNEXE 1 : Informations sur les données sanitaires et météorologiques.....	30

8.2	ANNEXE 2 : Résumé détaillé des analyses statistiques effectuées dans le cadre du projet E5 (D. Talbot, PhD. 4 avril 2016).....	33
8.2.1	Introduction	33
8.2.2	Analyses descriptives sur la base de données complète	33
8.2.3	Analyses préliminaires réalisées sur 10% de la base de données.....	58
8.2.4	Analyses finales.....	70
8.2.5	Calcul du pouvoir prédictif du modèle	75
8.3	ANNEXE 3 Processus de prise de décision concernant le choix des analyses statistiques	76

LISTE DES FIGURES

Figure 1. Carte des régions sociosanitaires du Québec.....	8
Figure 2. Régions à l'étude	9
Figure 3. Zones de la province de Québec couvertes par les données DayMet (à gauche) et emplacement des stations de mesure de Climat-Québec pour la température moyenne (à droite).....	10
Figure 4. Risque d'événements d'IC chez les gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués avec cette condition selon la température moyenne (par 5°C) sur trois (en haut) ou sept jours (en bas), par groupes d'âge, au Québec, de 2001 à 2011	18
Figure 5. Risque d'événements d'IC chez les gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués avec cette condition selon la température moyenne (par 5°C) sur trois (à gauche) ou sept jours (à droite) durant l'été et l'hiver, par groupes d'âge, au Québec, de 2001 à 2011*	19
Figure 6. Association entre le risque d'événements d'IC et la concentration de PM _{2.5} sur un horizon de trois jours, chez les gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués avec cette condition résidant dans la RMR de Montréal ou de Québec, de 2001 à 2011.....	24

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1. Caractéristiques des gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués avec de l'IC (n=112 878), au Québec, de 2001 à 2011	18
Tableau 2. Effets de l'exposition météorologique sur la survenue de l'événement d'IC, ajustés pour la saison et des covariables individuelles (excluant les Rx), chez les gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués avec cette condition au Québec, de 2001 à 2011 ...	21
Tableau 3. Effets de l'exposition météorologique sur la survenue de l'événement d'IC, ajustés pour la saison et des covariables individuelles (incluant les Rx), chez les gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués avec cette condition au Québec, de 2001 à 2011 ...	22
Tableau 4. Caractéristiques des gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués d'IC et résidant dans la RMR de Montréal ou de Québec (n=59 485), de 2001 à 2011.....	23
Tableau 5. Effets de l'exposition météorologique sur la survenue de l'événement d'IC, ajustés pour les PM _{2,5} et d'autres covariables (excluant les Rx), chez les gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués avec cette condition au Québec, de 2001 à 2011	25
Tableau 6. Effets de l'exposition météorologique sur la survenue de l'événement d'IC, ajustés pour les PM _{2,5} et d'autres covariables (incluant les Rx), chez les gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués avec cette condition au Québec, de 2001 à 2011	26

1 PROBLÉMATIQUE ET PERTINENCE DE L'ÉTUDE

Depuis quelques décennies, le réchauffement climatique dû à la hausse des émissions de gaz à effet de serre de source anthropique contribue à la survenue de divers événements météorologiques extrêmes. En outre, ces événements s'amplifieront d'ici la fin du 21^e siècle (Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat 2013). À ce sujet, il est quasiment certain que les journées et les nuits chaudes seront plus chaudes et/ou plus fréquentes, et que les périodes et les vagues de chaleur surviendront plus souvent. Parallèlement, il est aussi fortement probable que les journées et les nuits froides seront moins froides et/ou moins nombreuses. Cela dit, dans certaines régions du monde, comme au Québec, il y aura encore des hivers plus froids que d'autres ainsi que des vagues de froid intense, malgré le réchauffement climatique (Ouranos 2015) qui ne s'effectue pas nécessairement de façon linéaire (National Assessment Synthesis Team 2001).

Cette situation demeure donc inquiétante pour la santé cardiovasculaire, en particulier chez les personnes âgées et défavorisées déjà vulnérables pour bien d'autres raisons (p. ex., Basu & Samet 2002), car même si les hivers s'adoucisent dans le futur, il y a peu de chances que leur effet bénéfique compense l'effet néfaste des fortes chaleurs estivales en augmentation (Besancenot 2015; Intergovernmental panel on climate change 2014). De plus, plusieurs polluants atmosphériques sensibles aux conditions climatiques sont affectés par les changements engendrés par le réchauffement planétaire (Luber & Lemery 2015). Or, ces polluants peuvent exacerber les maladies cardiovasculaires (MCV) et causer une hausse des visites à l'urgence, des hospitalisations et des décès prématurés (Luber & Lemery 2015). Anenberg et al. (2010) par exemple, ont estimé que les particules fines ($5,8 \mu\text{g}/\text{m}^3$ pour $\text{PM}_{2.5}$) étaient associées à quelque 3,5 millions de décès cardiopulmonaires par année et 27,6 millions d'années de vie perdues à travers le monde (Amérique du Nord : 124 000 décès et 804 000 années de vie perdues).

Les événements météorologiques extrêmes peuvent influencer la santé cardiovasculaire de diverses manières. La chaleur ou le froid trop intense deviennent un stress pour le corps humain, d'autant s'il est déjà stressé par la maladie, et peuvent aggraver l'état de santé d'une personne cardiaque (p. ex., World Health Organization 2008). En plus de constituer des facteurs de vulnérabilité, les MCV peuvent aussi être exacerbées sur une période aussi courte qu'une vague de chaleur ou une période très froide (p ex., Rey et al. 2007). À titre d'exemple, la perte d'eau et de sel provoquée par la sueur dans un contexte de fortes chaleurs accroît la concentration des autres composantes du sang (globules, cholestérol, etc.) et augmente ainsi sa viscosité, ce qui place l'individu à risque de thrombose coronarienne ou cérébrale (Keatinge 2002). Il en est de même dans un contexte de froid intense, qui provoque l'arrêt d'une grande partie de l'approvisionnement de la peau en sang, ce qui surcharge les organes centraux et augmente la viscosité du sang de l'ordre de 20 % (Keatinge 2002). Certains médicaments utilisés dans le traitement des MCV

pourraient aussi altérer l'adaptation de l'organisme à la chaleur (ANSM 2015) ou au froid intense (AFSSAPS 2009). À titre d'exemple, les diurétiques provoqueraient des troubles d'hydratation ou des troubles électrolytiques dans un contexte de fortes chaleurs, notamment chez les personnes âgées (Blachère et al. 2012), alors que certains antihypertenseurs et les vasodilatateurs perturberaient la thermorégulation périphérique par limitation de la réponse vasoconstrictrice (AFSSAPS 2009).

Par ailleurs, la chaleur, comme le froid lorsqu'il y a peu ou pas de vent (Beaudeau et al. 2004), peut amplifier les impacts néfastes de certains polluants atmosphériques sur la santé cardiovasculaire (Portier et al. 2010). Diverses études ont d'ailleurs établi des liens entre la pollution atmosphérique et la santé, dont la santé cardiovasculaire (Pope et al. 2004; Middleton et al. 2008; Brunekreef et al. 2009; Crabbe 2012; Bouchard & Smargiassi 2008) et plus rarement l'insuffisance cardiaque (IC) de façon spécifique (Medina-Ramón et al. 2008). Les multiples mécanismes sous-jacents à l'effet des polluants sur le système cardiovasculaire sont thrombotiques ou non thrombotiques, incluant notamment l'inflammation systémique à la pollution de l'air qui prédisposerait les personnes vulnérables à de futurs événements cardiovasculaires (Milojevic et al. 2014).

Enfin, le stress encouru lors d'un événement météorologique extrême et l'anxiété liée à la récurrence de cet événement ont été associés à l'infarctus du myocarde, ainsi qu'au décès subit pour cause cardiaque (Krousel-Wood et al. 2008; Lavie, Gerber, & Lanier 2009; Suzuki et al. 1997; Jonkman & Kelman 2005).

Ainsi, la sensibilité au climat apparaît évidente pour les MCV, un thème qui a été priorisé pour la recherche dans un récent rapport américain publié par le *National Institute of Environmental Health Sciences* (Portier et al. 2010). Les études traitant de la relation entre les extrêmes de températures et les cardiopathies ischémiques (Guo et al. 2013), les maladies vasculaires cérébrales (Lim, Kim, & Hong 2013), et l'incidence d'admissions hospitalières pour certains problèmes cardiovasculaires (Bassil et al. 2009; Kilbourne 1999; McGeehin & Mirabelli 2001; Piver et al. 1999; Ye et al. 2001; Portier et al. 2010) abondent également dans ce sens. Il en est de même pour quelques études démontrant que les changements relatifs de température, plutôt qu'absolus, sont un facteur important des variations saisonnières de la morbidité et de la mortalité pour l'IC, entre autres choses (Zanobetti et al. 2012; Zanobetti et al. 2013; Inglis et al. 2008). L'impact de l'humidité n'est également pas à sous-estimer (Schwartz, Samet, & Patz 2004), en particulier dans les centres urbains, où la concentration des bâtiments favorise la rétention de la chaleur dégagée par la consommation d'énergie des activités humaines (Arnfield 2003).

1.1 MÉTÉOROLOGIE ET MCV : ÉTUDES QUÉBÉCOISES

Quatre études québécoises de type écologique illustrent bien l'influence de la météorologie sur la santé cardiovasculaire. Deux d'entre elles portent sur l'IC, mais sans contrôler pour la pollution atmosphérique ou pour des covariables individuelles autres que l'âge et le sexe.

Giroux (2011) rapporte qu'une importante épaisseur de neige au sol et des températures $\leq -20^{\circ}\text{C}$ sont les deux principales conditions météorologiques associées à l'augmentation de la probabilité de pics de consultations aux urgences pour cause de MCV dans la grande région de Montréal, de 1988 à 2008. Cela dit, les précipitations saisonnières (ex., pluies d'été) demeurent un facteur de risque important, alors que la température partage sa contribution avec l'humidité, notamment, mais seulement dans les modèles hivernaux. Certains de ces résultats diffèrent selon l'âge et le genre des personnes qui consultent. Les effets retardés ont aussi été étudiés, et ils s'avéraient significatifs pour les périodes de trois jours ou moins.

Bayentin et al. (2010) ont observé que le taux quotidien d'admissions hospitalières pour cause de maladies ischémiques cardiaques augmentait selon la survenue de températures élevées durant l'été et l'hiver, au Québec, de 1989 à 2006. Ce taux subissait une hausse particulièrement notable dans la majorité des régions sociosanitaires (RSS) québécoises lorsque l'exposition durait quelques jours. Les taux d'hospitalisation pour maladies ischémiques cardiaques étaient également plus élevés chez les ≥ 65 ans lors des premières journées de températures extrêmes d'une saison, de même que dans les RSS plus défavorisées ou caractérisées par de hauts taux de tabagisme. Bayentin et al. (2011) ont aussi étudié la relation entre le climat et les admissions hospitalières pour cause d'infarctus du myocarde (l'une des cardiopathies ischémiques) au cours de la même période. Les personnes atteintes de comorbidités (avant ou après l'hospitalisation), les hommes âgés de 45 à 64 ans, ainsi que les femmes de ≥ 65 ans, si l'exposition à des températures extrêmes durait quelques jours, constituent des groupes très à risque.

Kolb et al. (2007) ont documenté une augmentation significative de la mortalité pour IC durant l'été à partir d'un seuil de température se situant autour de 25°C , pour la température maximale du jour même et pour les effets retardés jusqu'à 3 jours, en contrôlant pour certains polluants atmosphériques, au Québec, de 1984 à 1993. Selon les chercheurs, l'humidité n'influe pas sur la mortalité pour IC en été comme en hiver et peu importe l'effet retardé étudié (0-10 jours), contrairement à la pression barométrique des dernières 24 heures qui favorisait son augmentation, mais uniquement pour les effets du jour même ou du dernier jour (effets retardés 0 et 1 jour).

Enfin, Feldman (2004) a noté une augmentation de la mortalité et des hospitalisations pour cause d'IC durant l'hiver au Québec, de 1990 à 1998.

1.2 CONDITIONS SOCIO-ENVIRONNEMENTALES DES MILIEUX RÉSIDENTIELS ET MCV

Outre les effets néfastes des conditions météorologiques sur l'IC et plus largement sur les MCV, un nombre croissant d'études démontre le rôle des facteurs socio-environnementaux des milieux résidentiels pour expliquer ces disparités (Chaix 2009). En effet, la défavorisation socioéconomique des milieux résidentiels est associée à l'incidence et la prévalence accrue des MCV, au-delà de la position socioéconomique des individus et de

facteurs de risques individuels (Diez-Roux et al. 2001). Pour ce qui est de l'IC, une récente revue systématique de la littérature démontre des inégalités dans la prévalence, l'incidence, la mortalité et les hospitalisations pour IC en fonction de la défavorisation socioéconomique des milieux résidentiels (Hawkins et al. 2012). Une étude canadienne démontre de plus des inégalités géographiques entre milieux urbains et ruraux, notamment chez les hommes, en ce qui a trait à la mortalité, la morbidité hospitalière et l'utilisation des services à la suite d'un diagnostic d'IC, qui sont significativement plus faibles en milieux urbains (Gamble et al. 2011).

1.3 APPROCHE TENANT COMPTE DE LA STRUCTURE HIÉRARCHIQUE DES DONNÉES

Depuis près de 20 ans, de plus en plus d'études s'intéressent aux effets de milieux résidentiels sur la santé, c'est-à-dire aux inégalités géographiques de santé observées entre des milieux résidentiels caractérisés par des conditions socioéconomiques et de l'environnement bâti différents. Parmi les techniques analytiques employées pour mesurer les effets de milieux sur la santé, les modèles d'analyse à multiple niveaux (nommés « multiniveaux » ci-après) s'avèrent particulièrement pertinents puisqu'ils permettent de distinguer les effets de composition des effets de contexte dans l'explication de ces inégalités géographiques de santé.

Un effet de composition réfère au fait que les populations comparées sont formées d'individus différents. Par exemple, la variation dans la prévalence des MCV entre milieux résidentiels (ex., aires de diffusion (AD)) pourrait s'expliquer par une structure d'âge différente, la prévalence étant accrue dans les milieux où la proportion de personnes âgées est plus importante. Un effet de contexte s'avère lorsque la variation des MCV est attribuable aux conditions socioéconomiques (ex., défavorisation), à l'environnement bâti (ex., densité résidentielle) ainsi qu'à l'environnement naturel des milieux résidentiels (ex., climat, pollution) (Chaix & Chauvin 2002; Gauvin & Dassa 2004; Philibert & Riva 2011). En outre, cet effet est indépendant des caractéristiques sociodémographiques des individus qui les composent.

Les modèles d'analyse multiniveaux traitent donc les effets de composition et de contexte séparément (ou en interaction) dans une structure hiérarchique des données dans laquelle, par exemple, les individus sont nichés dans leurs milieux de résidence (Chaix & Chauvin 2002; Gauvin & Dassa 2004; Tarkiainen et al. 2010). Dans ces modèles, les effets de composition sont estimés par des variables de niveau individuel, tandis que les effets de contexte sont estimés à partir de variables de niveaux supérieurs (milieux). Des recensions de la littérature scientifique s'intéressant spécifiquement à l'application de l'approche multiniveaux dans la recherche sur les effets de milieux sur la santé indiquent que même si les variables individuelles expliquent une proportion plus importante de la variance de diverses issues de santé, incluant les MCV et leurs facteurs de risque, on retrouve de façon systématique des effets de milieux sur la santé dus aux conditions socioéconomiques et de

l'environnement bâti des milieux résidentiels (Pickett & Pearl 2001; Riva, Gauvin, & Barnett 2007). Comme discuté dans une récente revue systématique de la littérature, ces effets de milieux sont d'autant plus importants pour la santé des personnes âgées en raison de leur mobilité physique et de leurs capacités cognitives qui décroissent avec l'âge (Yen, Michael, & Perdue 2009).

Une autre option pour considérer la structure hiérarchique des données est de recourir aux modèles marginaux de type GEE («generalized estimating equation») (Liang & Zeger 1986). Toutefois, comme le mentionnent Chaix & Chauvin (2002), les modèles marginaux modélisent de façon indépendante les covariables susceptibles d'affecter la variable dépendante, et la corrélation entre les résidus, contrairement aux modèles d'analyse multiniveaux qui incluent des effets aléatoires dans la série des prédicteurs linéaires. Ainsi, avec les GEE, il est impossible de départager la variance comme avec l'approche multiniveaux, mais leur utilisation permet au moins de tenir compte de l'autocorrélation entre certains individus, sur le plan spatial par exemple.

1.4 PERTINENCE

À notre connaissance, aucune étude n'a examiné l'association entre l'IC et les conditions météorologiques à l'échelle du quartier, tout en tenant compte de la pollution atmosphérique et d'autres facteurs des milieux résidentiels, ainsi que de caractéristiques individuelles, à l'aide d'une approche considérant la structure hiérarchique des données. Pourtant, l'IC augmente la susceptibilité à la morbidité, la mortalité et l'utilisation de ressources sanitaires lorsque combinée à un âge avancé dans un contexte de conditions météorologiques extrêmes, en particulier dans les quartiers défavorisés (Hawkins et al. 2012). En outre, la prévalence de cette maladie chronique sévère sera de 25 % plus élevée d'ici 15 ans (voir encadré 1). Pour ces raisons, ce projet de recherche est particulièrement pertinent aux fins de surveillance de santé publique dans un contexte de changements climatiques.

Encadré 1. Insuffisance cardiaque

L'ensemble des MCV, notamment les cardiopathies ischémiques, les maladies vasculaires cérébrales et périphériques, peut être vu comme une chaîne d'événements initiée par une panoplie de facteurs de risque connexes ou non et progressant vers le développement de la maladie cardiaque en phase terminale (Dzau et al. 2006). L'IC, selon sa gravité, qualifie cette phase terminale. En d'autres termes, le cœur ne réussit plus à pomper suffisamment de sang pour répondre à tous les besoins énergétiques du corps. L'IC est donc associée à une morbidité, une mortalité et une utilisation de ressources sanitaires significatives (Lee et al. 2004). Selon les projections de

l'American Heart Association, la prévalence de l'IC augmentera de 25 % entre 2013 et 2030 (Go et al. 2013).

Au Canada, dans une récente étude regroupant cinq provinces et représentant 82 % de la population, la prévalence standardisée pour l'âge de l'IC (≥ 40 ans) est estimée à 2,0 % pour les personnes hospitalisées et à 3,3 % pour les personnes hospitalisées ou consultant en ambulatoire pour la période 2008-2009 (Blais et al. 2014). Le taux de mortalité standardisé pour l'âge est de 8,3 % et 6,1 %, respectivement pour les personnes hospitalisées et celles hospitalisées ou consultant en ambulatoire. Contrairement aux données des États-Unis, la prévalence de l'IC dans ces cinq provinces semble stable (1,9% et 3,1% en 2000-2001, respectivement). Par ailleurs, c'est vers l'âge de 60-64 ans que le fardeau autant de la prévalence que de la mortalité pour IC commence à augmenter dramatiquement.

Au Québec, la proportion de la population âgée de ≥ 65 ans est passée de 9,7 % en 1986 à 14,0 % en 2006, et s'élèvera à 28 % en 2056 (Institut de la statistique du Québec 2009) – un groupe plus vulnérable au réchauffement climatique que celui des 15 à 64 ans (Doyon, Bélanger, & Gosselin 2008). Il a d'ailleurs été démontré que les personnes âgées et atteintes de maladies chroniques ont plus de difficultés avec la thermorégulation, et ainsi à s'acclimater à la chaleur et aux changements rapides de température (Kenny et al. 2010).

2 OBJECTIF DE L'ÉTUDE

Ce projet de recherche vise à évaluer l'effet de différents paramètres météorologiques sur le délai de survenue d'une hospitalisation ou du décès pour cause principale d'IC chez des personnes âgées de ≥ 65 ans diagnostiquées avec cette condition au Québec, de 2001 à 2011, tout en tenant compte de covariables individuelles, de la pollution atmosphérique et d'autres covariables contextuelles.

3 MÉTHODOLOGIE

3.1 DEVIS DE RECHERCHE

Il s'agit d'une étude de cohorte longitudinale rétrospective, dont les données sanitaires sont issues du Système intégré de surveillance des maladies chroniques du Québec (SISMACQ). Cette étude a été réalisée dans les locaux de l'unité Surveillance des maladies chroniques et des traumatismes de l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ) en vertu de l'entente entre l'INSPQ et le ministère de la Santé et des Services sociaux du

Québec dans le cadre du Plan ministériel de surveillance multithématique (avis favorable du Comité d'éthique de la santé publique dans le cadre de son examen du Plan commun ministériel et du Plan ministériel de surveillance multithématique en 2010) et en réponse aux exigences de la Commission d'accès à l'information du Québec (N/Réf. : 11 09 45 (08 19 12 07 00 76)).

3.2 POPULATION À L'ÉTUDE

Les individus âgés de 65 ans ou plus ayant été hospitalisés pour IC (tous diagnostics) entre le 1^{er} avril 2001 et le 31 décembre 2011 et sans autre hospitalisation (tous diagnostics également) pour cette cause dans les cinq années précédentes (donc à partir de 1996 pour les individus entrant dans la cohorte au début de la période) ont été identifiés dans le SISMACQ pour faire partie de la cohorte à l'étude. La date d'entrée dans la cohorte, correspondant également à la date index, était définie comme étant la date de sortie de cette hospitalisation.

La 1^{re} hospitalisation sans autre hospitalisation pour cause d'IC dans les cinq années précédentes a été préférée à la 1^{re} hospitalisation sans ce critère. Ce choix vise à homogénéiser la cohorte au début de la phase de symptomatologie suffisamment grave de l'IC pour nécessiter une hospitalisation, et ainsi réduire le biais de sélection. D'autres critères ont aussi été considérés, notamment pour circonscrire l'exposition à la météorologie le plus possible. Plus précisément, huit critères devaient être satisfaits pour faire partie de la cohorte. Selon l'algorithme d'extraction réalisé pas-à-pas (c.-à-d., critère 1, critère 2 sachant que le critère 1 a été répondu, etc.), ces critères sont :

- | | |
|-----------|--|
| Critère 1 | Être âgé de 65 ans ou plus et avoir résidé au Québec au moins 1 an de 2001 à 2011 (1 742 173 individus); |
| Critère 2 | Avoir au moins 1 hospitalisation pour IC de 2001 à 2011 en diagnostics principal ou secondaires (167 499 individus); |
| Critère 3 | Ne pas avoir d'antécédent d'IC sur 5 ans, précédent la date index, en diagnostics principal ou secondaires (146 943 individus); |
| Critère 4 | Avoir été admissible à la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ) sur une période consécutive d'au moins 5 ans de 2001 à 2011 (145 387 individus); |
| Critère 5 | Ne pas avoir de données manquantes pour l'adresse civique de la résidence principale sur une période de plus de 180 jours consécutifs (144 941 individus); |
| Critère 6 | Ne pas avoir déménagé après la 1 ^{re} hospitalisation pour IC (113 603 individus); |
| Critère 7 | Possibilité d'assigner une AD à l'adresse civique de la résidence principale (113 387 individus); |
| Critère 8 | Ne pas avoir sa résidence principale dans une région nordique (régions sociosanitaires 10, 17 et 18 correspondant au Nord-du-Québec, au |

Nunavik ainsi qu'à la région Terres-Cries-de-la-Baie-James; voir la figure 1) et ne pas vivre sous la curatelle publique (112 878 individus).

Figure 1. Carte des régions sociosanitaires du Québec¹



3.3 UNITÉS GÉOGRAPHIQUES RETENUES À TITRE DE VARIABLE PROXY DES MILIEUX RÉSIDENTIELS

Dans la littérature scientifique, les AD de recensement (Statistiques Canada 2015a) représentent souvent les quartiers de résidence à titre de *proxy* des conditions de vie qui y prévalent (p. ex., Smargiassi et al. 2006; Toutant et al. 2011), notamment en ce qui a trait aux impacts sanitaires néfastes liés aux fortes chaleurs estivales au Québec (p. ex., Ngom et al. 2013; Bélanger et al. 2015; Bélanger et al. 2016).

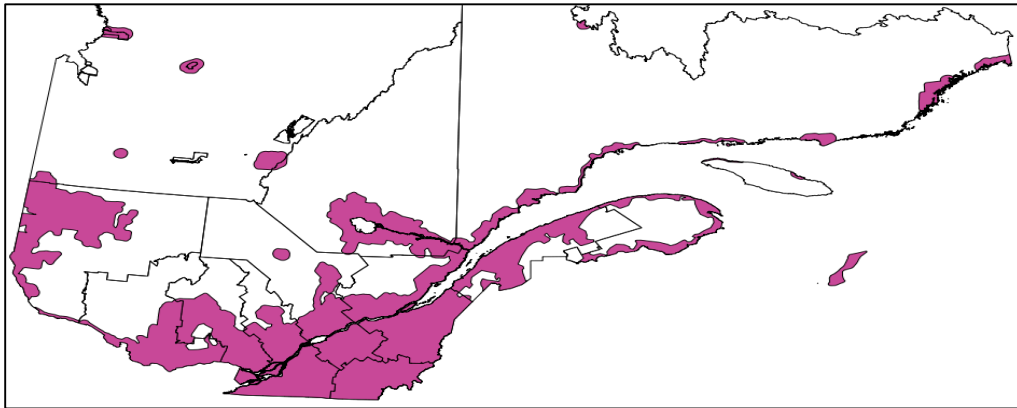
Dans la présente étude, il a toutefois été impossible d'utiliser les AD dû au nombre élevé de celles ne comptant aucun ou un seul événement d'IC. Les secteurs de recensement (SR) et les subdivisions de recensement (SDR), généralement de plus grandes superficies que les AD, ont donc été considérés.

Les SR sont des petites régions géographiques relativement stables qui comptent habituellement une population de 2 500 à 8 000 habitants (Statistiques Canada 2015b). Le nombre minimal de 2 500 habitants permet la totalisation de données statistiques significatives, alors que le nombre maximal de 8 000 habitants permet la délimitation et le maintien de secteurs relativement homogènes et utiles. Les SR sont créés au sein de régions métropolitaines de recensement (RMR) et d'agglomérations de recensement (AR) dont le noyau comptait 50 000 habitants ou plus d'après le recensement de 2011. Quant aux SDR, ils désignent les municipalités ou les territoires considérés comme des équivalents municipaux à des fins statistiques (ex : les réserves indiennes).

¹<http://www.msss.gouv.qc.ca/reseau/regions.php>

Dans la présente étude, les SR et les SDR ont été identifiés à l'aide du code postal (CP) à six positions documenté dans le SISMALQ. La correspondance entre les SR/SDR et les CP a été effectuée à l'aide du Fichier de conversion des codes postaux (FCCP) de Statistique Canada dans les locaux de l'INSPQ (Statistique Canada 2016). Au total, 1 367 SR et 761 SDR ont été étudiés (les écoumènes considérés sont illustrés sur la figure 2).

Figure 2. Régions à l'étude



3.4 SOURCES DE DONNÉES

Données individuelles

Les données des individus inclus dans la cohorte à l'étude sont issues du SISMALQ. Le SISMALQ est un jumelage de fichiers médico-administratifs du Québec que l'INSPQ a obtenu aux fins de surveillance des maladies chroniques et dont la constitution a été entérinée par la Commission d'accès à l'information. Au nombre de cinq, les fichiers sont : le fichier d'inscription des personnes assurées par le régime public d'assurance maladie (FIPA), le fichier des hospitalisations (MED-ÉCHO), le fichier des services médicaux rémunérés à l'acte, le fichier des services pharmaceutiques prescrits et inscrits au formulaire de remboursement de la RAMQ et le fichier des décès (Blais et al. 2014). Tous ces fichiers contiennent des renseignements sur l'ensemble des Québécois éligibles et admissibles à la RAMQ et identifiés comme étant à risque d'une MCV, sauf pour le fichier des services pharmaceutiques qui ne concerne que les personnes âgées de 65 ans et plus. Les données de ces différents fichiers ont été arrimées par le numéro d'assurance maladie (issu du FIPA), lequel a ensuite été brouillé pour des fins de respect de la confidentialité.

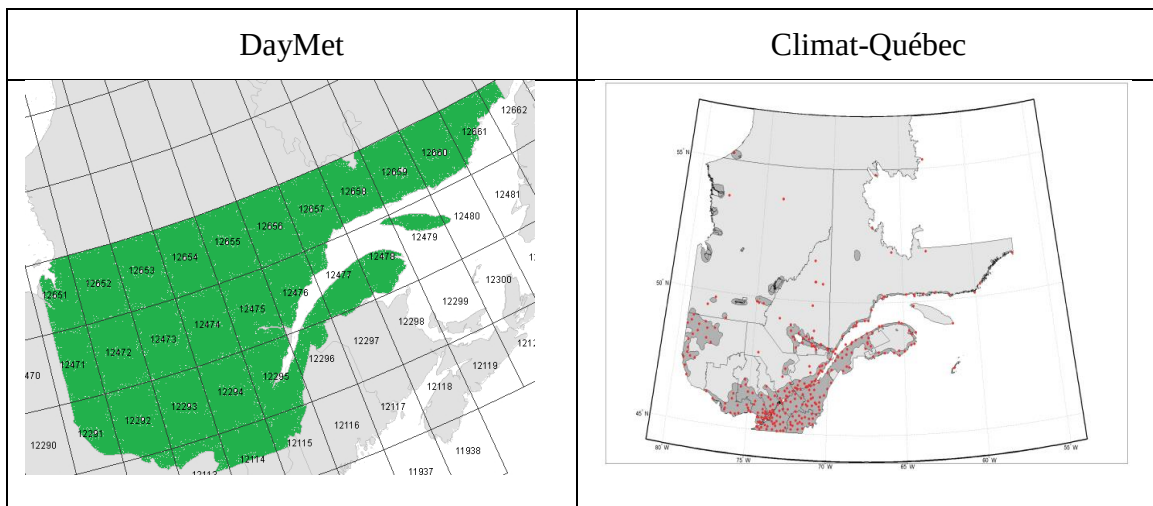
Variables météorologiques

Les informations météorologiques utilisées dans cette étude proviennent de deux sources, soit les données DayMet et les données de Climat-Québec.

Les données DayMet² sont des données d'interpolation disponibles sur une grille ayant une résolution spatiale de 1 km x 1 km et un pas temporel journalier. Ces données fournissent des estimations maillées de paramètres météorologiques quotidiens pour l'ensemble de l'Amérique du Nord. Ainsi, les données DayMet brutes utilisées correspondaient aux températures minimale et maximale et à la pression de vapeur. La figure 3 présente les zones de la province de Québec couvertes par les données DayMet.

Dans le cas où les données DayMet étaient inutilisables, soit au nord du Québec (région du 50^e parallèle qui ne touche qu'une très faible proportion de la population), les données tirées du portail DAI (Données Accès et Intégration) de Climat-Québec³ permettaient alors d'obtenir l'information requise. Le portail DAI est un outil de distribution de données environnementales, météorologiques et climatiques qui relève d'Environnement Canada. Les données de Climat-Québec sont des données d'observations disponibles aux emplacements des stations de mesure et ayant un pas temporel journalier concernant la température moyenne et une résolution temporelle horaire pour l'humidité relative et la pression ajustée au niveau de la mer. La figure 3 présente l'emplacement des stations de Climat-Québec mesurant la température moyenne.

Figure 3. Zones de la province de Québec couvertes par les données DayMet (à gauche) et emplacement des stations de mesure de Climat-Québec pour la température moyenne (à droite)



Polluants atmosphérique (PM_{2.5})

Les données des polluants atmosphériques proviennent du Réseau national de surveillance de la pollution de l'air (RNSPA)⁴ qui a pour objectif de fournir des données précises à long terme sur la qualité de l'air et obtenues selon des méthodes normalisées pour l'ensemble

² <https://daymet.ornl.gov/>

³ <http://climat-quebec.qc.ca/home.php?id=accueil&mpn=accueil>

⁴ <http://www.ec.gc.ca/rnsps-naps/default.asp?lang=Fr&n=5C0D33CF-1>

du Canada. Les données du RNSPA sont des données d'observations disponibles aux emplacements des stations de mesure et ayant une résolution temporelle journalière aux six jours, soit une mesure de 24 h à tous les six jours ou une résolution temporelle horaire.

3.5 VARIABLES ÉTUDIÉES

Cette section définit et précise la mesure des variables considérées dans les analyses bivariées et multivariées présentées dans ce rapport (pour plus de détails, voir l'annexe 2).

3.5.1 Issue sanitaire d'intérêt (variable dépendante)

Le délai de survenue de la 1^{re} réhospitalisation pour cause d'IC et le délai de survenue du décès pour cause d'IC à partir de la date index (date d'entrée dans la cohorte) ont été combinés pour former l'issue sanitaire d'intérêt dans la présente étude. Cette façon de faire a déjà été utilisée dans d'autres études (par ex. Boulay et al. 1999; Danet et al. 1999). Qu'aucun ou un seul événement soit observé pour plusieurs SR/SDR même avec cette issue combinée, les propriétés des modèles multiniveaux en termes de biais et de couverture des intervalles de confiance semblent satisfaisantes dans de telles situations (Theall et al. 2011; Clarke 2008). Par ailleurs, seule la cause principale (1^{re} réhospitalisation) ou initiale (décès) de l'issue sanitaire d'intérêt a été utilisée, pour plus de validité et faciliter l'interprétation des résultats.

Le délai de survenue de la 1^{re} réhospitalisation pour cause principale d'IC est la différence entre la date d'admission de cette hospitalisation moins la date de sortie de l'hospitalisation correspondant à l'entrée de l'individu dans la cohorte, alors que le délai de survenue du décès pour cause initiale d'IC est la différence entre la date du décès et la date de sortie de l'hospitalisation correspondant à l'entrée de l'individu dans la cohorte.

L'IC a été identifié par le code 428 de la 9^e version de la Classification internationale des maladies (CIM-9) et par le code I50 de sa 10^e version (CIM-10). Au Québec, le passage de la CIM-9 à la CIM-10 est survenu en avril 2006 pour le fichier MED-ÉCHO et en janvier 2000 pour le fichier des décès. Pour les MCV, ce passage ne nécessite pas l'application d'un facteur de correspondance, car la différence est négligeable et ne provoque donc pas de variation significative de la moyenne (Geran et al. 2005).

3.5.2 Variables météorologiques d'exposition

La température (en degrés Celsius, °C), l'humidité relative (en pourcentage, %), la pression ajustée au niveau de la mer (en kilopascals, kPa) et leurs effets retardés ont été considérés pour estimer l'exposition quotidienne à la météorologie.

L'humidité relative (voir l'annexe 1 pour ses formules) a été préférée à l'indice humidex. L'humidité relative est le pourcentage d'humidité contenu dans l'air par rapport à la quantité maximale que peut contenir cet air avant de se condenser (MétéoMédia 2016), alors que l'humidex est une combinaison de l'humidité relative et de la température (Santé Canada 2011) à laquelle une constante est ajoutée afin d'obtenir une mesure « ressentie »

par les personnes. Cette différence est importante, car elle signifie que l'usage approprié de l'humidex se limite aux journées très chaudes et humides en été, selon un météorologue d'Environnement Canada (Le Devoir 2012), contrairement à l'humidité relative qui est utilisable tout le long de l'année (Tremblay 2003).

Par effets retardés, on entend la valeur moyenne de la variable météorologique le jour même de l'issue sanitaire d'intérêt et les valeurs moyennes de cette variable pour les trois et sept jours précédents (pour plus de détails, voir l'annexe 2). Ces deux périodes tiennent compte du fait que la météorologie agit sur la santé sur de plus longues périodes en hiver qu'en été (ex., Braga, Zanobetti, & Schwartz 2002; Kolb et al. 2007; Tian et al. 2012; Huang, Wang, & Yu 2014).

Pour l'analyse des résultats présentés dans ce rapport, seuls les effets retardés ont été évalués (nommés aussi exposition sur trois ou sept jours ou horizon de trois ou sept jours dans ce document), en raison de fortes corrélations entre la température le jour même de l'issue sanitaire d'intérêt et celles des jours précédents (pour plus de détails, voir l'annexe 2). Même si les corrélations étaient moins importantes pour l'humidité relative et pour la pression ajustée au niveau de la mer, nous n'avons retenu que leurs effets retardés dans le but de faciliter l'interprétation des résultats.

Pour chaque SR ou SDR des recensements de 2001, 2006 et 2011, une valeur quotidienne a été calculée pour chacune des variables météorologiques, puis moyennée selon l'horizon considéré.

Lorsque le SR ou la SDR était en partie ou totalement dans une tuile Daymet utilisable, alors la valeur météorologique correspondait à la moyenne arithmétique des points de grille Daymet contenus dans les limites du SR/SDR ou la moyenne arithmétique des points de grille Daymet à moins de 500 mètres des limites du SR/SDR si aucun point de grille n'est présent dans les limites. La température moyenne quotidienne a été calculée à partir des températures minimale et maximale; l'humidité relative, à partir de la pression de vapeur.

Autrement, si le SR ou la SDR n'était pas dans une tuile Daymet utilisable, alors la valeur météorologique était la valeur disponible de la station de Climat-Québec la plus près. Le choix de cette station a pu varier chaque jour lorsque la valeur météorologique était manquante. Si tel était le cas pour l'humidité, le point de rosée était utilisé afin de l'estimer. Ainsi, l'humidité relative de la même station que la température moyenne (T_{moy}) était d'emblée préférée à son estimation à l'aide du point de rosée. Toutefois, si cette donnée était manquante, alors le point de rosée de la même station que la T_{moy} était retenu comme 2^e choix; l'humidité relative d'une station à 10 km ou moins du SR ou de la SDR comme 3^e choix; le point de rosée d'une station à 10 km ou moins du SR ou de la SDR comme 4^e choix, l'humidité relative de la station la plus près (plus de 10 km) comme 5^e choix.

Les pourcentages de données DayMet, plus précises que celles de Climat-Québec, étaient de 93 % pour la température et de 86 % pour l'humidité relative, alors que les données de pression proviennent toutes de Climat-Québec (Annexe 1).

3.5.3 Variables météorologiques liées à l'exposition

La saison a été définie de mai à septembre pour l'été, les autres mois pour l'hiver (Chebana et al. 2013). Des interactions entre cette variable et les variables météorologiques, ont aussi été évaluées (pour plus de détails, voir l'annexe 2). Cependant, seule la saison est retenue pour l'analyse des résultats présentés dans ce rapport.

3.5.4 Covariables individuelles

Les covariables individuelles sont issues du SISMACQ ou constituées à partir d'informations qu'il contient (sauf pour l'indice de défavorisation qui a été assigné à partir du code postal et du code municipal). Ces covariables incluent :

- Le genre et l'âge (considéré en continu et sous sa forme linéaire; pour plus de détails, voir l'annexe 2).
- La présence d'hypertension artérielle (HTA), de diabète et d'antécédents de coronaropathies (inclut notamment l'infarctus du myocarde) au moment de la survenue de l'issue sanitaire d'intérêt ou à la fin de la période de suivi (les codes CIM sont présentés à l'annexe 1); ces trois facteurs de risque sont tout spécialement importants pour les MCV (Ezzati et al. 2002; Danaei et al. 2009) et leur contribution clinique, mais aussi statistique (pour plus de détails, voir l'annexe 2), plus informative qu'un indice général sur les comorbidités comme celui de Charlson (pour sa mesure, voir Decker 2009). Aussi, l'HTA, le diabète et les coronaropathies sont retenus pour l'analyse des résultats présentés dans ce rapport.
- Les nombres de consultations ambulatoires et en urgence et d'hospitalisations électives et en urgence pour MCV ont été calculés annuellement, car l'IC qualifie la phase terminale d'une chaîne d'événements cardiovasculaires, qui est initiée par une panoplie de facteurs de risque (Dzau et al. 2006). Toutefois, seules les consultations et les hospitalisations en urgence ont été retenues pour l'analyse des résultats présentés dans ce rapport, car elles étaient plus informatives sur le plan statistique (pour plus de détails, voir l'annexe 2).
- Le nombre de médicaments des systèmes cardiovasculaire et rénal et le nombre de médicaments du système nerveux central (à titre de proxy de problèmes de santé mentale) considérés à risque lors de températures extrêmes (p. ex., Blachère et al. 2011; Blachère et al. 2012), notamment chez les aînés (p. ex., Gauthier, Morais, & Mallet 2005), ont été mesurés en temps réel (voir l'annexe 1 pour la liste des classes de médicaments). Chacun de ces nombres représente le nombre de médicaments pour lesquels une prescription est active. La durée d'une prescription active est égale à 1,5 fois la durée de la prescription (p. ex., pour tenir compte de la durée de

- vie d'un médicament quand on arrête sa consommation). Ainsi, une prescription de 30 jours est considérée comme étant active pendant 45 jours (Andrade et al. 2006).
- La zone de résidence a été définie à l'aide de quatre catégories : (1) RMR de Montréal (> 1 million d'habitants), (2) autres RMR du Québec (de 100 000 à 1 million d'habitants), (3) AR (de 10 000 à 100 000 habitants), (4) petites villes et milieu rural (< 10 000 habitants). Cette variable vise à tenir compte des variations dans les caractéristiques reliées aux professionnels de la santé, à l'utilisation des services et à la disponibilité des ressources entre les milieux urbains et ruraux au Québec (Pampalon, Hamel, & Raymond 2004).
 - Le jour de la semaine de la survenue de l'événement d'IC a été considéré à l'aide de deux variables binaires distinctes. Seule la variable départageant les jours de semaine (lundi au vendredi) de ceux du week-end (samedi et dimanche) a été retenue pour l'analyse des résultats présentés dans ce rapport (pour plus de détails, voir l'annexe 2).
 - L'indice de défavorisation de l'INSPQ, largement utilisé au Québec dans les études de santé publique (Pampalon & Raymond 2000), a été retenu à titre de proxy de la défavorisation individuelle. Cet indice a été calculé à l'aide des données des recensements de 2001, 2006 et 2011. En raison des données manquantes (en 2009 : ~3 %) et en particulier chez les aînés (≥ 65 ans : ~6 %, ≥ 75 ans : ~10 %, ≥ 85 ans : ~16 %), la défavorisation matérielle et la défavorisation sociale ont été combinées (pour plus de détails, voir l'annexe 2).

3.5.5 Pollution atmosphérique près du logement (PM_{2.5}) et autres variables contextuelles

Les particules fines (PM_{2.5}) ont été considérées à titre de variable intermédiaire de la relation entre la météorologie et l'IC. Les PM_{2.5} constituent un indicateur majeur du risque sanitaire de la pollution de l'air (Lebel et al. 2012), notamment pour les MCV (p. ex., Brook et al. 2010; Dockery 2001). Dans la présente étude, elles ont fait l'objet d'une sous-analyse uniquement pour les RMR de Montréal et de Québec, en raison de la qualité et la disponibilité des données de monitoring de la pollution de l'air à une échelle spatiale et temporelle aussi longue et fine que notre période d'observation.

Plus précisément, pour chaque SR des recensements de 2001, 2006 et 2011 faisant partie des RMR de Montréal et de Québec, une valeur quotidienne a été calculée en priorisant les valeurs horaires et en utilisant l'ordre de préférence suivant : 1) moyenne des valeurs horaires de la station horaire la plus près à une distance maximale de 30 km, 2) valeur journalière la plus près (stations avec données sur 24 h aux 6 jours) à une distance maximale de 30 km, et 3) valeur considérée manquante en l'absence d'informations adéquates. Dans les deux RMR, 88 % des données étaient des valeurs horaires (pour plus de détails, voir l'annexe 1).

Pour l'analyse des résultats présentés dans ce rapport, les $PM_{2.5}$ ont été moyennées selon les mêmes horizons que les variables d'exposition (trois et sept jours), puis dichotomisées autour de la norme de $30 \mu g/m^3$ (≥ 30 et < 30) établie en vertu du Règlement sur l'assainissement de l'atmosphère du Québec (Lebel et al. 2012).

Enfin, d'autres covariables contextuelles (p. ex., densité de population) que les $PM_{2.5}$ ont été identifiées afin de caractériser le contexte des individus de la cohorte, mais n'ont pas été considérées pour les raisons évoquées au point suivant.

3.6 ANALYSES STATISTIQUES

Tel que mentionné précédemment, le délai de survenue de la 1^{re} réhospitalisation pour cause principale d'IC et le délai de survenue du décès pour cause initiale d'IC ont été combinés pour constituer l'issue sanitaire d'intérêt. Ces derniers ont été mesurés à partir d'un temps zéro, soit à l'entrée dans la cohorte. Les individus ont donc été suivis jusqu'à la survenue de l'événement d'IC ou jusqu'en 2011, qui correspond à la fin de la période d'étude (les causes de décès n'étant pas disponibles à partir de 2012 au moment de l'analyse). Les suivis qui se terminaient par une réhospitalisation ou par un décès pour une autre cause que l'IC ou par la fin de l'étude ont été considérés comme des données censurées.

Les données ont été modélisées à l'aide d'une régression de Cox en raison du type de la variable dépendante (Cox 1972; Goldstein 2010; Rabe-Hesketh & Skrondal 2008). Il était initialement prévu d'utiliser une approche à deux niveaux, soit un premier niveau pour les covariables individuelles et un second niveau pour les covariables contextuelles pour les SR et SDR. Cependant, cette approche s'est avérée impossible à réaliser, principalement en raison de l'incapacité du logiciel statistique utilisé à traiter une base de données comprenant des millions de lignes (une ligne par sujet par journée d'observation; pour plus de détails, voir l'annexe 2). Or, les contraintes légales liées au SISMACQ ne permettaient pas l'utilisation d'un autre logiciel statistique plus performant (Ryan 2015). Ainsi, nous n'avons pas été en mesure d'évaluer l'apport des covariables contextuelles dans l'association entre l'exposition météorologique et la survenue d'événements IC.

Comme convenu, nous avons ensuite tenté d'approximer le modèle de Cox à l'aide d'une régression logistique groupée (*pooled logistic regression*) (D'Agostino et al. 1990) avec les équations d'estimations généralisées (GEE; comme dans Bates et al. 2016; Miller et al. 2009; Pinheiro et al. 2016). Cette approche permet de tenir compte de la dépendance entre les observations provenant d'un même SR ou d'une même SDR et, dans une certaine mesure, de quantifier l'importance de cette corrélation dans l'explication de la survenue d'événements d'IC. Les quelques résultats obtenus avec cette approche ont toutefois confirmé que la contribution de la corrélation entre les observations d'un même SR ou d'une même SDR était négligeable (corrélation $< 4 \times 10^{-6}$) (pour plus de détails, voir l'annexe 2). De plus, les paramètres estimés à l'aide des GEE étaient fortement similaires

à ceux obtenus avec la régression logistique classique. Conséquemment, il a été décidé de n'utiliser que le modèle de Cox sans approche GEE.

Plus précisément, en raison de la lourdeur d'exécution des analyses sur le fichier de données, des analyses préliminaires ont d'abord été effectuées sur une base de données réduite constituée de 10 % des sujets de la base originale, choisis aléatoirement. Ces analyses préliminaires ont permis d'explorer différents modèles statistiques possibles pour répondre aux objectifs du projet. Les modèles choisis à l'aide des analyses préliminaires ont par la suite été ajustés sur la base de données complète afin d'obtenir des résultats finaux. Occasionnellement, certaines analyses préliminaires relativement simples ont été réalisées à la fois sur la base réduite et sur la base complète afin de valider la fiabilité des décisions prises en utilisant la base réduite.

L'approche générale retenue pour sélectionner un ou des modèles finaux à l'aide des analyses préliminaires est une approche séquentielle. Les variables considérées ont été entrées successivement dans le modèle, en groupes formés de variables similaires :

1. Température seule ou avec variable susceptible d'entrer en interaction avec la température;
2. Humidité et pression;
3. Saison;
4. Sexe et âge;
5. Indice de défavorisation;
6. Indice de Charlson ou facteurs de risque de l'IC (coronaropathies, diabète et HTA);
7. Consultations (nombres de consultations en urgence et ambulatoires, nombres d'hospitalisations en urgence et électives);
8. Jour de semaine (lundi au vendredi vs samedi et dimanche, ou lundi au jeudi vs vendredi, samedi et dimanche);
9. Zone de résidence (RMR de Montréal, autres RMR, AR, et petites localités ou milieu rural);
10. Médicaments des systèmes cardiovasculaire, rénal (CVR), et nerveux central (SNC);
11. Les PM_{2.5}, mais seulement pour la sous-analyse des RMR de Montréal et de Québec.

Afin de simplifier et d'accélérer la réalisation des analyses, il a été convenu de ne pas tenir compte de la dépendance entre les observations dans les premières analyses, d'autant que des analyses préliminaires suggéraient que l'importance de la dépendance serait relativement faible. Lorsqu'un ou des modèles finaux seraient sélectionnés, alors la modélisation de la dépendance leur serait ajoutée.

La sélection du ou des modèles finaux a d'abord été faite pour l'exposition météorologique moyenne sur les trois derniers jours. Ces modèles ont ensuite été appliqués à l'exposition météorologique moyenne sur sept jours. Afin de comparer les modèles entre eux, le BIC (*Bayesian Information Criterion*) a été examiné. Lorsque des analyses différentes portent sur le même ensemble de données, une valeur plus petite de ce critère indique un meilleur

ajustement. Une différence d'à peine deux points, quelle que soit la taille de la base de données, est généralement reconnue comme représentant une différence notable dans l'ajustement des modèles (Raftery 1995). Pour des fins de comparaisons, l'AIC (*Akaike Information Criterion*) a également été calculé. La sélection en fonction de l'AIC se fait de la même façon qu'avec le BIC. Cependant, le BIC ayant tendance à sélectionner des modèles plus parcimonieux, les décisions de sélection de modèles ont été principalement guidées par le BIC. Enfin, nous avons calculé le R^2 afin d'estimer la capacité prédictive des modèles de façon absolue (O'Quigley, Xu, & Stare 2005). Seuls les principaux résultats issus de l'ensemble de cette démarche sont présentés dans la section suivante (pour plus de détails, voir l'annexe 2).

4 RÉSULTATS

Entre le 1^{er} avril 2001 et le 31 décembre 2011, 112 878 personnes âgées de 65 ans ou plus diagnostiquées à l'hôpital avec de l'IC au Québec ont été incluses dans l'étude. Durant la période de suivi, 21 157 événements pour cause principale d'IC ont été rapportés, ce qui représente 18,7 % de la cohorte, car un seul événement par personne était considéré. De ces événements, 18 309 étaient des réhospitalisations et 4 297 des décès pour un suivi de 71 696 780 personnes-jours (incidence quotidienne de 0,03%)⁵. La durée moyenne de suivi des individus dans la cohorte était de 635,2 jours.

Le tableau 1 présente les principales caractéristiques des aînés à leur entrée dans la cohorte. On y note une forte prévalence des facteurs de risque cardiovasculaires.

La figure 4 présente l'association entre le risque d'événements d'IC et la température moyenne par groupes d'âge, sur un horizon de trois et de sept jours, pour toute l'année. On remarque que le risque d'événements d'IC augmente lorsque la température diminue de façon équivalente peu importe l'horizon et le groupe d'âge considérés. Un même constat se dégage par saison sur la figure 5, ce qui suggère aussi que cette variable influe peu sur la relation illustrée.

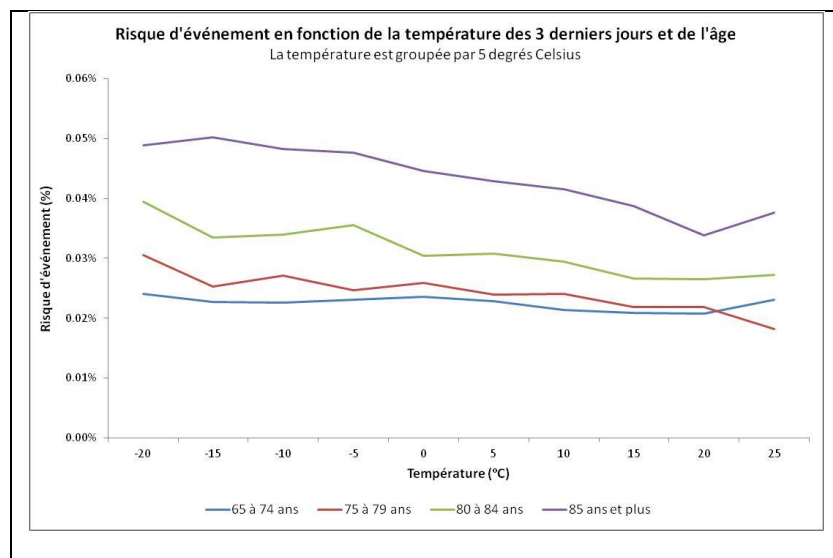
⁵ Il est possible qu'un décès et une réhospitalisation surviennent le même jour.

Tableau 1. Caractéristiques des gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués avec de l'IC (n=112 878), au Québec, de 2001 à 2011

Caract. sociodémo.	N (ÉT) (%) ^A	Conditions médicales	N (ÉT) (%) ^A
Âge moyen (ans)	79,8 (7,9)	Facteurs de risque cardiovasculaires :	
Sexe masculin	54 728 (48,5 %)	• HTA	37 231 (62.6 %)
Zone de résidence ^B :		• coronaropathies	36 837 (61.9 %)
• RMR de Montréal	49 845 (44,2 %)	• diabète	19 368 (32.6 %)
• Autres RMR	20 054 (17,8 %)	Nombre moyen de services d'urgence, 12 mois:	
• AR	15 897 (14,1 %)	• hospitalisations	0,19 (0,56)
• Rural	26 997 (23,9 %)	• consultations	0,18 (0,89)
Indice de défavorisation sociale et matérielle ^C :		Nombre moyen de médicaments (Rx), 12 mois ^D :	
• 1 (le plus favorisé)	9581 (8,5 %)	• CVR	1,96 (1,92)
• 2	17 318 (15,4 %)	• SNC	0,41 (0,82)
• 3	27 331 (24,2 %)		
• 4	26 052 (23,1 %)		
• 5 (le plus défavorisé)	21 272 (18,9 %)		

^A N : nombre. ÉT : écart-type. % : pourcentage. HTA : Hypertension artérielle. ^B RMR : région métropolitaine de recensement, RMR de Montréal : > 1 million d'habitants, autres RMR : 100 000 à 1 million d'habitants; AR : agglomérations de recensement, 10 000 à 100 000 habitants; Rural : petites municipalités et milieu rural, < 10 000 habitants. ^C Données manquantes : 11 239 (10,0 %). ^D CVR : Rx des systèmes cardiovasculaire et rénal, 9 939 individus avec des données manquantes; SNC : Rx du système nerveux central, 9 990 individus avec des données manquantes.

Figure 4. Risque d'événements d'IC chez les gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués avec cette condition selon la température moyenne (par 5°C) sur trois (en haut) ou sept jours (en bas), par groupes d'âge, au Québec, de 2001 à 2011



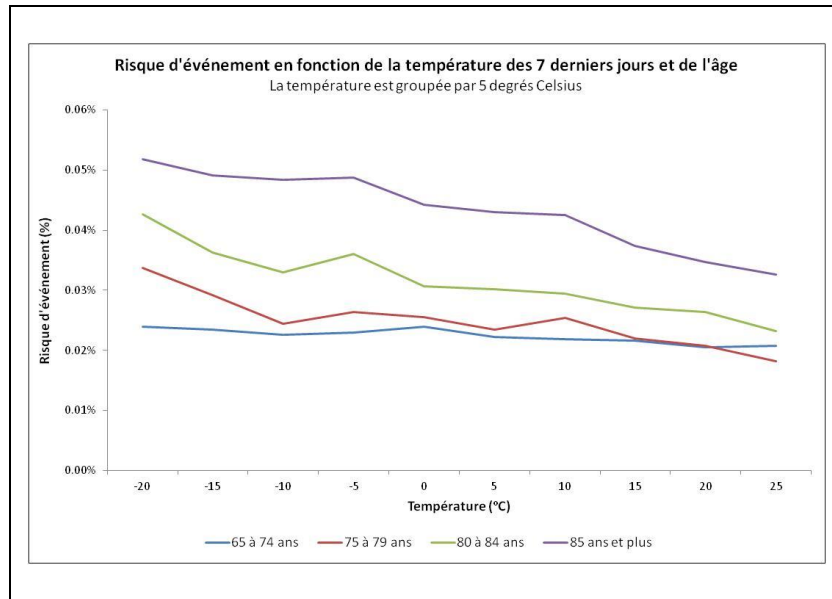
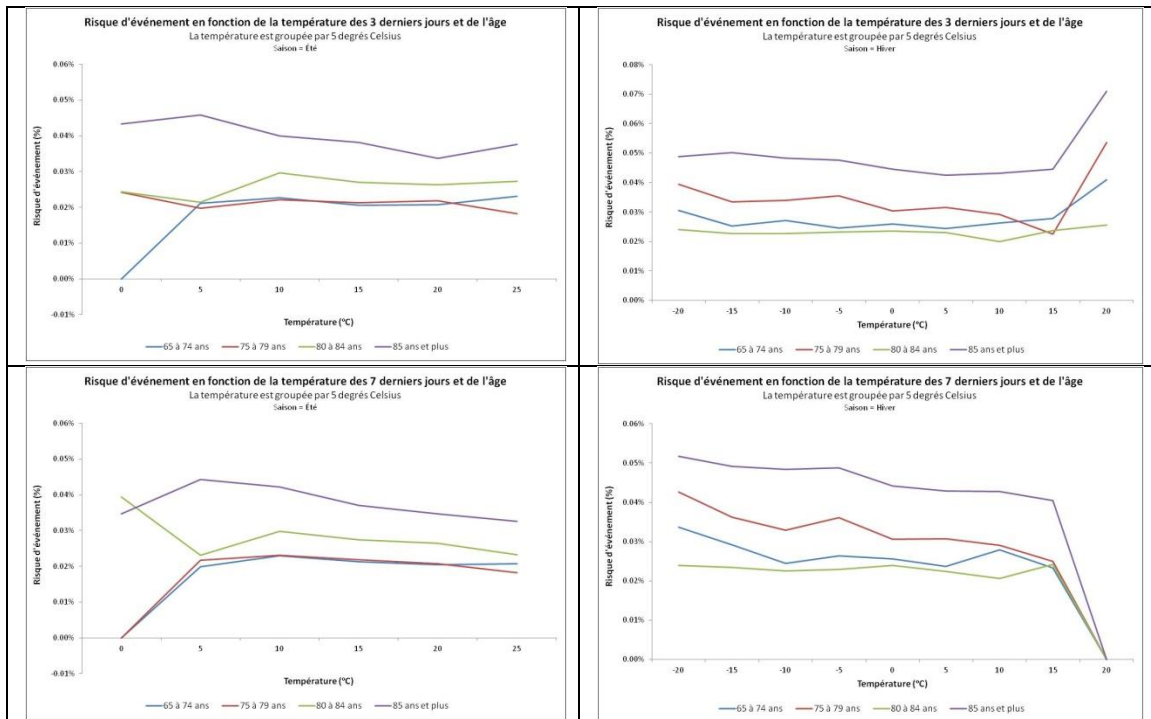


Figure 5. Risque d'événements d'IC chez les gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués avec cette condition selon la température moyenne (par 5°C) sur trois (à gauche) ou sept jours (à droite) durant l'été et l'hiver, par groupes d'âge, au Québec, de 2001 à 2011*



* Les températures peu probables de plus de 10°C en hiver et de moins de 5°C en été ne doivent pas être considérées, en raison de leur grande variabilité.

Le tableau 2 rapporte les risques relatifs d'événements d'IC pour les effets de l'exposition météorologique moyenne sur trois et sept jours; ces relations sont ajustées pour la saison

et diverses covariables individuelles. Les résultats montrent une augmentation de quelque 0,7 % du risque d'événements d'IC pour chaque diminution de 1°C sur trois jours, comme sur sept jours. La relation avec la pression atmosphérique ajustée au niveau de la mer est plus importante, mais seulement sur l'horizon de sept jours, avec une hausse du risque d'événements d'IC d'environ 4,5 % pour chaque augmentation de 1 kPa. Comme attendu, le risque d'événements d'IC est un peu plus élevé en hiver qu'en été (environ 7 % selon les modèles utilisant les variables météorologiques sur 3 jours, 5 % pour les modèles utilisant les variables météorologiques sur 7 jours), mais cette différence est plutôt artificielle. Quant à l'humidité relative, elle n'influence pas la relation de façon statistiquement significative.

Les effets des covariables individuelles sur la survenue d'événements d'IC sont similaires sur les deux horizons considérés. Le risque d'un événement d'IC chez les 65 ans plus diagnostiqués avec cette condition est plus élevé de quelque 50 % chez les personnes avec antécédents de coronaropathies (52 %), d'hypertension (45 %) et de diabète (45 %), par rapport aux groupes de comparaison (sans la condition médicale). Le risque d'événement d'IC augmente aussi d'environ 5 % pour chaque hospitalisation en urgence pour MCV dans la dernière année. Par ailleurs, le risque d'un événement d'IC croît d'environ 4 % pour chaque année qui s'ajoute à l'âge des aînés au cours du suivi; il est aussi un peu plus élevé chez les hommes (de 5 %) que les femmes. Enfin, le risque d'un événement d'IC est plus élevé durant la semaine (34 %) que pendant le week-end, ainsi que dans les RMR que dans les petites localités (< 10 000 habitants), en particulier dans les RMR autres que Montréal (11 %; Montréal : 5 %; 10 000-100 000 habitants : 4 %, ce qui est statistiquement comparable aux < 10 000 habitants). Ni le nombre de consultations à l'urgence dans la dernière année ni l'indice de défavorisation n'ont influé sur la survenue de l'issue sanitaire de façon statistiquement significative (annexe 2).

Le tableau 3 reprend la même analyse que le tableau 2, mais pour le sous-groupe d'aînés de la cohorte ayant de l'information sur la prise de médicaments (Rx) pour des problèmes de santé cardiovasculaires ou rénales (CVR; 91,2 % des aînés de la cohorte) ou du système nerveux central (SNC; 91,1 %) dans la dernière année. On remarque que chaque ajout d'un médicament dans la dernière année est associé à un risque accru d'événement d'IC de l'ordre de 5 % pour un Rx-CVR et de 4 % pour un Rx-SNC. De plus, globalement, l'ajout de ces deux covariables au modèle n'influence pas les risques relatifs des variables d'exposition et des autres covariables, tant sur trois jours que sur sept jours.

Enfin, les modèles présentés aux tableaux 2 et 3 avaient les meilleurs ajustements selon les critères BIC et AIC. Sur la base du R^2 mis à l'échelle (R^2 *scaled* en anglais), ils expliquent respectivement autour de 20 % et 22 % de l'événement d'IC.

Tableau 2. Effets de l'exposition météorologique sur la survenue de l'événement d'IC, ajustés pour la saison et des covariables individuelles (excluant les Rx), chez les gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués avec cette condition au Québec, de 2001 à 2011

Paramètres (groupe de référence, s'il y a lieu)	Exposition météorologique le jour de l'événement d'IC et les 3 ou 7 jours le précédant							
	3 jours ^A				7 jours ^A			
	RR	Int. Conf.		Valeur p	RR	Int. Conf.		Valeur p
Exposition météorologique moyenne :								
Température en °C	0.994	0.992	0.996	<0.0001	0.993	0.991	0.995	<0.0001
Humidité relative en %	0.999	0.997	1.001	0.4342	0.998	0.996	1.001	0.1414
Pression ajustée pour le niveau de la mer en kPa	1.009	0.986	1.033	0.4438	1.045	1.015	1.077	0.0035
Covariable liée à l'exposition météorologique :								
Saison (hiver)	0.926	0.884	0.970	0.0013	0.947	0.903	0.994	0.0274
Covariables individuelles :								
Sexe (féminin)	1.048	1.019	1.078	0.0011	1.048	1.019	1.078	0.0011
Âge	1.043	1.041	1.045	<0.0001	1.043	1.041	1.045	<0.0001
HTA (non)	1.452	1.406	1.500	<0.0001	1.453	1.407	1.501	<0.0001
Diabète (non)	1.454	1.413	1.495	<0.0001	1.454	1.414	1.496	<0.0001
Coronaropathies (non)	1.518	1.469	1.569	<0.0001	1.518	1.469	1.569	<0.0001
Nombre d'hospitalisations en urgence pour MCV, 12 derniers mois	1.054	1.037	1.071	<0.0001	1.054	1.037	1.071	<0.0001
Jour de semaine (samedi-dimanche)	1.339	1.297	1.383	<0.0001	1.339	1.297	1.383	<0.0001
RMR de Montréal (< 10 000 hab.)	1.048	1.013	1.085	0.0075	1.049	1.013	1.086	0.0069
Autres RMR (< 10 000 hab.)	1.108	1.063	1.154	<.0001	1.106	1.062	1.153	<0.0001
AR (< 10 000 hab.)	1.038	0.993	1.086	0.1020	1.038	0.992	1.086	0.1043

AR : agglomération de recensement. HTA : hypertension artérielle. IC : Insuffisance cardiaque. kPa : kilopascal. MCV : maladies cardiovasculaires. RMR : région métropolitaine de recensement.

^A RR : rapport de risques. Int. Conf. : intervalle de confiance à 95 % du RR. Valeur p : Pr > Khi-2.

Tableau 3. Effets de l'exposition météorologique sur la survenue de l'événement d'IC, ajustés pour la saison et des covariables individuelles (incluant les Rx), chez les gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués avec cette condition au Québec, de 2001 à 2011

Paramètres (groupe de référence, s'il y a lieu)	Exposition météorologique le jour de l'événement d'IC et les 3 ou 7 jours le précédant							
	3 jours ^A				7 jours ^A			
	RR	Int. Conf.		Valeur p	RR	Int. Conf.		Valeur p
Exposition météorologique moyenne :								
Température en °C	0.994	0.992	0.996	<0.0001	0.993	0.991	0.995	<0.0001
Humidité relative en %	0.999	0.998	1.001	0.5340	0.999	0.996	1.001	0.2175
Pression ajustée pour le niveau de la mer en kPa	1.011	0.986	1.035	0.3979	1.047	1.015	1.080	0.0036
Covariable liée à l'exposition météorologique :								
Saison (hiver)	0.936	0.891	0.983	0.0076	0.959	0.912	1.008	0.1016
Covariables individuelles :								
Âge	1.045	1.043	1.047	<0.0001	1.045	1.043	1.047	<0.0001
Sexe (féminin)	1.046	1.016	1.077	0.0027	1.046	1.016	1.077	0.0026
Coronaropathies (non)	1.512	1.461	1.565	<0.0001	1.512	1.460	1.565	<0.0001
HTA (non)	1.421	1.373	1.470	<0.0001	1.421	1.374	1.471	<0.0001
Diabète (non)	1.430	1.388	1.473	<0.0001	1.430	1.389	1.473	<0.0001
Nombre d'hospitalisations en urgence pour MCV, 12 derniers mois	1.051	1.033	1.069	<0.0001	1.051	1.034	1.069	<0.0001
Nombre de Rx, 12 derniers mois :								
CVR	1.053	1.046	1.060	<0.0001	1.053	1.046	1.060	<0.0001
SNC	1.041	1.023	1.059	<0.0001	1.041	1.024	1.059	<0.0001
Jour de semaine (samedi-dimanche)	1.343	1.299	1.389	<0.0001	1.343	1.299	1.389	<0.0001
RMR de Montréal (< 10 000 hab.)	1.039	1.002	1.077	0.0389	1.039	1.003	1.078	0.0359
Autres RMR (< 10 000 hab.)	1.105	1.058	1.153	<0.0001	1.103	1.057	1.152	<0.0001
AR (< 10 000 hab.)	1.028	0.981	1.077	0.2432	1.028	0.981	1.076	0.2486

AR : agglomération de recensement. CVR : cardiovasculaire et rénal. HTA : hypertension artérielle. IC : Insuffisance cardiaque. kPa : kilopascal. MCV : maladies cardiovasculaires. RMR : région métropolitaine de recensement. SNC : système nerveux central.

^A RR : rapport de risques. Int. Conf. : intervalle de confiance à 95 % du RR. Valeur p : Pr > Khi-2.

Sous-analyse relative aux polluants atmosphériques PM_{2.5}

Les caractéristiques des individus des RMR de Montréal et de Québec sont présentées au tableau 4. Par rapport au tableau 1, on remarque que les pourcentages de personnes défavorisées et très défavorisées (selon l'indice de défavorisation) sont moins élevés dans les RMR de Montréal et de Québec (10,9 % et 17,2 % respectivement) que pour l'ensemble de la cohorte au début de la période de suivi (23,1 % et 18,9 %).

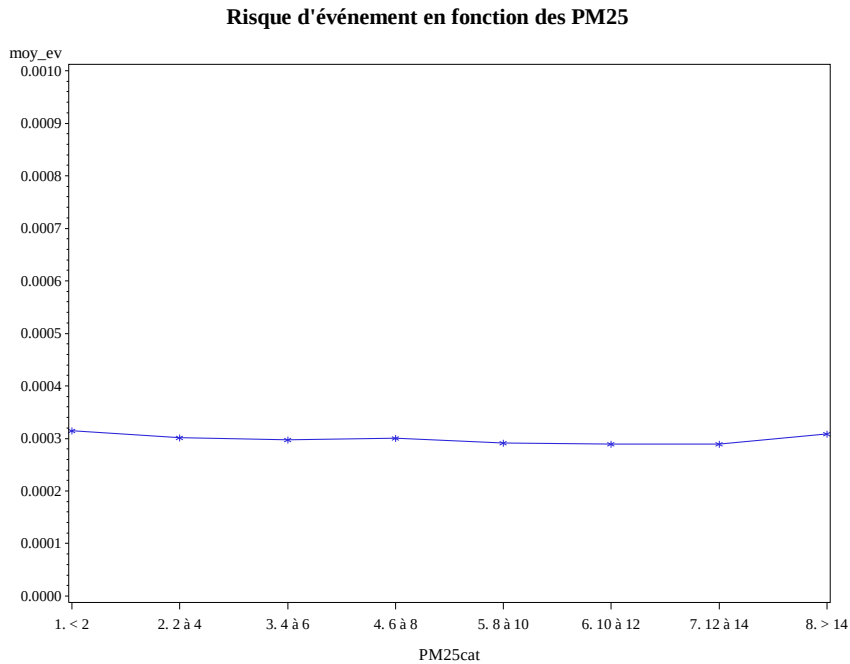
Tableau 4. Caractéristiques des gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués d'IC et résidant dans la RMR de Montréal ou de Québec (n=59 485), de 2001 à 2011

Caract. sociodémo.	N (ÉT) (%) ^A	Conditions médicales	N (ÉT) (%) ^A
Âge moyen (ans)	80,0 (8,0)	Facteurs de risque cardiovasculaires :	
Sexe masculin	28486 (47,9%)	• HTA	37 231 (62,6%)
Zone de résidence ^B :		• coronaropathies	19 368 (32,6%)
• RMR de Montréal	48 944 (82,3%)	• diabète	36 837 (61,9%)
• RMR de Québec	10 541 (17,7%)	Nombre moyen de services d'urgence, 12 mois:	
Indice de défavorisation sociale et matérielle ^C :		• hospitalisations	0,17 (0,53)
• 1 (le plus favorisé)	7 029 (11,8%)	• consultations	0,22 (1,01)
• 2	9 069 (15,3%)	Nombre moyen de médicaments (Rx), 12 mois ^D :	
• 3	19 763 (33,2%)	• CVR	1,94 (1,92)
• 4	6 474 (10,9%)	• SNC	0,38 (0,80)
• 5 (le plus défavorisé)	10 209 (17,2%)		

^A N : nombre. ÉT : écart-type. % : pourcentage. ^B RMR : région métropolitaine de recensement, RMR de Montréal : > 1 million d'habitants, RMR de Québec : 100 000 à 1 million d'habitants. ^C 6941 individus avec des données manquantes (11,7%). ^D CVR : Rx des systèmes cardiovasculaire et rénal, 9 939 individus avec des données manquantes (16,7%); SNC : Rx du système nerveux central, 9 990 individus avec des données manquantes (16,8%).

La figure 6 illustre la relation entre le risque d'événements d'IC et la concentration de PM_{2.5} sur un horizon de trois jours (la figure correspondante sur un horizon de sept jours, non présentée dans ce rapport, montrait des résultats similaires).

Figure 6. Association entre le risque d'événements d'IC et la concentration de PM_{2.5} sur un horizon de trois jours, chez les gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués avec cette condition résidant dans la RMR de Montréal ou de Québec, de 2001 à 2011



Les tableaux 5 et 6 réfèrent aux mêmes modèles que ceux présentés aux tableaux 2 et 3, avec pour seules différences qu'ils estiment l'effet des PM_{2.5} et ne concernent que les RMR de Montréal et de Québec.

Plus précisément, l'influence des PM_{2.5} sur la survenue de l'événement IC est faible et non statistiquement significative, peu importe le modèle et l'horizon considérés. . Quant aux effets des variables d'exposition et des autres covariables, ils sont restés du même ordre que ceux déjà présentés aux tableaux 2 et 3, malgré l'ajout des PM_{2.5} et le fait d'avoir restreint la région d'observation aux deux plus grandes RMR du Québec. Enfin, ces modèles avaient les meilleurs ajustements selon les critères BIC et AIC. Sur la base du R² mis à l'échelle (*R² scaled* en anglais), les modèles présentés aux tableaux 5 et 6 expliquaient de l'ordre de 22 % et 24 %, respectivement.

Tableau 5. Effets de l'exposition météorologique sur la survenue de l'événement d'IC, ajustés pour les PM_{2,5} et d'autres covariables (excluant les Rx), chez les gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués avec cette condition au Québec, de 2001 à 2011

Paramètres (groupe de référence, s'il y a lieu)	Exposition météorologique le jour de l'événement IC et les 3 ou 7 jours le précédant							
	3 jours ^A				7 jours ^A			
	RR	Int. Conf.		Valeur p	RR	Int. Conf.		Valeur p
Exposition météorologique moyenne :								
Température en °C	0.993	0.991	0.996	< 0.0001	0.993	0.990	0.996	<0.0001
Humidité relative en %	0.999	0.997	1.002	0.6305	0.997	0.994	1.001	0.1236
Pression ajustée pour le niveau de la mer en kPa	0.991	0.958	1.025	0.5938	1.044	1.000	1.089	0.0489
Covariables liées à l'exposition météorologique :								
Saison (hiver)	0.932	0.873	0.996	0.0376	0.946	0.884	1.013	0.1140
PM _{2,5} ≥ 30 µg/m ³ (< 30)	1.088	0,958	1.235	0.1928	1.056	0.931	1.199	0.3952
Covariables individuelles								
Sexe (féminin)	1.062	1.022	1.105	0.0024	1.063	1.022	1.105	0.0023
Âge	1.044	1.042	1.047	<0.0001	1.044	1.042	1.047	<0.0001
HTA (non)	1.491	1.423	1.563	<0.0001	1.493	1.424	1.565	<0.0001
Diabète (non)	1.503	1.445	1.564	<0.0001	1.504	1.446	1.564	<0.0001
Coronaropathies (non)	1.548	1.478	1.621	<0.0001	1.547	1.477	1.620	<0.0001
Nombre d'hospitalisations en urgence pour MCV	1.055	1.030	1.081	<0.0001	1.055	1.030	1.081	<0.0001
Jour de semaine (samedi-dimanche)	1.402	1.340	1.467	<0.0001	1.402	1.340	1.467	<0.0001
RMR de Montréal (RMR de Québec)	1.053	1.002	1.106	0.0396	1.053	1.003	1.106	0.0376

HTA : hypertension artérielle. IC : Insuffisance cardiaque. kPa : kilopascal. MCV : maladies cardiovasculaires. RMR : région métropolitaine de recensement.

^A RR : rapport de risques. Int. Conf. : intervalle de confiance à 95 % du RR. Valeur p : Pr > Khi-2.

Tableau 6. Effets de l'exposition météorologique sur la survenue de l'événement d'IC, ajustés pour les PM_{2,5} et d'autres covariables (incluant les Rx), chez les gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués avec cette condition au Québec, de 2001 à 2011

Paramètres (groupe de référence, s'il y a lieu)	Exposition météorologique le jour de l'événement IC et les 3 ou 7 jours le précédant							
	3 jours ^A				7 jours ^A			
	RR	Int. Conf.		Valeur p	RR	Int. Conf.		Valeur p
Exposition météorologique moyenne :								
Température en °C	0.993	0.990	0.996	<0.0001	0.992	0.989	0.995	<0.0001
Humidité relative en %	0.999	0.996	1.002	0.6035	0.997	0.994	1.001	0.1689
Pression ajustée pour le niveau de la mer en kPa	0.984	0.950	1.019	0.3696	1.037	0.991	1.084	0.1192
Covariables liées à l'exposition météorologique :								
Saison (hiver)	0.944	0.880	1.012	0.1053	0.962	0.895	1.034	0.2912
PM _{2,5} ≥ 30 µg/m ³ (< 30)	1.088	0.951	1.245	0.2180	1.056	0.923	1.208	0.4281
Covariables individuelles								
Sexe (féminin)	1.046	1.003	1.090	0.0343	1.046	1.004	1.090	0.0332
Âge	1.046	1.043	1.049	<0.0001	1.046	1.043	1.049	<0.0001
HTA (non)	1.472	1.400	1.548	<0.0001	1.473	1.401	1.549	<0.0001
Diabète (non)	1.479	1.418	1.542	<0.0001	1.479	1.419	1.542	<0.0001
Coronaropathies (non)	1.560	1.486	1.639	<0.0001	1.559	1.484	1.638	<0.0001
Nombre d'hospitalisations en urgence pour MCV, 12 derniers mois	1.056	1.030	1.083	<0.0001	1.056	1.030	1.083	<0.0001
Nombre de Rx, 12 derniers mois :								
CVR	1.051	1.041	1.061	<0.0001	1.052	1.042	1.061	<0.0001
SNC	1.028	1.003	1.054	0.0311	1.029	1.003	1.055	0.0287
Jour de semaine (samedi-dimanche)	1.413	1.346	1.482	<0.0001	1.412	1.346	1.482	<0.0001
RMR de Montréal (RMR de Québec)	1.051	0.998	1.106	0.0614	1.051	0.998	1.107	0.0578

CVR : cardiovasculaire et rénal. HTA : hypertension artérielle. IC : Insuffisance cardiaque. kPa : kilopascal. MCV : maladies cardiovasculaires. RMR : région métropolitaine de recensement. Rx : Médicaments. SNC : système nerveux central.

^A RR : rapport de risques. Int. Conf : intervalle de confiance à 95 % du RR. Valeur p : Pr > Khi-2.

5 DISCUSSION

En 2014, le Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat mentionnait qu'il serait important de développer des études robustes mettant en relation non seulement des séries climatiques et des séries sanitaires, mais aussi des facteurs de risque importants (Intergovernmental panel on climate change 2014). C'est ce que nous avons fait dans cette étude longitudinale rétrospective sur l'IC. Grâce au SISMACQ, il a été possible d'étudier des séries quotidiennes d'événements d'IC plus exhaustives que dans les études écologiques classiques (p. ex., Bayentin et al. 2010), en plus de nous donner accès à des facteurs de risque tout spécialement importants pour les MCV (Coronopathies, HTA, diabète, etc.). Les données DayMet, utilisées pour la température (93 % des données) et l'humidité relative (86 % des données), constituent un autre atout de cette étude. Ces données ont été calculées par le *Oak Ridge National Laboratory Distributed Active Archive Center* (ORNL DAAC 2016), parrainé par la NASA. Cela a permis d'obtenir des données d'une grande résolution spatiale (1 km x 1 km) et temporelle (par jour), même sur des territoires qui ne comptaient aucune station météorologique, et pour une grande variété de situations climatiques sur un vaste territoire. Enfin, bien que notre fenêtre d'observation sur 10 ans soit courte pour une étude sur le climat, elle correspond à la période considérée dans d'autres études sur les MCV (p. ex., Danet et al. 1999), et surtout à ce qui est possible de faire avec des bases de données ayant des temporalités aussi variables. Ainsi, les résultats de la présente étude sont d'un grand intérêt pour la santé publique dans un contexte de réchauffement et de grande variabilité climatiques.

Exposition météorologique sur un horizon de trois et sept jours

Les résultats de notre étude montrent que chaque diminution de la température moyenne de 1°C dans les trois derniers jours, mais aussi dans les sept derniers jours, accroît le risque d'événements d'IC d'environ 0,7 % chez les gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués avec cette condition au Québec, de 2001 à 2011, même en contrôlant pour des facteurs de risque importants pour les MCV. Autrement dit, une diminution de la température moyenne de 10°C sur une semaine au plus – ce qui est fréquent au Québec – augmente le risque d'être hospitalisé (1^{re} réhospitalisation à l'intérieur d'une période de cinq ans) ou de décéder pour cause principale d'IC d'environ 7 %. Dans notre étude, cela signifie quelque 1 500 réhospitalisations ou décès. Aussi, même si la température moyenne contribue relativement peu au risque d'événements d'IC, nous croyons que des consignes préventives devraient être transmises à ce sujet auprès des personnes insuffisantes cardiaques, d'autant que leur traitement est coûteux. Par exemple, au Canada, en 2011-2012, les gens âgés représentaient 78 % des patients pour les motifs d'hospitalisations en soins de courte durée les plus coûteux par diagnostic; l'IC (sans angiographie) occupait le troisième rang, avec des coûts chiffrés à 276 millions de dollars (Institut canadien d'information sur la santé 2015).

Nos résultats mettent aussi en lumière que chaque augmentation de 1 kPa de la pression ajustée pour le niveau de la mer augmente le risque d'événements d'IC d'environ 1,5 %, mais seulement sur un horizon de 7 jours. Selon Météo France (2016), les hautes pressions sont souvent accompagnées de brouillards et de nuages bas en hiver, alors qu'elles vont de pair avec le beau temps en été. Conséquemment dans notre étude, le risque accru d'événements d'IC sur une période de 7 jours pourrait représenter un contexte plus froid que chaud, bien que le terme d'interaction avec la saison n'ait pas été retenu sur la base des critères BIC et AIC. Ce résultat est toutefois contraire à ce qui a été observé par Kolb et al. (2007), selon qui l'effet de la pression (le jour de l'issue et le jour la précédant) augmenterait le risque de décéder par IC en été, mais pas en hiver.

Par ailleurs, notre estimation du risque d'événements d'IC pour chaque hausse de 1 kPa (ou 10 mbar) est aussi contraire à la hausse du risque d'événements coronariens fatals et non fatals de 12 % pour chaque diminution de 10 mbar sous les 1 016 mbar observée par Danet et al. (1999), et nettement inférieure à la hausse du risque de 11 % pour chaque augmentation de 10 mbar au-dessus des 1 016 mbar qu'ils documentent. En fait, la pression atmosphérique se comporterait selon une courbe en V selon ces auteurs, alors qu'elle était linéaire dans nos données. Cela dit, dans les deux études, l'effet de la pression est important et indépendant de celui de la température (Danet et al. 1999). Aussi, davantage de recherches seront nécessaires à ce sujet, notamment dans le but d'améliorer notre compréhension des mécanismes sous-jacents à l'effet de la pression atmosphérique sur les maladies coronariennes (Danet et al. 1999) et d'autres maladies du système cardiovasculaire, comme l'IC (Weinbacher et al. 1996).

Enfin, dans notre étude, aucune association statistiquement significative n'a été observée entre l'humidité relative quotidienne et le risque accru d'événements d'IC, sans compter que son interaction avec la température alourdisait inutilement les modèles sur la base des critères BIC et AIC. D'autres auteurs ont rapporté des résultats similaires. Kolb et al. (2007) n'ont détecté aucune association entre l'humidité relative et la mortalité quotidienne chez des personnes âgées de 65 ans et plus ayant un diagnostic d'IC, peu importe l'effet retardé, évalué jusqu'à 10 jours. De même, Schwartz, Samet, & Patz (2004) n'ont trouvé aucune association cohérente entre l'humidité et le nombre d'admissions hospitalières quotidiennes pour cause de maladies cardiovasculaires chez les aînés, même en stratifiant pour les paramètres météorologiques.

Covariables liées à l'exposition météorologique

Nos résultats relèvent un effet de la saison plus élevé l'hiver que l'été, à l'instar d'autres études (Boulay et al. 1999; Stewart et al. 2002; Martínez-Sellés et al. 2002; Ogawa et al. 2007; Barnett, de Looper, & Fraser 2008; Díaz et al. 2007; Gallerani et al. 2011; Oktay et al. 2009; Jorge et al. 2009). Selon les hypothèses physiologiques soulevées à ce sujet, les températures froides augmenteraient la vasoconstriction périphérique pouvant résulter en l'œdème pulmonaire comme conséquence de l'insuffisance ventriculaire gauche (Fares

2013). De plus, chez les patients avec une IC symptomatique, l'exposition au froid diminuerait la capacité à l'effort et augmenterait l'activité adrénargique systémique déjà élevée (Fares 2013). Cela dit, dans notre étude, l'effet de la saison hivernale sur les événements d'IC est faible (quelque 6 % ou 7 %) comparativement à ce qui a été observé par Stewart et al. (2002), notamment. En effet, ces derniers ont observé un impact important de la saison hivernale sur la morbidité et la mortalité pour cause d'IC, particulièrement chez les personnes âgées de > 75 ans. Chez les femmes, le nombre d'hospitalisations pour cause d'IC était de 12% supérieur à la moyenne et le nombre de décès pour cause d'IC était de 21% supérieur à la moyenne durant les mois d'hiver. Chez les hommes, cela correspondait à 6% et 16%, respectivement. Ces augmentations étaient d'autant plus marquées chez les individus âgés de plus de 75 ans (Stewart et al. 2002).

Les résultats de notre étude montrent que l'effet hivernal n'influe pas sur l'IC, que nous avons estimé à l'aide d'un horizon de sept jours. Il est possible que ce dernier n'ait pas été suffisamment long pour tenir compte des infections respiratoires et plus particulièrement de la grippe lorsqu'il fait froid, contrairement aux effets retardés sur 14 ou 30 jours documentés dans certaines études (p. ex., Braga, Zanobetti, & Schwartz 2002; Carder et al. 2005; Muggeo 2008; Schwartz, Samet, & Patz 2004).

En sous-analyse, nous avons aussi estimé l'effet des PM_{2.5} sur l'issue sanitaire d'intérêt dans les RMR de Montréal et de Québec, mais il n'était pas statistiquement significatif. Pourtant, une récente méta-analyse réalisée par Shah et al. (2013) rapporte une association temporelle claire et robuste entre l'exposition aux PM_{2.5} et les hospitalisations et les décès pour cause d'IC. Dans cette méta-analyse, les associations les plus fortes ont été relevées le jour de l'événement d'IC. Ainsi, il est possible que l'absence d'association observée dans notre étude soit attribuable, en partie, à l'utilisation d'une valeur moyenne sur un horizon de 3 ou 7 jours. D'un autre côté, le critère de 10 µg/m³ retenu dans la méta-analyse est moins sévère que celui de 30 µg/m³ que nous avons utilisé. Par ailleurs, notre cohorte était constituée de personnes âgées malades et donc vraisemblablement plus confinées dans leur résidence que la population générale. Enfin, même s'il existe une abondante littérature sur les effets sanitaires des particules fines PM_{2.5} (Intergovernmental panel on climate change 2013), il y a peu de preuves que le changement climatique, en soi, aura une incidence sur les niveaux de particules à long terme d'une manière cohérente, selon le Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat (Intergovernmental panel on climate change 2014). Pour ces raisons, il serait important d'ajouter des indicateurs de pollution de l'air plus en lien avec le climat (p. ex., l'ozone) que les PM_{2.5} dans une perspective de surveillance en santé et changements climatiques, si ces données sont disponibles pour la période et le territoire d'observation, ce qui n'était pas notre cas.

Covariables individuelles

Comme attendu, l'HTA, les antécédents de coronaropathies et le diabète sont intimement associés à la survenue d'événements d'IC (Danaei et al. 2009; Ezzati et al. 2002), de même que le nombre d'hospitalisations en urgence pour MCV dans les 12 derniers mois. L'étude de Chun et al. (2012), rapportée par Desai & Stevenson (2012), est très informative à ce propos. Cette étude montre que 30 % des réhospitalisations pour motif cardiovasculaire sont survenues dans les deux mois qui ont suivi la sortie d'hôpital et 50 % dans les deux mois ayant précédé le décès, dans une cohorte de 8 543 patients canadiens atteints d'IC. Or, dans notre étude, trois événements d'IC sur quatre étaient des réhospitalisations. Cela pourrait aussi contribuer à expliquer l'effet du jour de la semaine, car l'offre de services hospitaliers est vraisemblablement plus soutenue du lundi au vendredi que le week-end. Enfin, nos résultats expriment bien la relation entre l'avancement en âge, ou le genre masculin, et la survenue d'événements d'IC au Québec, comme déjà rapporté par l'INSPQ (Daigle 2007). La relation entre la zone de résidence et la survenue d'événements d'IC est toutefois moins claire; elle pourrait être liée à des différences d'offre de services médicaux, mais les données de l'étude ne nous permettent d'étoffer notre réflexion à ce sujet.

Enfin, il est intéressant de noter que la hausse de médicaments pour traiter les problèmes de santé du système cardiovasculaire ou rénal (augmentation de 5,3% par l'ajout d'un médicament) et celle de médicaments du système nerveux central (augmentation de 4,1% par l'ajout d'un médicament) dans la dernière année, mais dans une moindre mesure, sont associées à la survenue d'événements d'IC, peu importe le modèle considéré. Comme mentionnées dans la littérature grise à ce sujet (p. ex., AFSSAPS 2009; Blachère et al. 2012; Blachère et al. 2011) les données épidémiologiques disponibles actuellement ne permettent pas de juger de la relation entre ces médicaments et les températures extrêmes. Sur la base de la littérature scientifique et des sources de référence sur les pharmacothérapies, la recension de leurs effets indésirables suggère toutefois que plusieurs classes thérapeutiques de ces médicaments sont susceptibles d'effets potentiellement délétères sur l'adaptation de l'organisme lors de telles conditions météorologiques. Il pourrait donc être opportun pour les professionnels de la santé de commencer à identifier les personnes âgées souffrant d'IC, non seulement en fonction de leur prise de médicaments, mais également en fonction de considérations sociales (p. ex. soutien familial) et environnementales (p. ex., air conditionné à domicile).

Limites de l'étude

Initialement, il était prévu d'utiliser un modèle de Cox multiniveaux afin de tenir compte de la dépendance entre les observations provenant d'un même SR ou d'une même SDR et, dans une certaine mesure, de quantifier l'importance de cette corrélation dans l'explication de la survenue d'événements d'IC. Comme déjà rapporté, le logiciel utilisé n'était pas assez puissant pour une banque de données aussi énergivore que celle de l'étude. D'un autre côté, l'approximation des modèles de Cox à l'aide d'une régression logistique groupée estimée

avec des GEE a montré que cette corrélation entre les observations d'une même région était négligeable. Ainsi, il est possible que la contribution du milieu de vie puisse être faible lorsque l'issue sanitaire d'intérêt est grave comme l'IC telle que nous l'avons définie, qui plus est dans une population aussi âgée que la nôtre. La réalisation d'autres études à l'aide de logiciels performants comme le TESSERA pourrait nous éclairer à ce sujet (Ryan 2015).

Par ailleurs, la littérature en santé et changements climatiques foisonne depuis quelque 30 ans, en particulier depuis 10 ans, partout dans le monde et même au Québec. Ce faisant, l'analyse des séries météorologiques et sanitaires a été approchée à l'aide de divers modèles linéaires et non linéaires. Conséquemment, les conclusions varient d'une étude à l'autre, sans compter qu'il est difficile de se comparer à leurs résultats. Par ailleurs, nous avons considéré l'exposition météorologique moyenne sur trois ou sept jours, en raison de la forte corrélation entre les données sur ces périodes. Enfin, notre variable dépendante d'intérêt regroupe les réhospitalisations et les décès, afin de réduire le nombre de SR/SDR où aucun ou un seul événement survenait. En clair, nous avons opté pour une approche basée sur l'expression des données que nous avons en main.

6 CONCLUSION

En conclusion, les résultats de notre étude montrent que chaque diminution de la température moyenne de 1°C dans les trois derniers jours, mais aussi dans les sept derniers jours, accroît le risque d'événements d'IC d'environ 0,7 % chez les gens âgés de 65 ans et plus diagnostiqués avec cette condition au Québec, de 2001 à 2011, même en contrôlant pour des facteurs de risque importants pour les MCV. À notre connaissance, notre étude est une première au Canada. Elle ouvre la voie à la réalisation d'autres études afin de soutenir la surveillance des MCV chroniques dans un contexte de changements climatiques.

Chacun des modèles présentés explique de 20 % à 24 % de la variance de la survenue d'événements d'IC. L'ajout d'autres paramètres serait souhaitable, comme des variables du fichier des actes médicaux, qui pourraient être utilisées afin d'évaluer l'influence de certaines conditions limitant l'adhésion des patients à leur traitement médicamenteux, aux mesures d'autosurveillance et aux consultations de suivi (Desai & Stevenson 2012). À cette fin, une approche à deux niveaux, considérant à la fois les individus et les services de santé, pourrait s'avérer intéressante à explorer, à l'aide de logiciel approprié pour l'étude de séries chronologiques météorologiques et sanitaires.

7 RÉFÉRENCES

- AFSSAPS. 2009. “Mise Au Point Sur Le Bon Usage Des Médicaments En Cas D’épisode de Grand Froid.”
http://ansm.sante.fr/var/ansm_site/storage/original/application/f82c5d96830d8c53b63affe47d25efb8.pdf.
- Andrade, Susan E, Kristijan H Kahler, Feride Frech, and K Arnold Chan. 2006. “Methods for Evaluation of Medication Adherence and Persistence Using Automated Databases.” *Pharmacoepidemiology and Drug Safety* 15 (8): 565–74; discussion 575–77. doi:10.1002/pds.1230.
- Anenberg, S.C., L.W. Horowitz, D.Q. Tong, and J.J. West. 2010. “An Estimate of the Global Burden of Anthropogenic Ozone and Fine Particulate Matter on Premature Human Mortality Using Atmospheric Modeling.” *Environ Health Perspect* 118 (9): 1189–95. doi:10.1289/ehp.0901220.
- ANSM. 2015. “Mise Au Point Sur Le Bon Usage Des Médicaments En Cas de Vague de Chaleur.”
http://ansm.sante.fr/var/ansm_site/storage/original/application/c08732c18af3d5e95b37ecc0e7380549.pdf.
- Arnfield, A. John. 2003. “Two Decades of Urban Climate Research: A Review of Turbulence, Exchanges of Energy and Water, and the Urban Heat Island.” *International Journal of Climatology* 23 (1): 1–26. doi:10.1002/joc.859.
- Barnett, Adrian G, Michael de Looper, and John F Fraser. 2008. “The Seasonality in Heart Failure Deaths and Total Cardiovascular Deaths.” *Australian and New Zealand Journal of Public Health* 32 (5): 408–13. doi:10.1111/j.1753-6405.2008.00270.x.
- Bassil, Kate L, Donald C Cole, Rahim Moineddin, Alan M Craig, W Y Wendy Lou, Brian Schwartz, and Elizabeth Rea. 2009. “Temporal and Spatial Variation of Heat-Related Illness Using 911 Medical Dispatch Data.” *Environmental Research* 109 (5). Academic Press: 600–606. doi:10.1016/j.envres.2009.03.011.
- Basu, R., and J.M. Samet. 2002. “Relation between Elevated Ambient Temperature and Mortality: A Review of the Epidemiologic Evidence.” *Epidemiologic Reviews* 24 (2): 190–202. doi:10.1093/epirev/mxf007.
- Bates, D., M. Maechler, B. Bolker, S. Walker, H. Haubo Bojesen Christensen, R. Singmann, B. Dai, G. Grothendieck, and P. Green. 2016. “Linear Mixed-Effects Models Using ‘Eigen’ and S4.” <https://cran.r-project.org/web/packages/lme4/lme4.pdf>.
- Bayentin, L., S. El Adlouni, T. Ouarda, P. Gosselin, B. Doyon, and F. Chebana. 2011. “Myocardial Infarction and Its Association with Climate, Considering Comorbidity.” *Submit to International Journal of Cardiology*.
- Bayentin, Lampouguin, Salaheddine El Adlouni, Taha B M J Ouarda, Pierre Gosselin,

-
- Bernard Doyon, and Fateh Chebana. 2010. "Spatial Variability of Climate Effects on Ischemic Heart Disease Hospitalization Rates for the Period 1989-2006 in Quebec, Canada." *International Journal of Health Geographics* 9 (January): 5. doi:10.1186/1476-072X-9-5.
- Beaudeau, P., JP. Desancenot, C. Caserio-Schönemann, JC. Cohen, D. Dejour-Salamanca, P. Empereur-Bissonnet, Y. Ernie, et al. 2004. "Froid et Santé: Éléments de Synthèse Bibliographique et Perspectives." http://www.invs.sante.fr/publications/2004/froid_et_sante/rapport_froid_et_sante.pdf.
- Bélanger, Diane, Belkacem Abdous, Pierre Valois, Pierre Gosselin, and Elhadji A Laouan Sidi. 2016. "A Multilevel Analysis to Explain Self-Reported Adverse Health Effects and Adaptation to Urban Heat: A Cross-Sectional Survey in the Deprived Areas of 9 Canadian Cities." *BMC Public Health* 16 (1): 144. doi:10.1186/s12889-016-2749-y.
- Bélanger, Diane, Pierre Gosselin, Pierre Valois, and Belkacem Abdous. 2015. "Neighbourhood and Dwelling Characteristics Associated with the Self-Reported Adverse Health Effects of Heat in Most Deprived Urban Areas: A Cross-Sectional Study in 9 Cities." *Health & Place* 32 (March): 8–18. doi:10.1016/j.healthplace.2014.12.014.
- Besancenot, JP. 2015. "Changement Climatique et Santé." *Environ Risque Sante*, no. 14: 1–21. doi:10.1684/ers.2015.0813.
- Blachère, J-C., Perreault, S., Bélanger, D., Gosselin, P., Côté, R., Kergoat, M-J., Lacroix, J., Roy, L., White, M., White-Guay, B., Blais, L., & Lalonde, L. 2011. "Médicaments Du Système Nerveux Central et Canicules : Rapport et Recommandations." Québec, Québec, Canada. https://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/1199_MedSystemeNerveuxCanicules.pdf.
- Blachère, J-C., Perreault, S., Bélanger, D., Gosselin, P., Côté, R., Kergoat, M-J., Lacroix, J., Roy, L., White, M., White-Guay, B., Blais, L., & Lalonde, L. 2012. "Médicaments Du Système Cardiovasculaire et Canicules : Rapport et Recommandations." Québec, Québec, Canada. https://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/1446_MedSystemesCardiovascuRenalCanicules.pdf.
- Blais, C., S. Jean, C. Sirois, L. Rochette, C. Plante, I. Larocque, M. Doucet, et al. 2014. "Quebec Integrated Chronic Disease Surveillance System (QICDSS), an Innovative Approach." *Chronic Diseases and Injuries in Canada* 34 (4): 226–35.
- Blais, Claudia, Sulan Dai, Chris Waters, Cynthia Robitaille, Mark Smith, Lawrence W Svenson, Kim Reimer, et al. 2014. "Assessing the Burden of Hospitalized and Community-Care Heart Failure in Canada." *The Canadian Journal of Cardiology* 30 (3): 352–58. doi:10.1016/j.cjca.2013.12.013.
- Bouchard, M., and A. Smargiassi. 2008. "Estimation Des Impacts Sanitaires de La Pollution Atmosphérique Au Québec: Essai D'utilisation Du Air Quality Benefits
-

Assessment Tool (AQBAT).” Québec, Québec, Canada.
https://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/817_ImpactsSanitairesPollutionAtmos.pdf

- Boulay, F, F Berthier, O Sisteron, Y Gendreike, and P Gibelin. 1999. “Seasonal Variation in Chronic Heart Failure Hospitalizations and Mortality in France.” *Circulation* 100 (3): 280–86. <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/10411853>.
- Braga, Alfésio L F, Antonella Zanobetti, and Joel Schwartz. 2002. “The Effect of Weather on Respiratory and Cardiovascular Deaths in 12 U.S. Cities.” *Environmental Health Perspectives* 110 (9): 859–63.
<http://www.pubmedcentral.nih.gov/articlerender.fcgi?artid=1240983&tool=pmcentrez&rendertype=abstract>.
- Brook, Robert D, Sanjay Rajagopalan, C Arden Pope, Jeffrey R Brook, Aruni Bhatnagar, Ana V Diez-Roux, Fernando Holguin, et al. 2010. “Particulate Matter Air Pollution and Cardiovascular Disease: An Update to the Scientific Statement from the American Heart Association.” *Circulation* 121 (21): 2331–78.
doi:10.1161/CIR.0b013e3181dbee1.
- Brunekreef, Bert, Rob Beelen, Gerard Hoek, Leo Schouten, Sandra Bausch-Goldbohm, Paul Fischer, Ben Armstrong, Edward Hughes, Michael Jerrett, and Piet van den Brandt. 2009. “Effects of Long-Term Exposure to Traffic-Related Air Pollution on Respiratory and Cardiovascular Mortality in the Netherlands: The NLCS-AIR Study.” *Research Report (Health Effects Institute)*, no. 139 (March): 5–71; discussion 73–89. <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/19554969>.
- Carder, M, R McNamee, I Beverland, R Elton, G R Cohen, J Boyd, and R M Agius. 2005. “The Lagged Effect of Cold Temperature and Wind Chill on Cardiorespiratory Mortality in Scotland.” *Occupational and Environmental Medicine* 62 (10): 702–10. doi:10.1136/oem.2004.016394.
- Chaix, B., and P. Chauvin. 2002. “L’apport Des Modèles Multiniveau Dans L’analyse Contextuelle En Épidémiologie Sociale : Une Revue de La Littérature.” *Revue D’épidémiologie et de Santé Publique* 50 (5): 489–99. doi:RESP-10-2002-50-5-0398-7620-101019-ART9.
- Chaix, Basile. 2009. “Geographic Life Environments and Coronary Heart Disease: A Literature Review, Theoretical Contributions, Methodological Updates, and a Research Agenda.” *Annual Review of Public Health* 30 (January): 81–105.
doi:10.1146/annurev.publhealth.031308.100158.
- Chebana, Fateh, Barbara Martel, Pierre Gosselin, Jean-Xavier Giroux, and Taha B M J Ouarda. 2013. “A General and Flexible Methodology to Define Thresholds for Heat Health Watch and Warning Systems, Applied to the Province of Québec (Canada).” *International Journal of Biometeorology* 57 (4): 631–44. doi:10.1007/s00484-012-0590-2.
- Chun, Soohun, Jack V Tu, Harindra C Wijeyesundera, Peter C Austin, Xuesong Wang, Daniel Levy, and Douglas S Lee. 2012. “Lifetime Analysis of Hospitalizations and

-
- Survival of Patients Newly Admitted with Heart Failure.” *Circulation. Heart Failure* 5 (4): 414–21. doi:10.1161/CIRCHEARTFAILURE.111.964791.
- Clarke, P. 2008. “When Can Group Level Clustering Be Ignored? Multilevel Models versus Single-Level Models with Sparse Data.” *Journal of Epidemiology and Community Health* 62 (8): 752–58. doi:10.1136/jech.2007.060798.
- Cox, DR. 1972. “Regression Models and Life-Tables.” *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* 34 (2): 187–220. <http://www.jstor.org/stable/2985181>.
- Crabbe, H. 2012. “Risk of Respiratory and Cardiovascular Hospitalisation with Exposure to Bushfire Particulates: New Evidence from Darwin, Australia.” *Environmental Geochemistry and Health* 34 (6): 697–709. doi:10.1007/s10653-012-9489-4.
- D’Agostino, Ralph B., Mei-Ling Lee, Albert J. Belanger, L. Adrienne Cupples, Keaven Anderson, and William B. Kannel. 1990. “Relation of Pooled Logistic Regression to Time Dependent Cox Regression Analysis: The Framingham Heart Study.” *Statistics in Medicine* 9 (12): 1501–15. doi:10.1002/sim.4780091214.
- Daigle, J.M. 2007. “Les Maladies Du Coeur et Les Maladies Vasculaires Cérébrales: Prévalence, Morbidité et Mortalité Au Québec.” <https://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/590-MaladiesCoeursVasculairesCerebrales.pdf>.
- Danaei, Goodarz, Eric L. Ding, Dariush Mozaffarian, Ben Taylor, Jürgen Rehm, Christopher J. L. Murray, and Majid Ezzati. 2009. “The Preventable Causes of Death in the United States: Comparative Risk Assessment of Dietary, Lifestyle, and Metabolic Risk Factors.” Edited by Simon Hales. *PLoS Medicine* 6 (4): e1000058. doi:10.1371/journal.pmed.1000058.
- Danet, S., F. Richard, M. Montaye, S. Beauchant, B. Lemaire, C. Graux, D. Cottel, N. Marecaux, and P. Amouyel. 1999. “Unhealthy Effects of Atmospheric Temperature and Pressure on the Occurrence of Myocardial Infarction and Coronary Deaths : A 10-Year Survey: The Lille-World Health Organization MONICA Project (Monitoring Trends and Determinants in Cardiovascular Disease).” *Circulation* 100 (1): e1–7. doi:10.1161/01.CIR.100.1.e1.
- Decker, Laure de. 2009. “L’indice de Co-Morbidité de Charlson.” *Annales de Gériatriologie* 2 (3): 159–60. doi:10.1684/age.2009.0059.
- Desai, A.S., and L.W. Stevenson. 2012. “Réhospitalisation Pour Insuffisance Cardiaque: Faut-Il L’anticiper Ou La Prévenir ?” *Circulation* 126: 501–6.
- Díaz, Alejandro, Daniel Ferrante, Raúl Badra, Ivana Morales, Alberto Becerra, Sergio Varini, Daniel Nul, Hugo Grancelli, and Hernán Doval. 2007. “Seasonal Variation and Trends in Heart Failure Morbidity and Mortality in a South American Community Hospital.” *Congestive Heart Failure (Greenwich, Conn.)* 13 (5): 263–66. <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/17917492>.
- Diez Roux, A V, S S Merkin, D Arnett, L Chambless, M Massing, F J Nieto, P Sorlie, M

-
- Szklo, H A Tyroler, and R L Watson. 2001. "Neighborhood of Residence and Incidence of Coronary Heart Disease." *The New England Journal of Medicine* 345 (2): 99–106. doi:10.1056/NEJM200107123450205.
- Dockery, DW. 2001. "Fine Particulate Air Pollution: Smoke and Mirrors of the 90s or Hazard of the New Millennium?" *Clean Air and Environmental Quality* 35 (1). Clean Air Society of Australia and New Zealand: 31.
<http://search.informit.com.au/documentSummary;dn=175120906089574;res=IELENG>.
- Doyon, Bernard, Diane Bélanger, and Pierre Gosselin. 2008. "The Potential Impact of Climate Change on Annual and Seasonal Mortality for Three Cities in Québec, Canada." *International Journal of Health Geographics* 7 (1). BioMed Central: 23. doi:10.1186/1476-072X-7-23.
- Dzau, Victor J, Elliott M Antman, Henry R Black, David L Hayes, JoAnn E Manson, Jorge Plutzky, Jeffrey J Popma, and William Stevenson. 2006. "The Cardiovascular Disease Continuum Validated: Clinical Evidence of Improved Patient Outcomes: Part I: Pathophysiology and Clinical Trial Evidence (Risk Factors through Stable Coronary Artery Disease)." *Circulation* 114 (25): 2850–70. doi:10.1161/CIRCULATIONAHA.106.655688.
- Ehrmann Feldman, D. 2004. "Seasonal Congestive Heart Failure Mortality and Hospitalisation Trends, Quebec 1990-1998." *Journal of Epidemiology & Community Health* 58 (2): 129–30. doi:10.1136/jech.58.2.129.
- Ezzati, Majid, Alan D Lopez, Anthony Rodgers, Stephen Vander Hoorn, and Christopher JL Murray. 2002. "Selected Major Risk Factors and Global and Regional Burden of Disease." *The Lancet* 360 (9343): 1347–60. doi:10.1016/S0140-6736(02)11403-6.
- Fares, Auda. 2013. "Winter Cardiovascular Diseases Phenomenon." *North American Journal of Medical Sciences* 5 (4): 266–79. doi:10.4103/1947-2714.110430.
- Gallerani, Massimo, Benedetta Boari, Fabio Manfredini, and Roberto Manfredini. 2011. "Seasonal Variation in Heart Failure Hospitalization." *Clinical Cardiology* 34 (6): 389–94. doi:10.1002/clc.20895.
- Gamble, John-Michael, Dean T Eurich, Justin A Ezekowitz, Padma Kaul, Hude Quan, and Finlay A McAlister. 2011. "Patterns of Care and Outcomes Differ for Urban versus Rural Patients with Newly Diagnosed Heart Failure, Even in a Universal Healthcare System." *Circulation. Heart Failure* 4 (3): 317–23. doi:10.1161/CIRCHEARTFAILURE.110.959262.
- Gauthier, J., J. Morais, and L. Mallet. 2005. "Impact Des Vagues de Chaleur En Gériatrie et Risques Associés Aux Médicaments." *Pharmactuel* 38 (3): 123–33.
- Gauvin, Lise, and Clément Dassa. 2004. "L'analyse multiniveaux : avancées récentes et retombées anticipées pour l'étude des inégalités sociales et de santé." *Santé, Société et Solidarité* 3 (2). Persée - Portail des revues scientifiques en SHS: 187–95. doi:10.3406/oss.2004.1010.
-

-
- Geran, L., P. Tully, P. Wood, and B. Thomas. 2005. "Comparability of ICD-10 and ICD-9 for Mortality Statistics in Canada." *Statistics Canada*.
<http://www.statcan.gc.ca/pub/84-548-x/84-548-x2005001-eng.htm>.
- Giroux, J.X. 2011. "Exploration de L'effet de La Météorologie Sur La Survenue de Journées Avec Valeurs Extrêmes de Consultations Aux Urgences Pour Problèmes Cardiovasculaires Ou D'hospitalisations Pour Traumatismes Dans La Région de Montréal (Canada) de 1988 À 2008." Institut national de la recherche scientifique.
- Go, Alan S, Dariush Mozaffarian, Véronique L Roger, Emelia J Benjamin, Jarett D Berry, William B Borden, Dawn M Bravata, et al. 2013. "Heart Disease and Stroke Statistics--2013 Update: A Report from the American Heart Association." *Circulation* 127 (1): e6–245. doi:10.1161/CIR.0b013e31828124ad.
- Goldstein, H. 2010. *Multilevel Statistical Models*. 4th ed. Wiley.
- Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat. 2013. "Changements Climatiques 2013: Les Éléments Scientifiques. Résumé de L'intention Des Décideurs." https://www.ipcc.ch/pdf/assessment-report/ar5/wg1/WG1AR5_SPM_brochure_fr.pdf.
- Guo, Yuming, Shanshan Li, Yanshen Zhang, Ben Armstrong, Jouni J K Jaakkola, Shilu Tong, and Xiaochuan Pan. 2013. "Extremely Cold and Hot Temperatures Increase the Risk of Ischaemic Heart Disease Mortality: Epidemiological Evidence from China." *Heart (British Cardiac Society)* 99 (3): 195–203. doi:10.1136/heartjnl-2012-302518.
- Hawkins, N.M., P.S. Jhund, J.J.M. McMurray, and S. Capewell. 2012. "Heart Failure and Socioeconomic Status: Accumulating Evidence of Inequality." *European Journal of Heart Failure*. doi:10.1093/eurjhf/hfr168
<<http://dx.doi.org/10.1093/eurjhf/hfr168>>).
- Huang, Jixia, Jinfeng Wang, and Weiwei Yu. 2014. "The Lag Effects and Vulnerabilities of Temperature Effects on Cardiovascular Disease Mortality in a Subtropical Climate Zone in China." *International Journal of Environmental Research and Public Health* 11 (4): 3982–94. doi:10.3390/ijerph110403982.
- Inglis, Sally C, Robyn A Clark, Sepehr Shakib, Denis T Wong, Payman Molaee, David Wilkinson, and Simon Stewart. 2008. "Hot Summers and Heart Failure: Seasonal Variations in Morbidity and Mortality in Australian Heart Failure Patients (1994-2005)." *European Journal of Heart Failure* 10 (6): 540–49.
doi:10.1016/j.ejheart.2008.03.008.
- Institut canadien d'information sur la santé. 2015. "Principaux Coûts Des Séjours En Soins de Courte Durée En 2012-2013: Fiche D'information." https://www.cihi.ca/fr/cad_costingdata_infosheet14_fr.pdf.
- Institut de la statistique du Québec. 2009. "Perspectives Démographiques Du Québec et Des Régions, 2006-2056." Québec, Québec, Canada.
<http://www.stat.gouv.qc.ca/statistiques/population-demographie/perspectives/perspectives-2006-2056.pdf>.
-

-
- Intergovernmental panel on climate change. 2014. "Climate Change 2014. Impacts, Adaptation, and Vulnerability. Part A: Global and Sectoral Aspects." www.cambridge.org/9781107641655.
- Intergovernmental panel on climate change. 2013. "Climate Change 2013: The Physical Science Basis." http://www.climatechange2013.org/images/report/WG1AR5_ALL_FINAL.pdf.
- Jonkman, Sebastiaan N, and Ilan Kelman. 2005. "An Analysis of the Causes and Circumstances of Flood Disaster Deaths." *Disasters* 29 (1): 75–97. doi:10.1111/j.0361-3666.2005.00275.x.
- Jorge, Jose Eduardo Loureiro, Mauricio Cagy, Evandro Tinoco Mesquita, Thiago L M da Costa, Samuel Datum Moscovitch, and Maria Luiza Garcia Rosa. 2009. "Seasonal Variation in Hospitalizations due to Heart Failure in Niterói City, Southeastern Brazil." *Revista de Saúde Pública* 43 (3): 555–57. <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/19347176>.
- Keatinge, W.R. 2002. "Winter Mortality and Its Causes." *International Journal of Circumpolar Health*, no. 61: 292–99.
- Kenny, Glen P, Jane Yardley, Candice Brown, Ronald J Sigal, and Ollie Jay. 2010. "Heat Stress in Older Individuals and Patients with Common Chronic Diseases." *CMAJ : Canadian Medical Association Journal = Journal de l'Association Medicale Canadienne* 182 (10): 1053–60. doi:10.1503/cmaj.081050.
- Kilbourne, E M. 1999. "The Spectrum of Illness during Heat Waves." *American Journal of Preventive Medicine* 16 (4): 359–60. <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/10493296>.
- Kolb, Stefanie, Katja Radon, Marie-France Valois, Léa Héguy, and Mark S Goldberg. 2007. "The Short-Term Influence of Weather on Daily Mortality in Congestive Heart Failure." *Archives of Environmental & Occupational Health* 62 (4): 169–76. doi:10.3200/AEOH.62.4.169-176.
- Krousel-Wood, Marie A, Tareq Islam, Paul Muntner, Erin Stanley, Ashli Phillips, Larry S Webber, Edward D Frohlich, and Richard N Re. 2008. "Medication Adherence in Older Clinic Patients with Hypertension after Hurricane Katrina: Implications for Clinical Practice and Disaster Management." *The American Journal of the Medical Sciences* 336 (2): 99–104. doi:10.1097/MAJ.0b013e318180f14f.
- Lavie, Carl J, Thomas C Gerber, and William L Lanier. 2009. "Hurricane Katrina: The Infarcts beyond the Storm." *Disaster Medicine and Public Health Preparedness* 3 (3). Cambridge University Press: 131–35. doi:10.1097/DMP.0b013e3181bab1d4.
- Lawrence, M.G. 2005. "The Relationship between Relative Humidity and the Dewpoint Temperature in Moist Air: A Simple Conversion and Applications." *Bulletin of the American Meteorological Society* 86 (2): 225–33. doi:10.1175/BAMS-86-2-225.
- Le Devoir. 2012. "Exagéré Ou Non, Le Facteur Humidex?" <http://www.ledevoir.com/societe/actualites-en-societe/353121/exagere-ou-non-le->
-

facteur-humidex.

- Lebel, G., D. Busque, M. Therrien, P. Walsh, J. Paradis, M.P. Brault, and M. Canuel. 2012. "Bilan de La Qualité de L'air Au Québec En Lien Avec La Santé, 1975-2009." https://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/1432_BilanQualiteAirQcLienSante1975-2009.pdf.
- Lee, Douglas S, Helen Johansen, Yanyan Gong, Ruth E Hall, Jack V Tu, and Jafna L Cox. 2004. "Regional Outcomes of Heart Failure in Canada." *The Canadian Journal of Cardiology* 20 (6): 599–607. <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/15152289>.
- Liang, K.Y., and S.L. Zeger. 1986. "Longitudinal Data-Analysis Using Generalized Linear-Models." *Biometrika* 73 (1): 13–22.
- Lim, Youn-Hee, Ho Kim, and Yun-Chul Hong. 2013. "Variation in Mortality of Ischemic and Hemorrhagic Strokes in Relation to High Temperature." *International Journal of Biometeorology* 57 (1): 145–53. doi:10.1007/s00484-012-0542-x.
- Luber, G., and J. Lemery. 2015. "Global Climate Change and Human Health: From Science to Practice." In , 672. Jossey-Bass.
- Martínez-Sellés, Manuel, José A García Robles, Luis Prieto, José A Serrano, Roberto Muñoz, Elisa Frades, and Jesús Almendral. 2002. "Annual Rates of Admission and Seasonal Variations in Hospitalizations for Heart Failure." *European Journal of Heart Failure* 4 (6): 779–86. <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/12453550>.
- McGeehin, M A, and M Mirabelli. 2001. "The Potential Impacts of Climate Variability and Change on Temperature-Related Morbidity and Mortality in the United States." *Environmental Health Perspectives* 109 Suppl (May): 185–89. <http://www.pubmedcentral.nih.gov/articlerender.fcgi?artid=1240665&tool=pmcentrez&rendertype=abstract>.
- Medina-Ramón, Mercedes, Robert Goldberg, Steven Melly, Murray A Mittleman, and Joel Schwartz. 2008. "Residential Exposure to Traffic-Related Air Pollution and Survival after Heart Failure." *Environmental Health Perspectives* 116 (4): 481–85. doi:10.1289/ehp.10918.
- Météo France. 2016. "La Pression." <http://www.meteofrance.fr/prevoir-le-temps/observer-le-temps/parametres-observe/pression>.
- MétéoMédia. 2016. "Humidité." <http://legacyweb.meteomedia.com/index.php?product=glossary&placecode=caab0049&pagecontent=humidite>.
- Middleton, Nicos, Panayiotis Yiallourous, Savvas Kleanthous, Ourania Kolokotroni, Joel Schwartz, Douglas W Dockery, Phil Demokritou, and Petros Koutrakis. 2008. "A 10-Year Time-Series Analysis of Respiratory and Cardiovascular Morbidity in Nicosia, Cyprus: The Effect of Short-Term Changes in Air Pollution and Dust Storms." *Environmental Health : A Global Access Science Source* 7 (January): 39. doi:10.1186/1476-069X-7-39.

-
- Miller, Kristin A., David S. Siscovick, Lianne Sheppard, Kristen Shepherd, Jeffrey H. Sullivan, Garnet L. Anderson, and Joel D. Kaufman. 2009. "Long-Term Exposure to Air Pollution and Incidence of Cardiovascular Events in Women," October. Massachusetts Medical Society.
<http://www.nejm.org/doi/full/10.1056/NEJMoa054409>.
- Milojevic, Ai, Paul Wilkinson, Ben Armstrong, Krishnan Bhaskaran, Liam Smeeth, and Shakoor Hajat. 2014. "Short-Term Effects of Air Pollution on a Range of Cardiovascular Events in England and Wales: Case-Crossover Analysis of the MINAP Database, Hospital Admissions and Mortality." *Heart (British Cardiac Society)* 100 (14): 1093–98. doi:10.1136/heartjnl-2013-304963.
- Muggeo, Vito M R. 2008. "Modeling Temperature Effects on Mortality: Multiple Segmented Relationships with Common Break Points." *Biostatistics (Oxford, England)* 9 (4): 613–20. doi:10.1093/biostatistics/kxm057.
- National Assessment Synthesis Team. 2001. "Climate Change Impacts on the United States: The Potential Consequences of Climate Variability and Change."
<http://agecon2.tamu.edu/people/faculty/mccarl-bruce/papers/906.pdf>.
- Ngom, R., P. Gosselin, C. Blais, and L. Rochette. 2013. "Adaptation to Climate Change in Environmental Health through Primary Prevention: An Applied Example with Green Spaces for Urbanized Regions in the Province of Quebec." In *XVth International Medical Geography Symposium*. Michigan, United States.
- O'Quigley, John, Ronghui Xu, and Janez Stare. 2005. "Explained Randomness in Proportional Hazards Models." *Statistics in Medicine* 24 (3): 479–89. doi:10.1002/sim.1946.
- Ogawa, Muneyoshi, Fumitaka Tanaka, Toshiyuki Onoda, Masaki Ohsawa, Kazuyoshi Itai, Toshiaki Sakai, Akira Okayama, and Motoyuki Nakamura. 2007. "A Community Based Epidemiological and Clinical Study of Hospitalization of Patients With Congestive Heart Failure in Northern Iwate, Japan." *Circulation Journal* 71 (4): 455–59. doi:10.1253/circj.71.455.
- Oktay, Cem, Jeffrey H Luk, John R Allegra, and Levent Kusoglu. 2009. "The Effect of Temperature on Illness Severity in Emergency Department Congestive Heart Failure Patients." *Annals of the Academy of Medicine, Singapore* 38 (12): 1081–84.
<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/20052444>.
- ORNL DAAC. 2016. "About ORNL DAAC." https://daac.ornl.gov/about_us.shtml.
- Ouranos. 2015. "Vers L'adaptation. Synthèse Des Connaissances Sur Les Changements Climatiques Au Québec. Partie 1 : Évolution Climatique Au Québec. Édition 2015." Montréal, Québec (Canada). <https://ouranos.ca/wp-content/uploads/2016/02/SynthesePartie1.pdf>.
- Pampalon, R, and G Raymond. 2000. "A Deprivation Index for Health and Welfare Planning in Quebec." *Chronic Diseases in Canada* 21 (3): 104–13.
<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/11082346>.
-

-
- Pampalon, R., D. Hamel, and G. Raymond. 2004. "Indice de Défavorisation Pour L'étude de La Santé et Du Bien-Être Au Québec - Mise À Jour 2001." https://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/295-IndiceDefavorisation_2001.pdf.
- Philibert, Mathieu D., and Mylène Riva. 2011. "Contribution de la géographie quantitative à l'étude des inégalités sociales de santé." *Cahiers de géographie du Québec* 55 (156). Département de géographie de l'Université Laval: 343. doi:10.7202/1008884ar.
- Pickett, K.E., and M. Pearl. 2001. "Multilevel Analyses of Neighbourhood Socioeconomic Context and Health Outcomes: A Critical Review." *J Epidemiol Community Health* 55 (2): 111–22.
- Pinheiro, J., D. Bates, S. DebRoy, D. Sarkar, S. Heisterkamp, and Willigen B.V. 2016. "Linear and Nonlinear Mixed Effects Models." <https://cran.r-project.org/web/packages/nlme/nlme.pdf>.
- Piver, W T, M Ando, F Ye, and C J Portier. 1999. "Temperature and Air Pollution as Risk Factors for Heat Stroke in Tokyo, July and August 1980-1995." *Environmental Health Perspectives* 107 (11): 911–16. <http://www.pubmedcentral.nih.gov/articlerender.fcgi?artid=1566706&tool=pmcentrez&rendertype=abstract>.
- Pope, C Arden, Richard T Burnett, George D Thurston, Michael J Thun, Eugenia E Calle, Daniel Krewski, and John J Godleski. 2004. "Cardiovascular Mortality and Long-Term Exposure to Particulate Air Pollution: Epidemiological Evidence of General Pathophysiological Pathways of Disease." *Circulation* 109 (1): 71–77. doi:10.1161/01.CIR.0000108927.80044.7F.
- Portier, C.J., K. Thigpen Tart, S.R. Carter, C.H. Dilworth, A.E. Grambsch, J. Gohlke, J. Hess, et al. 2010. "A Human Health Perspective on Climate Changes: A Report Outlining the Research Needs on the Human Health Effects of Climate Change." https://www.niehs.nih.gov/health/materials/a_human_health_perspective_on_climate_change_full_report_508.pdf.
- Rabe-Hesketh, S., and A. Skrondal. 2008. *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*. Second. Stata Press.
- Raftery, A.E. 1995. "Bayesian Model Selection in Social Research." *Sociological Methodology* 25: 111–63.
- Rey, G., A. Fouillet, E. Jouglu, and D. Hémon. 2007. "Vagues de Chaleur, Fluctuations Ordinaires Des Températures et Mortalité En France Depuis 1971." Edited by Institut national d'études démographiques (INED). *Population* 62: 192.
- Riva, Mylène, Lise Gauvin, and Tracie A Barnett. 2007. "Toward the next Generation of Research into Small Area Effects on Health: A Synthesis of Multilevel Investigations Published since July 1998." *Journal of Epidemiology and Community Health* 61 (10): 853–61. doi:10.1136/jech.2006.050740.
- Ryan, L. 2015. "Environmetrics in the Big Data Era." In *Conference of The International*

Environmetrics Society. United Arab Emirates University, Al-Aïn.

- Santé Canada. 2011. “Lignes Directrices À L’intention Des Travailleurs de La Santé Pendant Les Périodes de Chaleur Accablante : Un Guide Technique.” http://www.hc-sc.gc.ca/ewh-semt/alt_formats/pdf/pubs/climat/workers-guide-travailleurs/extreme-heat-chaleur-accablante-fra.pdf.
- Schwartz, J., J.M. Samet, and J.A. Patz. 2004. “Hospital Admissions for Heart Disease: The Effects of Temperature and Humidity.” *Epidemiol* 15 (6): 755–61. doi:10.1097/01.ede.0000134875.15919.0f.
- Shah, Anoop S V, Jeremy P Langrish, Harish Nair, David A McAllister, Amanda L Hunter, Ken Donaldson, David E Newby, and Nicholas L Mills. 2013. “Global Association of Air Pollution and Heart Failure: A Systematic Review and Meta-Analysis.” *Lancet (London, England)* 382 (9897): 1039–48. doi:10.1016/S0140-6736(13)60898-3.
- Smargiassi, Audrey, Khalid Berrada, Isabel Fortier, and Tom Kosatsky. 2006. “Traffic Intensity, Dwelling Value, and Hospital Admissions for Respiratory Disease among the Elderly in Montreal (Canada): A Case-Control Analysis.” *Journal of Epidemiology and Community Health* 60 (6): 507–12. doi:10.1136/jech.2005.037044.
- Statistique Canada. 2016. “Fichier de Conversion Des Codes Postaux MO plus (FCCP+) (82F0086X).” <http://www5.statcan.gc.ca/olc-cel/olc.action?objId=82F0086X&objType=2&lang=fr&limit=0>.
- Statistiques Canada. 2015a. “Aire de Diffusion (AD).” <http://www.statcan.gc.ca/pub/92-195-x/2011001/geo/da-ad/da-ad-fra.htm>.
- Statistique Canada. 2015b. “Secteur de Recensement (SR).” <http://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2011/ref/dict/geo013-fra.cfm>.
- Stewart, Simon, Kate McIntyre, Simon Capewell, and John J.V McMurray. 2002. “Heart Failure in a Cold Climate.” *Journal of the American College of Cardiology* 39 (5): 760–66. doi:10.1016/S0735-1097(02)01685-6.
- Suzuki, Shunji, Susumu Sakamoto, Masanobu Koide, Hideki Fujita, Hiroya Sakuramoto, Tatsumi Kuroda, Taigo Kintaka, and Takefumi Matsuo. 1997. “Hanshin-Awaji Earthquake as a Trigger for Acute Myocardial Infarction.” *American Heart Journal* 134 (5). Elsevier: 974–77. doi:10.1016/S0002-8703(97)80023-3.
- Tarkiainen, Lasse, Pekka Martikainen, Mikko Laaksonen, and Alastair H Leyland. 2010. “Comparing the Effects of Neighbourhood Characteristics on All-Cause Mortality Using Two Hierarchical Areal Units in the Capital Region of Helsinki.” *Health & Place* 16 (2): 409–12. doi:10.1016/j.healthplace.2009.10.008.
- Theall, Katherine P, Richard Scribner, Stephanie Broyles, Qingzhao Yu, Jigar Chotalia, Neal Simonsen, Matthias Schonlau, and Bradley P Carlin. 2011. “Impact of Small Group Size on Neighbourhood Influences in Multilevel Models.” *Journal of Epidemiology and Community Health* 65 (8): 688–95.

doi:10.1136/jech.2009.097956.

- Tian, Zhaoxing, Shanshan Li, Jinliang Zhang, Jouni J K Jaakkola, and Yuming Guo. 2012. "Ambient Temperature and Coronary Heart Disease Mortality in Beijing, China: A Time Series Study." *Environmental Health : A Global Access Science Source* 11 (January): 56. doi:10.1186/1476-069X-11-56.
- Toutant, Steve, Pierre Gosselin, Diane Bélanger, Ray Bustinza, and Sonia Rivest. 2011. "An Open Source Web Application for the Surveillance and Prevention of the Impacts on Public Health of Extreme Meteorological Events: The SUPREME System." *International Journal of Health Geographics* 10 (January): 39. doi:10.1186/1476-072X-10-39.
- Tremblay, M. 2003. "Du Refroidissement Éolien et Du Facteur Humidex (Critique Des Indices)." <https://ptaff.ca/humidex/>.
- Weinbacher, M., B. Martina, T. Bart, J. Drewe, P. Gasser, and K. Gyr. 1996. "Blood Pressure and Atmospheric Pressure." *Annals of the New York Academy of Sciences* 783 (1 Neuroprotecti): 335–36. doi:10.1111/j.1749-6632.1996.tb26737.x.
- World Health Organization. 2008. "Protecting Health from Climate Change - World Health Day 2008." Switzerland. http://www.who.int/world-health-day/toolkit/report_web.pdf.
- Ye, F, W T Piver, M Ando, and C J Portier. 2001. "Effects of Temperature and Air Pollutants on Cardiovascular and Respiratory Diseases for Males and Females Older than 65 Years of Age in Tokyo, July and August 1980-1995." *Environmental Health Perspectives* 109 (4): 355–59. <http://www.pubmedcentral.nih.gov/articlerender.fcgi?artid=1240275&tool=pmcentrez&rendertype=abstract>.
- Yen, Irene H, Yvonne L Michael, and Leslie Perdue. 2009. "Neighborhood Environment in Studies of Health of Older Adults: A Systematic Review." *American Journal of Preventive Medicine* 37 (5): 455–63. doi:10.1016/j.amepre.2009.06.022.
- Zanobetti, Antonella, Marie S O'Neill, Carina J Gronlund, and Joel D Schwartz. 2012. "Summer Temperature Variability and Long-Term Survival among Elderly People with Chronic Disease." *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America* 109 (17): 6608–13. doi:10.1073/pnas.1113070109.
- Zanobetti, Antonella, Marie S O'Neill, Carina J Gronlund, and Joel D Schwartz. 2013. "Susceptibility to Mortality in Weather Extremes: Effect Modification by Personal and Small-Area Characteristics." *Epidemiology (Cambridge, Mass.)* 24 (6): 809–19. doi:10.1097/01.ede.0000434432.06765.91.

8 ANNEXES

8.1 ANNEXE 1 : Informations sur les données sanitaires et météorologiques

- Précisions sur les conditions médicales et les médicaments

Variables	Codes
HTA ¹	CIM-9 : 401-405; CIM-10 : I10-I13, I15
Diabète ²	CIM-9 : 250; CIM-10 : E10-E14
Antécédents de coronaropathies	CIM-9 : 410-414; CIM-10 : I20-I25
Médicaments considérés à partir de la classe, sous-classe et sous-sous-classe (codes AHFS) ou du code de dénomination commune (codes DIN) de la liste des médicaments de la RAMQ ³⁻⁴	SYSTÈME CARDIOVASCULAIRE
	Codes AHFS : • <i>Cardiotropes (24:04)</i> : 24:04.04 (Antiarythmiques) 24:04.08 (Cardiotoniques) • <i>Vasodilatateurs (24:12)</i> : 24:12.08 (Nitrates et nitrites); 24:12.92 (Divers vasodilatateurs) • <i>Bloquants beta-adrénergiques (24:24)</i> • <i>Bloquants du canal calcique (24:28)</i> : 24:28.08 (dihydropyridines); 24:28.92 (divers bloquants du canal calcique) • <i>Inhibiteurs du système rénine-angiotensine-aldostérone (24:32)</i> : 24:32.04 (inhibiteurs de l'enzyme de conversion de l'angiotensine (IECA)); 24:32.08 (antagonistes des récepteurs de l'angiotensine II) • <i>Antithrombotiques (20:12)</i> : 20:12.04 (Anticoagulants); 20:12.18 (Antiagrégants plaquettaires)
	Codes DIN : • 02312441, 02358808 (<i>Dabigatran etexilate</i>) • 02412942, 02252767, 02416387, 02394820, 02400553, 02385813, 02303027, 02415550, 02422255, 02408910, 02351536, 02238682, 02348004, 02379813, 02388529, 02359316, 02293161 (<i>Clopidogrel</i>) • 02242119 (<i>dipyridamole/acétylsalicylique (acide)</i>)
	SYSTÈME RÉNAL Codes AHFS : • <i>Diurétiques (40:28)</i> : 40:28.08 (diurétiques de l'anse); 40:28.16 (diurétiques épargneurs de potassium); 40:28.20 (diurétiques thiazidiques); 40:28.24 (diurétiques apparentés aux thiazidiques); 40:28.92 (autres diurétiques); 24:32.20 (antagonistes des récepteurs de l'aldostérone) Codes DIN : • 02323052 (<i>Éplérénone</i>)
	SYSTÈME NERVEUX CENTRAL Codes AHFS : • <i>Anticonvulsivants (28:12)</i> : 28:12.04 (Barbituriques); 28:12.08 (Benzodiazépines); 28:12.12 (Hydantoïnes); 28:12.20 (Succinimides); 28:12.92 (Divers anticonvulsivants) • <i>Psychotropes (28:16)</i> : 28:16.04 (Antidépresseurs); 28:16.08 (Antipsychotiques)

	• <i>Antiparkinsoniens (28:36)</i> : 28:36.04 (Adamantanes); 28:36.08 (Anticholinergiques); 28:36.12 (Inhibiteurs de la catéchol-O-méthyltransférase); 28:36.16 (Précurseurs de la dopamine); 28:36.20 (Agonistes de la dopamine); 28:36.32 (Inhibiteurs de la monoamine oxydase de type B); 28:36.92 (Autres antiparkinsoniens) • <i>Autres psychotropes (28:28)</i> (Lithium) Codes DIN : • 02242837, 00461733, 02013231, 02237441, 02237006, 02216132, 02242838, 00236683, 00406775, 02237442, 02237007, 02216140, 02011239, 02237443, 02237008, 02216159, 02074834 (<i>Lithium</i>) • 02362260, 02232043, 02269457, 02400561, 02412853, 02397595, 02397617, 02402645, 02416417, 02420597, 02404419, 02416948, 02402092, 02359472, 02322331, 02381508, 02412918, 02328666, 02367688, 02428482, 02340607, 02362279, 02232044, 02269465, 02400588, 02412861, 02397609, 02397625, 02402653, 02416425, 02420600, 02404427, 02416956, 02402106, 02359480, 02322358, 02381516, 02412934, 02328682, 02367696, 02428490, 02340615 (<i>Donépézil</i>)
--	---

¹ L'hypertension artérielle est définie selon deux diagnostics ou plus inscrits au fichier des services médicaux rémunérés à l'acte à l'intérieur d'une période de 2 ans ou par un diagnostic (principal ou secondaire) enregistré au fichier MED-ÉCHO (Quan et al., 2009; Tu et al., 2007).

² Le diabète est défini selon deux diagnostics de diabète ou plus inscrits au fichier des services médicaux rémunérés à l'acte à l'intérieur de 2 ans ou par un diagnostic (principal ou secondaire) de diabète enregistré au fichier MED-ÉCHO (≥ 1 an).

³ Exclusions : a) médicaments (Rx) d'exception, sauf si retenus explicitement dans Blachère et al. (2012); b) Rx pour hypertension, car non retenus par Blachère et al. (2012); c) acide acétylsalicylique (Aspirine), considérés par Blachère et al. (2012) sous les antiplaquettaires, mais non inclus dans liste des médicaments de la RAMQ – sous-estimation attendue pour les antiplaquettaires.

⁴ https://www.prod.ramq.gouv.qc.ca/DPI/PO/Commun/PDF/Liste_Med/Liste_Med/liste_med_cor1_2015_02_02_fr.pdf.

• Formules pour le calcul de l'humidité relative

Le choix d'une formule pour calculer l'humidité relative dépend des données disponibles. Dans cette étude, ces deux formules donnant des résultats équivalents ont été utilisées.

1. Lorsque le SR ou la SDR est en partie ou totalement dans une tuile Daymet utilisable, la valeur d'humidité relative (en %, HR%) était calculée à partir de la pression de vapeur (p_v ; p_{v_s} : *pression de vapeur saturée*) via la formule suivante (où T est la température) :

$$HR\% = (p_v / p_{v_s}) * 100 \text{ où } p_{v_s} = 6.1094 \exp\left(\frac{17.625 * T}{243.04 + T}\right) \text{ (Eqn 6 dans Lawrence 2005)}$$

2. Lorsque le SR ou la SDR n'est pas dans une tuile Daymet utilisable et que la variable humidité était manquante, cette dernière était estimée avec le point de rosée (pr) via la formule suivante (où T est la température) :

$$HR\% = 100 * \left(\exp\left(\frac{17.625 * pr}{243.04 + pr}\right) / \exp\left(\frac{17.625 * T}{243.04 + T}\right) \right)$$

(obtenue à partir de Eqn 8 dans Lawrence 2005)

- **Statistiques sur les données météorologiques**

Variables météorologiques			SR (^A)	SDR (^A)
Tmoy	Total		6365195 (54,27%)	5364157 (45,73%)
	DayMet		5930455 (93,17%)	4620185 (86,13%)
	Climat-Québec		434740 (06,83%)	743972 (13,87%)
Humidité	Total		6365195 (54,27%)	5364157 (45,73%)
	DayMet		5930455 (93,17%)	4620185 (86,13%)
	Total		434369 (06,82%)	743305 (13,86%)
	1		424306 (97,68%)	717668 (96,55%)
	Climat-	2	0 (00,00%)	19 (00,00%)
	Québec	3	9342 (02,15%)	10079 (01,36%)
		4	1 (00,00%)	4 (00,00%)
		5	720 (00,17%)	15535 (02,09%)
Pression	Total		6966720 (52,48%)	6308752 (47,52%)
	DayMet		0 (00,00%)	0 (00,00%)
	Climat-Québec		6966720 (100,00%)	6308752 (100,00%)

^A Les pourcentages en « vert » représentent la distribution des données entre les SR et les SDR; en « bleu », la distribution des données entre Daymet et ClimatQuébec; et en « orange », la distribution des données entre les cinq choix pour le calcul de l'humidité relative avec Climat-Québec. Ces choix sont : (1) Humidité relative de la même station que la température moyenne (Tmoy). (2) Point de rosée de la même station que la Tmoy. (3) Humidité relative d'une station à 10 km ou moins de la SR ou SDR. (4) Point de rosée d'une station à 10 km ou moins de la SR ou SDR. (5) Humidité relative de la station la plus près (plus de 10 km).

- **Statistiques sur les données de PM_{2,5}**

Mesures	SR de la RMR de Montréal	SR de la RMR de Québec
Valeurs horaires (1)	4046593 (87,95%)	785283 (87,97%)
Valeurs journalières (2)	127569 (02,77%)	7875 (00,88%)
Valeurs manquantes (3)	426650 (09,27%)	99466 (11,14%)

(1) Moyenne des valeurs horaires de la station horaire la plus près à une distance maximale de 30 km. (2) Valeur journalière la plus près (stations avec données sur 24 h aux 6 jours) à une distance maximale de 30 km, (3) Valeur considérée manquante en l'absence d'informations adéquates.

8.2 ANNEXE 2 : Résumé détaillé des analyses statistiques effectuées dans le cadre du projet E5 (D. Talbot, PhD. 4 avril 2016)

8.2.1 Introduction

L'objectif de ce document est de présenter de façon concise et complète :

1. La démarche suivie pour effectuer les analyses statistiques reliées au projet E5;
2. Les analyses statistiques effectuées;
3. Les résultats produits par ces analyses.

Il importe d'abord de mentionner que la base de données utilisée dans le cadre du projet E5 est massive : on dispose d'informations quotidiennes sur plusieurs années (de 2001 à 2011) concernant des milliers de personnes (112 878), résultant en un fichier de données comprenant des millions de lignes (une ligne par sujet par journée d'observation). Le fait de travailler avec une base de données aussi massive conduit à une augmentation importante du temps nécessaire pour exécuter des analyses statistiques. Alors que le calcul de statistiques descriptives simples, comme un calcul de moyenne ou de fréquence, se fait presque instantanément sur un fichier de taille modeste, ces opérations peuvent prendre quelques minutes sur le fichier utilisé pour le projet E5. De même, des analyses statistiques complexes pouvant déjà prendre quelques minutes à être exécutées sur un fichier de taille modeste requièrent plutôt plusieurs heures, voire plusieurs jours, sur une base comprenant des millions de lignes.

C'est ainsi qu'il a été décidé d'effectuer des analyses préliminaires sur une base de données réduite constituée de 10 % des sujets de la base originale, choisis aléatoirement, en raison des contraintes de temps. Ces analyses préliminaires devaient servir à explorer différents modèles statistiques possibles pour répondre aux objectifs du projet. Les modèles choisis à l'aide des analyses préliminaires seraient par la suite ajustés sur la base de données complète afin d'obtenir des résultats finaux. Les analyses descriptives pouvant tout de même être réalisées en un temps raisonnable sur la base complète, il a rapidement été décidé de ne considérer que les analyses descriptives produites en utilisant la base complète. Occasionnellement, certaines analyses préliminaires relativement simples ont été réalisées à la fois sur la base réduite et sur la base complète afin de valider la fiabilité des décisions prises en utilisant la base réduite.

Le reste du présent document se divise en trois sections principales. La section 8.2.2 présente les résultats des analyses descriptives effectuées sur la base complète. La section 8.2.3 présente les analyses statistiques préliminaires. La section 8.2.4 présente les analyses finales réalisées sur la base complète. Chaque section est par ailleurs divisée en deux sous-sections : l'une pour les analyses principales portant sur l'ensemble du Québec et l'autre pour les sous-analyses réalisées sur les données des RMR de Québec et de Montréal concernant les PM_{2.5}.

8.2.2 Analyses descriptives sur la base de données complète

Comme mentionné précédemment, il a rapidement été décidé de ne considérer que les analyses descriptives réalisées sur la base de données complètes.

Nous avons d'abord réalisé des analyses descriptives univariées, telles que des calculs de moyennes, d'écarts-types, des quartiles ou des fréquences. Une première série d'analyses descriptives a été réalisée sur l'ensemble des lignes du fichier. Bien qu'un même sujet puisse ainsi contribuer plusieurs fois à chaque calcul, ces analyses permettaient de décrire la base de données telle qu'utilisée pour les analyses statistiques. Une seconde série d'analyses descriptives a été réalisée afin de décrire les participants à leur premier jour de suivi considéré pour la présente étude.

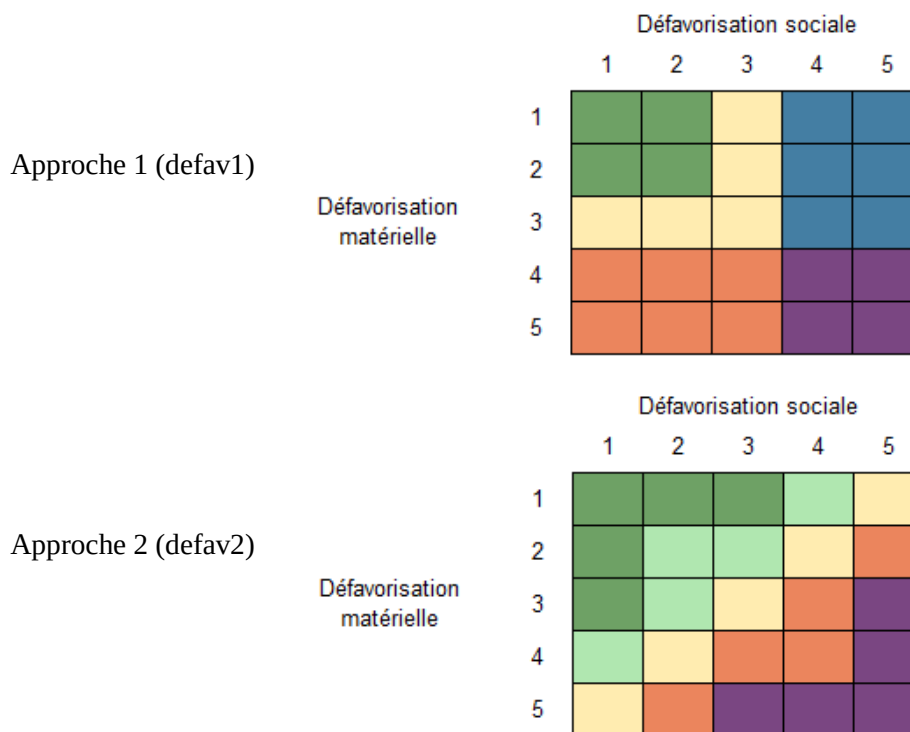
Ces dernières analyses donnent un portrait plus juste des sujets de la cohorte considérée pour l'étude.

Des analyses descriptives bivariées ont également été réalisées afin d'étudier les associations entre certaines paires de variables. Notamment, ces analyses descriptives ont permis d'étudier l'association entre la survenue d'un événement d'insuffisance cardiaque et différents prédicteurs. Elles ont également servi à vérifier si certaines variables explicatives étaient fortement associées entre elles. Dans un tel cas, il est généralement préférable d'effectuer une sélection de variables afin d'éviter le problème statistique de multicollinéarité qui peut engendrer une inflation de la variance des paramètres des modèles et, ainsi, réduire la précision des estimations obtenues. Ces analyses bivariées n'ont été réalisées que sur la base de données complète formée de toutes les lignes.

La section 8.2.2.1 présente les analyses descriptives se rapportant à l'analyse principale, alors que la section 8.2.2.2 présente les analyses descriptives concernant la sous-analyse réalisée sur les données des RMR de Québec et de Montréal concernant les PM_{2.5}.

Combinaison des variables de défavorisation

En raison des données manquantes présentes pour les variables de défavorisation matérielle et sociale, nous avons considéré de créer une nouvelle catégorie correspondant à la présence d'une donnée manquante afin de ne pas perdre d'observations. Toutefois, cette approche a rendu nécessaire la combinaison des deux variables de quintiles de défavorisation. En effet, lorsque la valeur manquante est observée pour un des indices, elle est également observée pour l'autre indice. Ainsi, l'utilisation simultanée des deux variables de défavorisation dans les modèles statistiques causerait un problème de colinéarité parfaite. Afin de pallier ce problème, deux approches de combinaisons ont été considérées et sont présentées graphiquement ci-dessous.



8.2.2.1 Analyses descriptives concernant l'analyse principale

8.2.2.1.1 Analyses univariées portant sur toutes les lignes

Variables	Minimum	Moyennes	Maximum	Données manquantes
Tmoy	-37.6000000	6.0364168	30.5000000	0
Tmoy_lag3	-35.9000000	6.0444344	29.0000000	0
Tmoy_lag7	-30.6000000	6.0569104	27.0000000	0
Humid	30.0000000	71.0394718	100.0000000	0
Humid_lag3	30.0000000	71.0415526	100.0000000	0
Humid_lag7	30.0000000	71.0454261	100.0000000	0
Pression	96.5000000	101.4896267	104.5000000	0
Pression_lag3	97.7000000	101.4893165	103.7000000	0
Pression_lag7	98.5000000	101.4901723	103.3000000	0

Variables	Moyennes	Écarts-types	Quartiles inférieurs	Médianes	Quartiles supérieurs	Données manquantes
age	79.5486656	7.3335092	74.0000000	79.0000000	85.0000000	0
Tmoy	6.0364168	11.6763249	-2.5000000	7.0000000	16.0000000	0
Tmoy_lag3	6.0444344	11.3478262	-3.1000000	7.0000000	16.1000000	0
Tmoy_lag7	6.0569104	11.1577665	-3.3000000	6.9000000	16.2000000	0
Humid	71.0394718	11.5816974	63.5000000	71.5000000	79.4000000	0
Humid_lag3	71.0415526	8.0380759	66.1000000	71.3000000	76.3000000	0
Humid_lag7	71.0454261	6.6568205	67.2000000	71.2000000	75.2000000	0
Pression	101.489626	0.8422141	101.0000000	101.5000000	102.0000000	0
Pression_lag3	7	0.6190500	101.1000000	101.5000000	101.9000000	0
Pression_lag7	101.489316	0.4851407	101.2000000	101.5000000	101.8000000	0
charlson_w	5	2.3069166	2.0000000	3.0000000	5.0000000	0
nb_consult_ambu	101.490172	3.2744099	0	0	2.0000000	0
nb_consult_urg	3	1.1325161	0	0	0	0
nb_hospit_elec	3.5748177	0.2132253	0	0	0	0
nb_hospit_urg	1.5763071	0.8589692	0	0	1.0000000	0
medic_CVR	0.3067246	1.9798836	2.0000000	3.0000000	4.0000000	6021006
medic_SNC	0.0385144	0.8066010	0	0	1.0000000	6089470
	0.4411078					
	2.9783484					
	0.4003481					

sex	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
F	35885853	50.05	35885853	50.05
M	35810927	49.95	71696780	100.00

saison	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
Hiver	41450251	57.81	41450251	57.81
Été	30246529	42.19	71696780	100.00

zone de résidence	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1 = RMR de Montréal (> 1 000 000)	29627977	41.32	29627977	41.32
2 = Autres RMR (100 000 à 1 000 000)	12819073	17.88	42447050	59.20
3 = Agglomérations (10 000 à 100 000)	9862546	13.76	52309596	72.96
4 = Petites villes et milieu rural (< 10 000)	19387184	27.04	71696780	100.00

quintmat	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	9755178	13.61	9755178	13.61
2	11110800	15.50	20865978	29.10
3	13224168	18.44	34090146	47.55
4	14894777	20.77	48984923	68.32
5	16675981	23.26	65660904	91.58
.	6035876	8.42	71696780	100.00

quintsoc	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	10726003	14.96	10726003	14.96
2	12047445	16.80	22773448	31.76
3	13257221	18.49	36030669	50.25
4	14879761	20.75	50910430	71.01
5	14750474	20.57	65660904	91.58
.	6035876	8.42	71696780	100.00

événement IC en personnes-jours	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
0	71675623	99.97	71675623	99.97
1	21157	0.03	71696780	100.00

Zone de résidence	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	29627977	41.32	29627977	41.32
2	12819073	17.88	42447050	59.20
3	9862546	13.76	52309596	72.96
4	19387184	27.04	71696780	100.00

charlson_cat	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1-2	27576943	38.46	27576943	38.46
3-4	23858490	33.28	51435433	71.74
5-6	13376618	18.66	64812051	90.40
>6	6884729	9.60	71696780	100.00

charlson_w ou pondéré	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	12779226	17.82	12779226	17.82
2	14797717	20.64	27576943	38.46
3	13253218	18.49	40830161	56.95
4	10605272	14.79	51435433	71.74
5	8335443	11.63	59770876	83.37
6	5041175	7.03	64812051	90.40
7	2566410	3.58	67378461	93.98
8	1575569	2.20	68954030	96.17
9	908538	1.27	69862568	97.44
10	643603	0.90	70506171	98.34
11	464074	0.65	70970245	98.99
12	292576	0.41	71262821	99.39
13	199674	0.28	71462495	99.67
14	138054	0.19	71600549	99.87
15	65642	0.09	71666191	99.96
16	14349	0.02	71680540	99.98
17	11974	0.02	71692514	99.99
18	2111	0.00	71694625	100.00
19	2155	0.00	71696780	100.00

Defav1	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	6259784	8.73	6259784	8.73
2	11360051	15.84	17619835	24.58
3	16470311	22.97	34090146	47.55
4	18410834	25.68	52500980	73.23
5	13159924	18.35	65660904	91.58
.	6035876	8.42	71696780	100.00

Defav2	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	8084657	11.28	8084657	11.28
2	11473283	16.00	19557940	27.28
3	14451814	20.16	34009754	47.44
4	15904075	22.18	49913829	69.62
5	15747075	21.96	65660904	91.58
.	6035876	8.42	71696780	100.00

Analyses sur les lignes où les données concernant les médicaments sont non disponibles

Comme illustré ci-dessus, les variables concernant la prise de médicaments comportaient plusieurs données manquantes. Afin de comparer la population pour laquelle ces données étaient non disponibles à la population générale, de nouvelles analyses descriptives ont été réalisées en se limitant aux lignes pour lesquelles l'information sur les médicaments était non disponible. En comparant les tableaux suivants aux précédents, on peut remarquer un certain nombre de différences notables, notamment par rapport au sexe, à la zone et aux indices de défavorisation.

Variables	Moyennes	Écarts- types	Quartiles inférieurs	Médianes	Quartiles supérieurs	Données manquantes
age	80.7982832	8.5959769	74.0000000	81.0000000	87.0000000	0
Tmoy	6.2947691	11.6838706	-2.4000000	7.2000000	16.3000000	0
Tmoy_lag3	6.3027417	11.3542848	-2.9000000	7.2000000	16.4000000	0
Tmoy_lag7	6.3162799	11.1632693	-3.1000000	7.2000000	16.5000000	0
Humid	71.1102405	11.4768906	63.6000000	71.6000000	79.4000000	0
Humid_lag3	71.1125809	7.9149391	66.3000000	71.3000000	76.3000000	0
Humid_lag7	71.1160731	6.5186034	67.3000000	71.3000000	75.2000000	0
Pression	101.5014206	0.8381477	101.0000000	101.5000000	102.0000000	0
Pression_lag3	101.5010344	0.6151714	101.1000000	101.5000000	101.9000000	0
Pression_lag7	101.5019230	0.4814869	101.2000000	101.5000000	101.8000000	0
charlson_w	3.6479286	2.2834893	2.0000000	3.0000000	5.0000000	0
nb_consult_ambu	1.2465772	3.0846825	0	0	1.0000000	0
nb_consult_urg	0.3262696	1.2194691	0	0	0	0
nb_hospit_elec	0.0310818	0.1924591	0	0	0	0
nb_hospit_urg	0.4512273	0.8439395	0	0	1.0000000	0

sex	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
F	3278746	53.75	3278746	53.75
M	2820801	46.25	6099547	100.00

saison	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
Hiver	3525826	57.80	3525826	57.80
Été	2573721	42.20	6099547	100.00

zone	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	2970793	48.71	2970793	48.71
2	1207150	19.79	4177943	68.50
3	633986	10.39	4811929	78.89
4	1287618	21.11	6099547	100.00

quintmat	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	911601	14.95	911601	14.95
2	915675	15.01	1827276	29.96
3	1004411	16.47	2831687	46.42
4	1034270	16.96	3865957	63.38
5	1017281	16.68	4883238	80.06
6	1216309	19.94	6099547	100.00

quintsoc	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	792648	13.00	792648	13.00
2	852380	13.97	1645028	26.97
3	1031752	16.92	2676780	43.88
4	1089497	17.86	3766277	61.75
5	1116961	18.31	4883238	80.06
6	1216309	19.94	6099547	100.00

événement IC personnes-jours	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
0	6097866	99.97	6097866	99.97
1	1681	0.03	6099547	100.00

charlson_cat	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	2195057	35.99	2195057	35.99
2	2110993	34.61	4306050	70.60
3	1174167	19.25	5480217	89.85
4	619330	10.15	6099547	100.00

charlson_w	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	1018809	16.70	1018809	16.70
2	1176248	19.28	2195057	35.99
3	1172356	19.22	3367413	55.21
4	938637	15.39	4306050	70.60
5	741854	12.16	5047904	82.76
6	432313	7.09	5480217	89.85
7	236319	3.87	5716536	93.72
8	144421	2.37	5860957	96.09
9	89840	1.47	5950797	97.56
10	59240	0.97	6010037	98.53
11	35221	0.58	6045258	99.11
12	24827	0.41	6070085	99.52
13	14621	0.24	6084706	99.76
14	8409	0.14	6093115	99.89
15	4116	0.07	6097231	99.96
16	1029	0.02	6098260	99.98
17	742	0.01	6099002	99.99
18	245	0.00	6099247	100.00
19	300	0.00	6099547	100.00

zone de résidence	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	2970793	48.71	2970793	48.71
2	1207150	19.79	4177943	68.50
3	633986	10.39	4811929	78.89
4	1287618	21.11	6099547	100.00

quintcomb1	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	534822	8.77	534822	8.77
2	948852	15.56	1483674	24.32
3	1348013	22.10	2831687	46.42
4	1193106	19.56	4024793	65.99
5	858445	14.07	4883238	80.06
9	1216309	19.94	6099547	100.00

8.2.2.1.2 Analyses univariées à l'entrée

Variables	Moyennes	Écarts-types	Quartiles inférieurs	Médianes	Quartiles supérieurs	Données manquantes
age	79.8345819	7.9274606	74.0000000	80.0000000	86.0000000	0
charlson_w	3.5492628	2.3135458	2.0000000	3.0000000	5.0000000	0
nb_consult_ambu	1.0000355	2.6527690	0	0	1.0000000	0
nb_consult_urg	0.1836107	0.8852399	0	0	0	0
nb_hospit_elec	0.0189905	0.1498670	0	0	0	0
nb_hospit_urg	0.1869620	0.5613107	0	0	0	0
medic_CVR	1.9598946	1.9216761	0	2.0000000	3.0000000	9939
medic_SNC	0.4070990	0.8173827	0	0	1.0000000	9990

sex	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
F	58065	51.48	58065	51.48
M	54728	48.52	112793	100.00

saison	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
Hiver	68498	60.73	68498	60.73
Été	44295	39.27	112793	100.00

zone	Frequency	Percent	Cumulative Frequency	Cumulative Percent
1	49845	44.19	49845	44.19
2	20054	17.78	69899	61.97
3	15897	14.09	85796	76.07
4	26997	23.93	112793	100.00

quintmat	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	16097	14.27	16097	14.27
2	17677	15.67	33774	29.94
3	20456	18.14	54230	48.08
4	22711	20.14	76941	68.21
5	24613	21.82	101554	90.04
.	11239	9.96	112793	100.00

quintsoc	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	15271	13.54	15271	13.54
2	17740	15.73	33011	29.27
3	19940	17.68	52951	46.95
4	23548	20.88	76499	67.82
5	25055	22.21	101554	90.04
.	11239	9.96	112793	100.00

charlson_cat	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1-2	43585	38.64	43585	38.64
3-4	39211	34.76	82796	73.41
5-6	19660	17.43	102456	90.84
>6	10337	9.16	112793	100.00

Défav1	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	9581	8.49	9581	8.49
2	17318	15.35	26899	23.85
3	27331	24.23	54230	48.08
4	26052	23.10	80282	71.18
5	21272	18.86	101554	90.04
.	11239	9.96	112793	100.00

Défav2	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	12288	10.89	12288	10.89
2	17590	15.59	29878	26.49
3	22094	19.59	51972	46.08
4	24616	21.82	76588	67.90
5	24966	22.13	101554	90.04
.	11239	9.96	112793	100.00

HTA	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
0	22254	37.41	22254	37.41
1	37231	62.59	59485	100.00

diab	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
0	40117	67.44	40117	67.44
1	19368	32.56	59485	100.00

coro	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
0	22648	38.07	22648	38.07
1	36837	61.93	59485	100.00

8.2.2.1.3 Analyses bivariées portant sur toutes les lignes

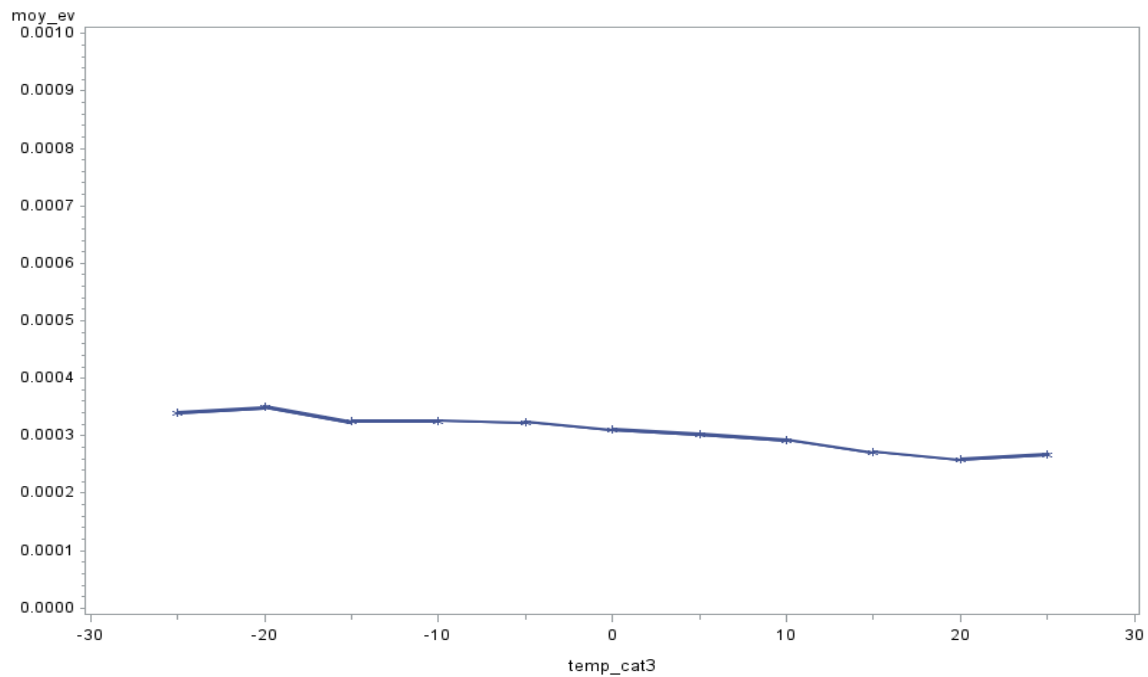
Association entre les variables explicatives et l'issue

Variables	Événement IC			
	0		1	
	Moyennes	Écarts-types	Moyennes	Écarts-types
age	79.55	7.33	81.46	7.69
Tmoy	6.04	11.68	5.13	11.69
Tmoy_lag3	6.04	11.35	5.08	11.37
Tmoy_lag7	6.06	11.16	5.05	11.18
Humid	71.04	11.58	70.92	11.85
Humid_lag3	71.04	8.04	70.92	8.19
Humid_lag7	71.05	6.66	70.86	6.84
Pression	101.49	0.84	101.49	0.85
Pression_lag3	101.49	0.62	101.51	0.62
Pression_lag7	101.49	0.49	101.51	0.49
nb_consult_ambu	1.58	3.27	1.47	3.23
nb_consult_urg	0.31	1.13	0.38	1.28
nb_hospit_elec	0.04	0.21	0.03	0.20
nb_hospit_urg	0.44	0.86	0.52	0.94
charlson_w	3.57	2.31	4.15	2.25
medic_CVR	2.98	1.98	3.16	2.26
medic_SNC	0.40	0.81	0.43	0.81

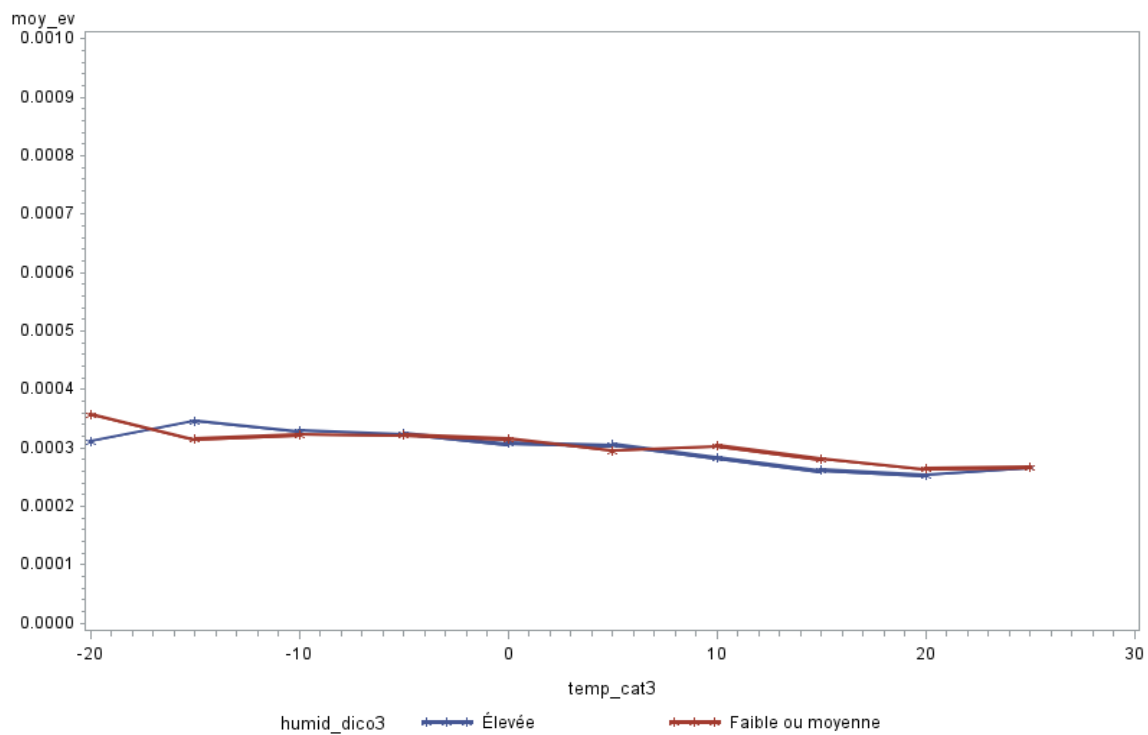
Variables	Événement IC Fréquence relative	Variables	Événement IC Fréquence relative	Variables	Événement IC Fréquence relative
saison		Quintsoc	0.0268	Jour_de_semaine (lundi au vendredi)	0.0237
Hiver	0.0315	1		0	
Été	0.0268	2	0.0280	1	0.0318
charlson_cat		3	0.0292	Jour_de_semaine2 (lundi-jeudi)	
1	0.0193	4	0.0291	0	0.0273
2	0.0316	5	0.0323	1	0.0312
3	0.0416	.	0.0321		
4	0.0394	zone	0.0304		
HTA		1			
0	0.0224	2	0.0310		
1	0.0327	3	0.0299		
diab		4	0.0269		
0	0.0257	Défav1	0.0273		
1	0.0370	1			
coro		2	0.0293		
0	0.0228	3	0.0313		
1	0.0327	4	0.0277		
SEX		5	0.0300		
F	0.0306	.	0.0321		
M	0.0284	Défav2	0.0275		
quintmat		1			
1	0.0294	2	0.0295		
2	0.0306	3	0.0287		
3	0.0296	4	0.0295		
4	0.0286	5	0.0304		
5	0.0286	.	0.0321		
.	0.0321				

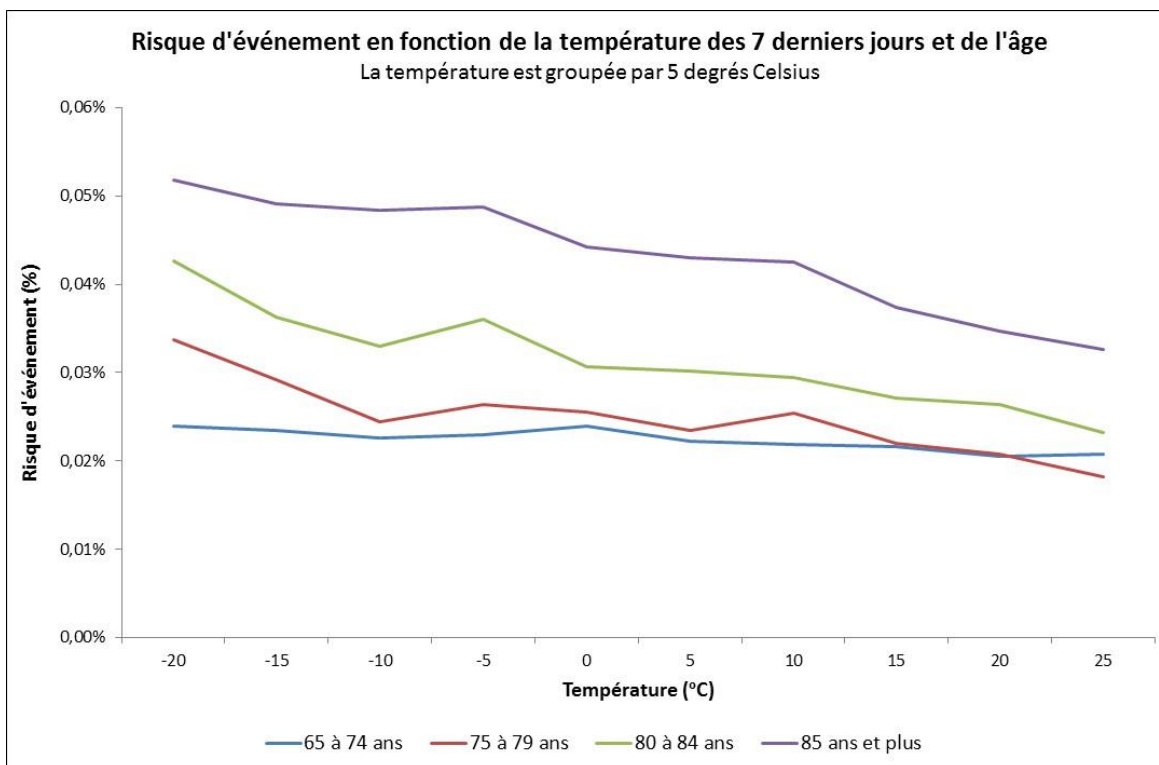
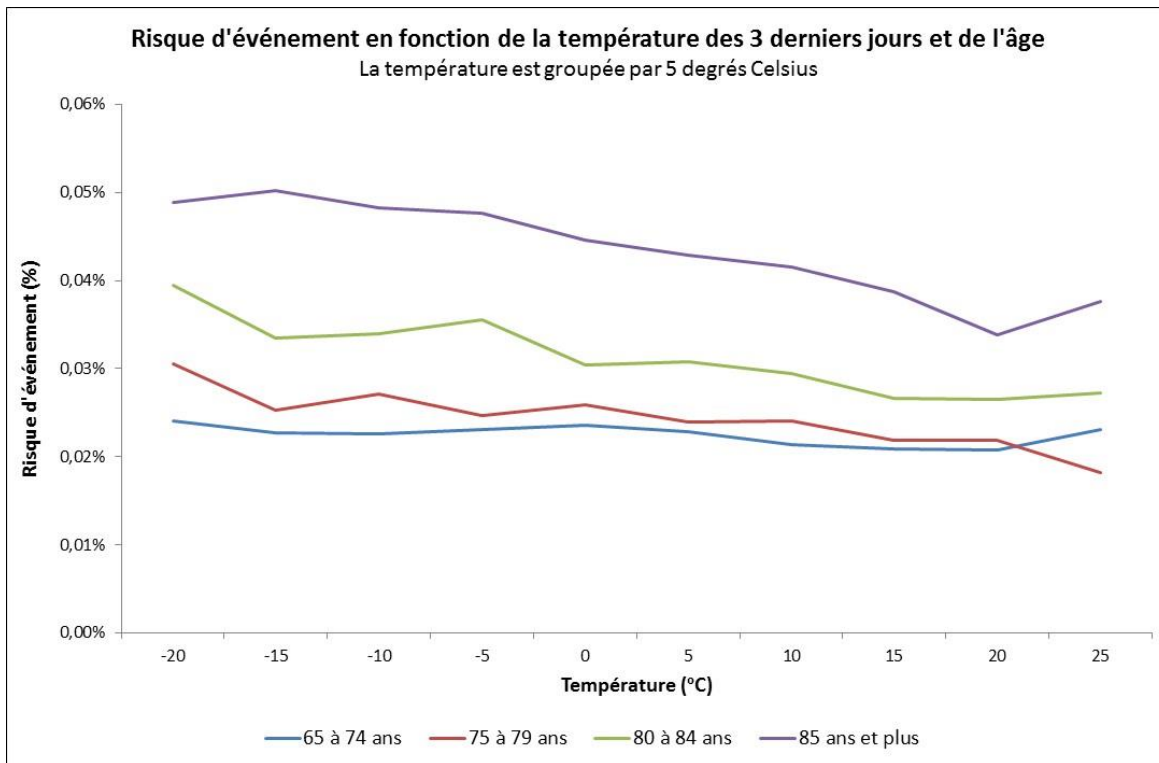
Graphiques du risque d'événement IC

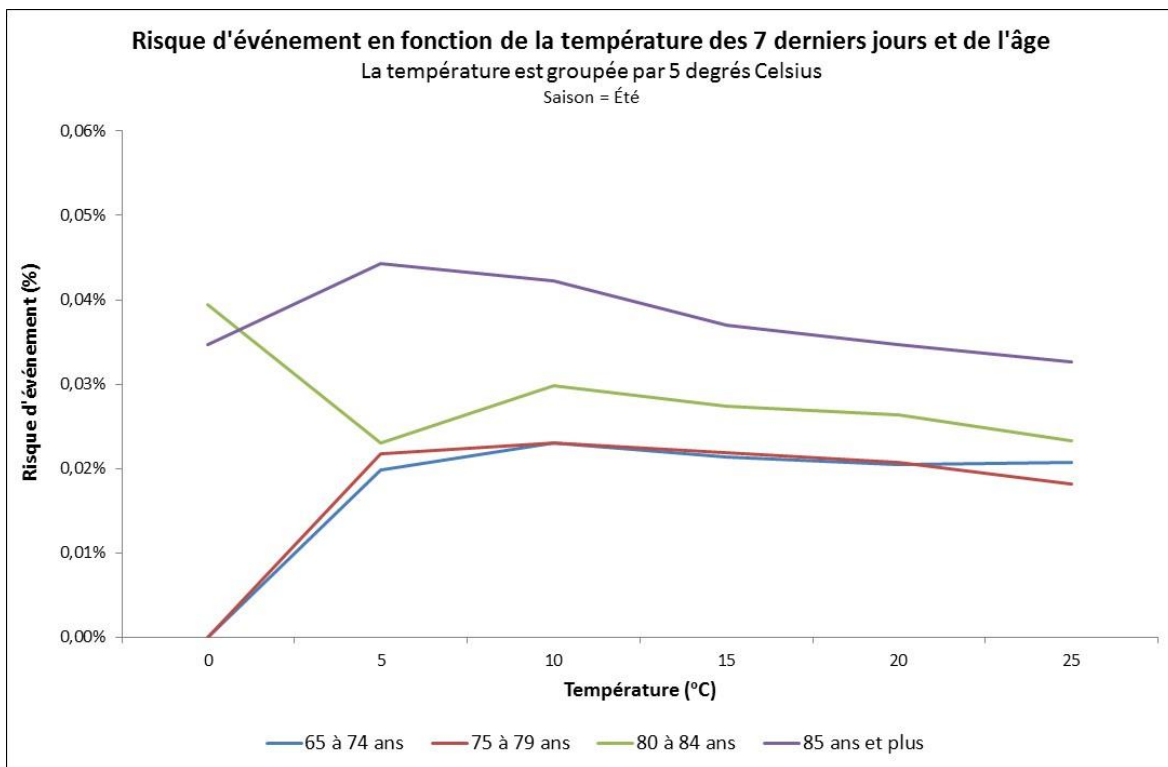
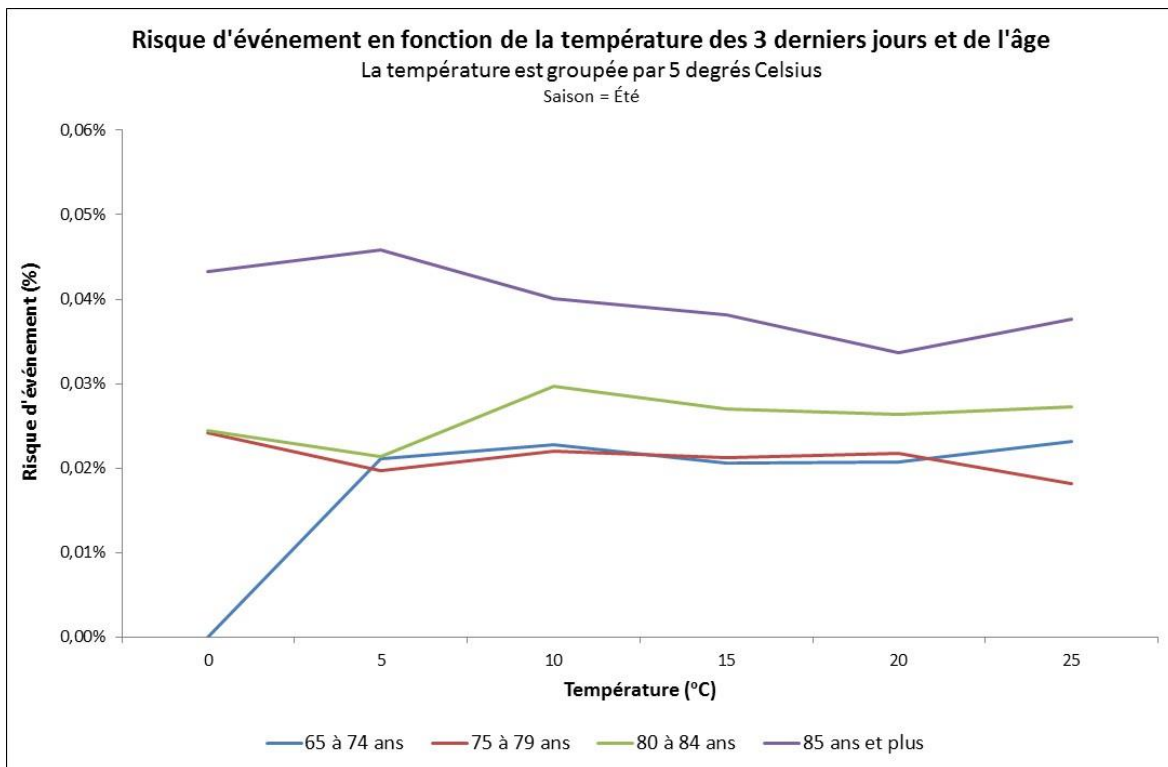
Risque d'événement en fonction de la température des 3 derniers jours (par groupes de 5 degrés)

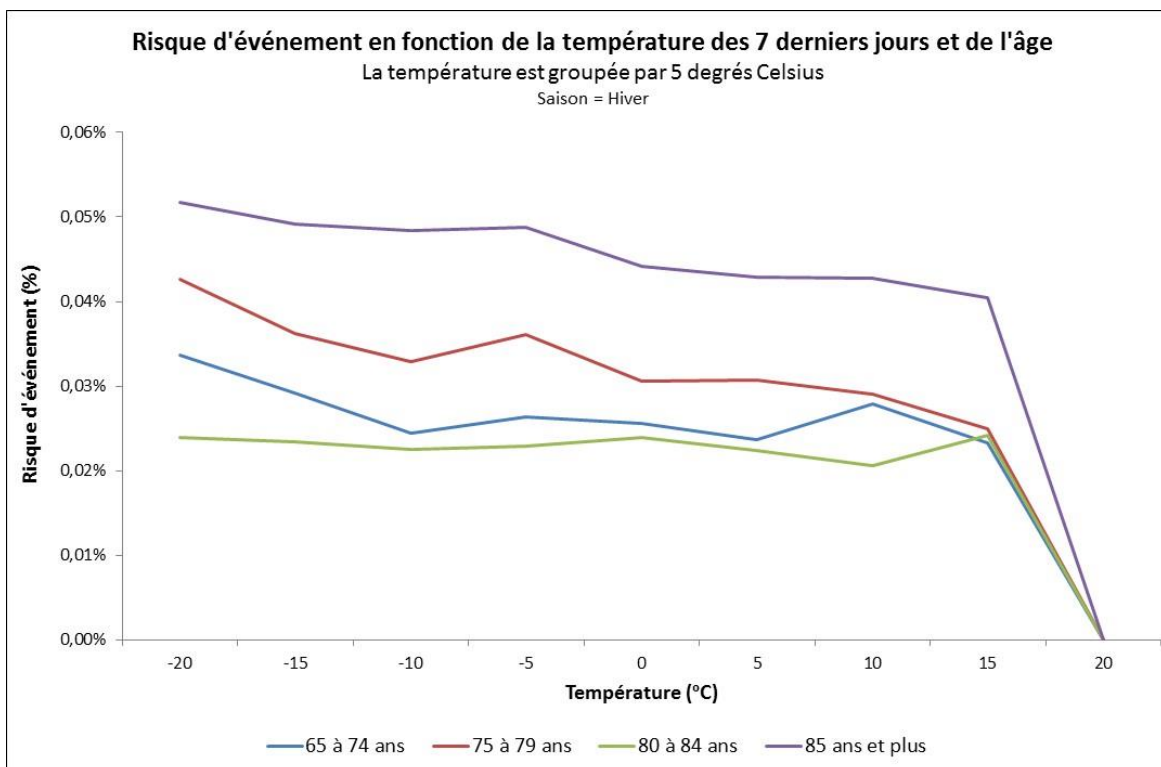
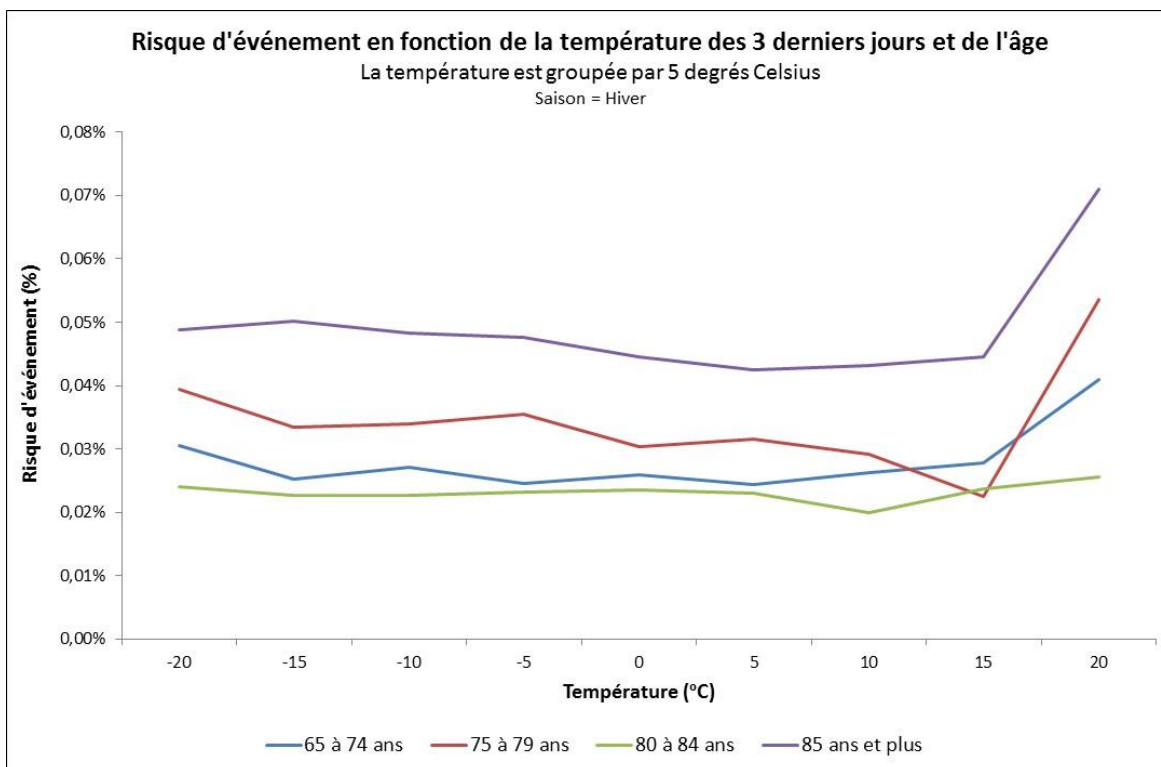


Risque d'événement en fonction de la température et de l'humidité des 3 derniers jours
La température est groupée par 5 degrés; humid faible ou moyenne = < 70%, haute = > 70%



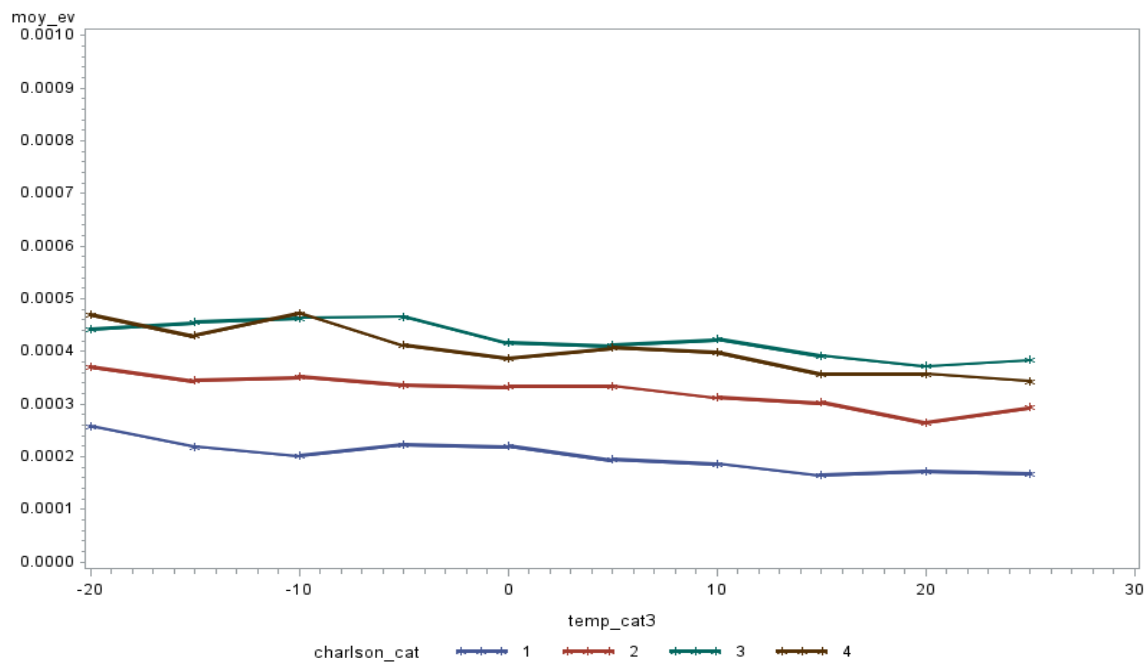






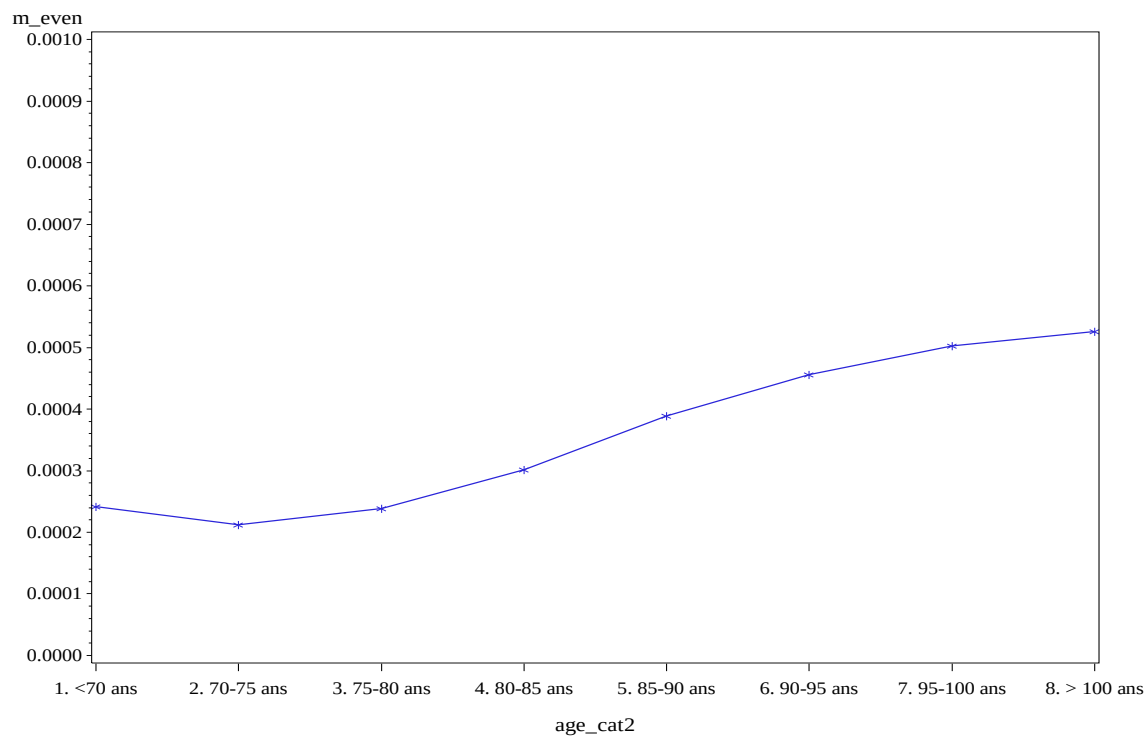
Risque d'événement en fonction de la température des 3 derniers jours et de Charlson

La température est groupée par 5 degrés



Légende : 1 : Score 1-2; 2 : Score 3-4; 3 : Score 5-6; 4 : Score > 6.

Risque d'événement IC en fonction de l'âge



Corrélations entre différentes variables explicatives :

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 71696780 Prob > r sous H0: Rho=0			
	Tmoy	Humid	Pression
Tmoy	1.00000	0.04014 <.0001	-0.18460 <.0001
Humid	0.04014 <.0001	1.00000	-0.36017 <.0001
Pression	-0.18460 <.0001	-0.36017 <.0001	1.00000

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 71696780 Prob > r sous H0: Rho=0			
Variables	Tmoy_lag3	Humid_lag3	Pression_lag3
Tmoy_lag3	1.00000	0.02660 <.0001	-0.15417 <.0001
Humid_lag3	0.02660 <.0001	1.00000	-0.35170 <.0001
Pression_lag3	-0.15417 <.0001	-0.35170 <.0001	1.00000

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 71696780 Prob > r sous H0: Rho=0			
Variables	Tmoy_lag7	Humid_lag7	Pression_lag7
Tmoy_lag7	1.00000	0.01884 <.0001	-0.16355 <.0001
Humid_lag7	0.01884 <.0001	1.00000	-0.29549 <.0001
Pression_lag7	-0.16355 <.0001	-0.29549 <.0001	1.00000

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 71696780 Prob > r sous H0: Rho=0				
Variables	nb_consult_ambu	nb_consult_urg	nb_hospit_elec	nb_hospit_urg
nb_consult_ambu	1.00000	0.12577 <.0001	0.08618 <.0001	0.16664 <.0001
nb_consult_urg	0.12577 <.0001	1.00000	0.06255 <.0001	0.36179 <.0001
nb_hospit_elec	0.08618 <.0001	0.06255 <.0001	1.00000	0.12102 <.0001
nb_hospit_urg	0.16664 <.0001	0.36179 <.0001	0.12102 <.0001	1.00000

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 71696780 Prob > r sous H0: Rho=0		
Variables	medic_CVR	medic_SNC
medic_CVR	1.00000	0.04704 <.0001
medic_SNC	0.04704 <.0001	1.00000

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 71696780 Prob > r sous H0: Rho=0			
Variables	Tmoy	Tmoy_lag3	Tmoy_lag7
Tmoy	1.00000	0.96447 <.0001	0.94493 <.0001
Tmoy_lag3	0.96447 <.0001	1.00000	0.98373 <.0001
Tmoy_lag7	0.94493 <.0001	0.98373 <.0001	1.00000

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 71696780 Prob > r sous H0: Rho=0			
Variables	Humid	Humid_lag3	Humid_lag7
Humid	1.00000	0.65080 <.0001	0.52243 <.0001
Humid_lag3	0.65080 <.0001	1.00000	0.82810 <.0001
Humid_lag7	0.52243 <.0001	0.82810 <.0001	1.00000

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 71696780 Prob > r sous H0: Rho=0			
Variables	Pression	Pression_lag3	Pression_lag7
Pression	1.00000	0.65023 <.0001	0.47517 <.0001
Pression_lag3	0.65023 <.0001	1.00000	0.78149 <.0001
Pression_lag7	0.47517 <.0001	0.78149 <.0001	1.00000

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 71696780 Prob > r sous H0: Rho=0		
Variables	age	charlson_w
age	1.00000	-0.01881 <.0001
charlson_w	-0.01881 <.0001	1.00000

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 71696780 Prob > r sous H0: Rho=0		
Variables	age	charlson_cat
age	1.00000	-0.01653 <.0001
charlson_cat	-0.01653 <.0001	1.00000

saison	N Obs	Variables	N	Moyennes	Écarts- types	Minimum	Maximum
Hiver	41450251	Humid_lag3	41450251	71.6937567	8.7272821	30.0000000	100.0000000
		Pression_lag3	41450251	101.5543539	0.6872864	97.7000000	103.7000000
		Tmoy_lag3	41450251	-1.7085997	8.1275475	-35.9000000	21.1000000
Été	30246529	Humid_lag3	30246529	70.1477632	6.8843326	30.0000000	100.0000000
		Pression_lag3	30246529	101.4001883	0.4973170	99.0000000	103.2000000
		Tmoy_lag3	30246529	16.6692969	4.4110730	-2.9000000	29.0000000

8.2.2.2 Analyses descriptives concernant la sous-analyse sur les PM_{2.5}

8.2.2.2.1 Analyses univariées portant sur toutes les lignes

Variables	Moyennes	Écarts- types	Quartiles inférieurs	Médianes	Quartiles supérieurs	Données manquantes
age	79.5573759	7.3401470	74.0000000	79.0000000	85.0000000	0
Tmoy	6.9607016	11.5880592	-1.8000000	7.8000000	17.0000000	0
Tmoy_lag3	6.9667650	11.2620109	-2.2000000	8.0000000	17.1000000	0
Tmoy_lag7	6.9812315	11.0720203	-2.4000000	7.9000000	17.2000000	0
Humid	71.5041041	10.8886526	64.2000000	71.8000000	79.4000000	0
Humid_lag3	71.5060310	7.3644882	67.0000000	71.7000000	76.4000000	0
Humid_lag7	71.5095117	5.9551120	68.1000000	71.7000000	75.2000000	0
Pression	101.5156048	0.8275901	101.0000000	101.5000000	102.1000000	0
Pression_lag3	101.5153513	0.6073875	101.1000000	101.5000000	101.9000000	0
Pression_lag7	101.5163727	0.4751974	101.2000000	101.5000000	101.8000000	0
charlson_w	3.5946721	2.3352640	2.0000000	3.0000000	5.0000000	0
nb_consult_ambu	1.6499317	3.3466637	0	0	2.0000000	0
nb_consult_urg	0.3602920	1.2854457	0	0	0	0
nb_hospit_elec	0.0334018	0.1966004	0	0	0	0
nb_hospit_urg	0.4198123	0.8125074	0	0	1.0000000	0
PM25	9.6764262	7.0125904	4.9000000	8.0000000	12.4000000	0
PM25_borne	9.6762402	7.0101949	4.9000000	8.0000000	12.4000000	0

Variables	Minimum	Moyennes	Maximum	Données manquantes
Tmoy	-32.1000000	6.9607016	30.3000000	0
Tmoy_lag3	-28.1000000	6.9667650	28.9000000	0
Tmoy_lag7	-27.3000000	6.9812315	27.0000000	0
Humid	30.0000000	71.5041041	100.0000000	0
Humid_lag3	30.0000000	71.5060310	100.0000000	0
Humid_lag7	30.0000000	71.5095117	98.1000000	0
Pression	97.4000000	101.5156048	104.5000000	0
Pression_lag3	99.1000000	101.5153513	103.5000000	0
Pression_lag7	99.5000000	101.5163727	103.3000000	0
PM25	0	9.6764262	110.2000000	0

sex	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
F	18352697	50.47	18352697	50.47
M	18008810	49.53	36361507	100.00

saison	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
Hiver	20955969	57.63	20955969	57.63
Été	15405538	42.37	36361507	100.00

zone	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	29120380	80.09	29120380	80.09
2	7241127	19.91	36361507	100.00

quintmat	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	8179983	22.50	8179983	22.50
2	7163136	19.70	15343119	42.20
3	6780577	18.65	22123696	60.84
4	5815320	15.99	27939016	76.84
5	4871291	13.40	32810307	90.23
6	3551200	9.77	36361507	100.00

quintsoc	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	4547440	12.51	4547440	12.51
2	4503404	12.39	9050844	24.89
3	5653238	15.55	14704082	40.44
4	8550621	23.52	23254703	63.95
5	9555604	26.28	32810307	90.23
6	3551200	9.77	36361507	100.00

quintcomb1	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	4490459	12.35	4490459	12.35
2	5820811	16.01	10311270	28.36
3	11812426	32.49	22123696	60.84
4	4392812	12.08	26516508	72.92
5	6293799	17.31	32810307	90.23
.	3551200	9.77	36361507	100.00

Événement IC personnes-jours	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
0	36350634	99.97	36350634	99.97
1	10873	0.03	36361507	100.00

zone	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	29120380	80.09	29120380	80.09
2	7241127	19.91	36361507	100.00

charlson_cat	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1-2	13995374	38.49	13995374	38.49
3-4	12007699	33.02	26003073	71.51
5-6	6759764	18.59	32762837	90.10
> 6	3598670	9.90	36361507	100.00

charlson_w	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	6443240	17.72	6443240	17.72
2	7552134	20.77	13995374	38.49
3	6666844	18.33	20662218	56.82
4	5340855	14.69	26003073	71.51
5	4238001	11.66	30241074	83.17
6	2521763	6.94	32762837	90.10
7	1260847	3.47	34023684	93.57
8	822603	2.26	34846287	95.83
9	518250	1.43	35364537	97.26
10	359204	0.99	35723741	98.25
11	256253	0.70	35979994	98.95
12	160058	0.44	36140052	99.39
13	104697	0.29	36244749	99.68
14	67949	0.19	36312698	99.87
15	34083	0.09	36346781	99.96
16	6357	0.02	36353138	99.98
17	4916	0.01	36358054	99.99
18	1355	0.00	36359409	99.99
19	2098	0.01	36361507	100.00

PM _{2,5}	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
< 10	22959706	63.14	22959706	63.14
>= 10	13401801	36.86	36361507	100.00

PM _{2,5}	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
< 30	35651153	98.05	35651153	98.05
>= 30	710354	1.95	36361507	100.00

HTA	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
0	10497793	28.87	10497793	28.87
1	25863714	71.13	36361507	100.00

diab	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
0	23978793	65.95	23978793	65.95
1	12382714	34.05	36361507	100.00

coro	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
0	11764964	32.36	11764964	32.36
1	24596543	67.64	36361507	100.00

8.2.2.2 Analyses univariées à l'entrée

Variables	Moyennes	Écarts- types	Quartiles inférieurs	Médianes	Quartiles supérieurs	Données manquantes
age	79.9899639	7.9554089	74.0000000	80.0000000	86.0000000	0
charlson_w	3.6012272	2.3593432	2.0000000	3.0000000	5.0000000	0
nb_consult_ambu	1.0557956	2.7035326	0	0	1.0000000	0
nb_consult_urg	0.2182903	1.0146902	0	0	0	0
nb_hospit_elec	0.0174330	0.1430314	0	0	0	0
nb_hospit_urg	0.1749012	0.5288453	0	0	0	0
medic_CVR	1.9444823	1.9153566	0	2.0000000	3.0000000	6619
medic_SNC	0.3805883	0.8026928	0	0	0	6651

sex	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
F	30999	52.11	30999	52.11
M	28486	47.89	59485	100.00

saison	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
Hiver	35935	60.41	35935	60.41
Été	23550	39.59	59485	100.00

zone	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	48944	82.28	48944	82.28
2	10541	17.72	59485	100.00

quintmat	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	13663	22.97	13663	22.97
2	11581	19.47	25244	42.44
3	10617	17.85	35861	60.29
4	9153	15.39	45014	75.67
5	7530	12.66	52544	88.33
6	6941	11.67	59485	100.00

quintsoc	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	6702	11.27	6702	11.27
2	6985	11.74	13687	23.01
3	8885	14.94	22572	37.95
4	13650	22.95	36222	60.89
5	16322	27.44	52544	88.33
6	6941	11.67	59485	100.00

charlson_cat	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1-2	22628	38.04	22628	38.04
3-4	20628	34.68	43256	72.72
5-6	10415	17.51	53671	90.23
> 6	5814	9.77	59485	100.00

quintcomb1	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
1	7029	11.82	7029	11.82
2	9069	15.25	16098	27.06
3	19763	33.22	35861	60.29
4	6474	10.88	42335	71.17
5	10209	17.16	52544	88.33
9	6941	11.67	59485	100.00

HTA	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
0	22254	37.41	22254	37.41
1	37231	62.59	59485	100.00

diab	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
0	40117	67.44	40117	67.44
1	19368	32.56	59485	100.00

coro	Fréquences	%	Fréquences cumulatives	% cumulatifs
0	22648	38.07	22648	38.07
1	36837	61.93	59485	100.00

8.2.2.2.3 Analyses bivariées portant sur toutes les lignes

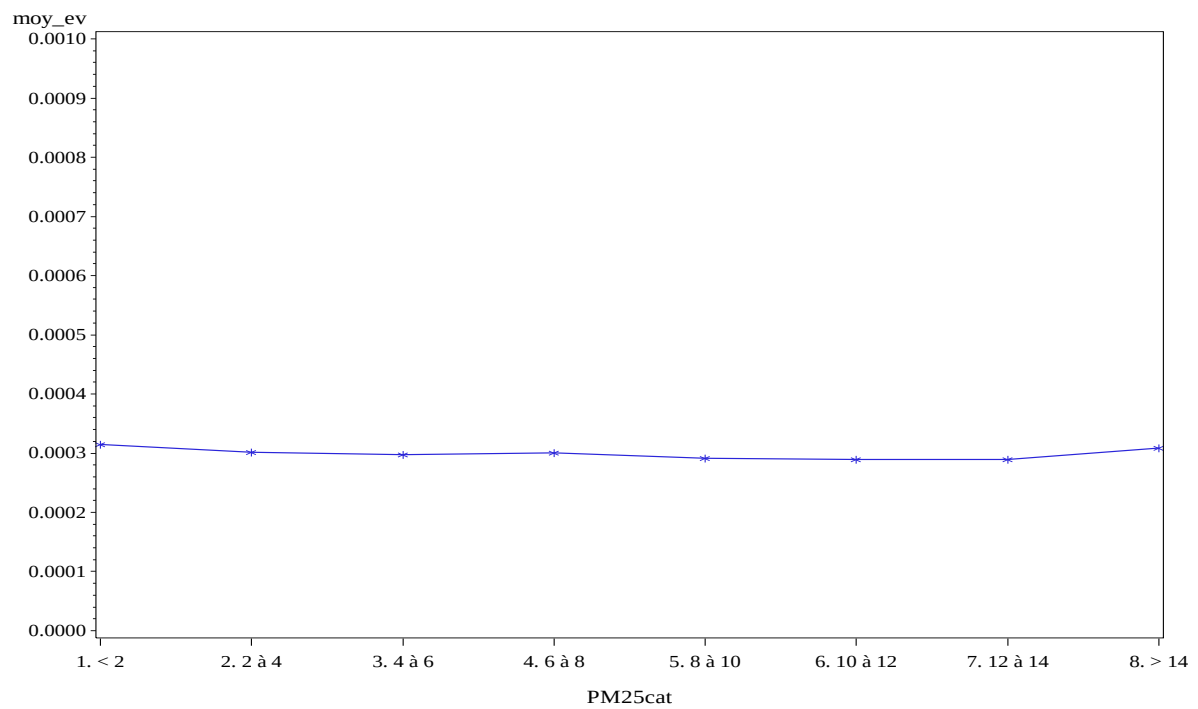
	Événement IC			
	0		1	
	Moyennes	Écarts-types	Moyennes	Écarts-types
age	79.56	7.34	81.52	7.76
Tmoy	6.96	11.59	5.96	11.63
Tmoy_lag3	6.97	11.26	5.92	11.30
Tmoy_lag7	6.98	11.07	5.90	11.09
Humid	71.50	10.89	71.46	11.18
Humid_lag3	71.51	7.36	71.43	7.51
Humid_lag7	71.51	5.96	71.34	6.17
Pression	101.52	0.83	101.52	0.84
Pression_lag3	101.52	0.61	101.53	0.61
Pression_lag7	101.52	0.48	101.54	0.48
nb_consult_ambu	1.65	3.35	1.55	3.29
nb_consult_urg	0.36	1.29	0.47	1.50
nb_hospit_elec	0.03	0.20	0.03	0.17
nb_hospit_urg	0.42	0.81	0.49	0.88
charlson_w	3.59	2.34	4.18	2.27
medic_CVR	2.96	1.98	3.12	2.27
medic_SNC	0.36	0.77	0.39	0.77
PM25	9.68	7.01	9.83	7.35

Variables	Événement IC Fréquence relative	Variables	Événement IC Fréquence relative	Variables	Événement IC Fréquence relative	Variables	Événement IC Fréquence relative
saison		quintmat		zone		charlson_w_t ronque6	
Hiver	0.0321	1	0.0291	1	0.0305	1	0.0157
Été	0.0270	2	0.0304	2	0.0276	2	0.0225
charlson_c at		3	0.0298	Jour_de_se maine		3	0.0281
1	0.0194	4	0.0297	0	0.0232	4	0.0361
2	0.0323	5	0.0298	1	0.0326	5	0.0390
3	0.0429	.	0.0312	PM _{2,5}		6 et +	0.0422
4	0.0387	quintsoc		< 10	0.0299	tronque10	0.0157
HTA		1	0.0263	>= 10	0.0300	1	
0	0.0219	2	0.0272	PM _{2,5}		2	0.0225
1	0.0332	3	0.0314	< 30	0.0298	3	0.0281
diab		4	0.0296	>= 30	0.0352	4	0.0361
0		5		charlson_ cat		5	
	0.0256		0.0318				0.0390
1	0.0382	.	0.0312	1-2	0.0193	6	0.0460

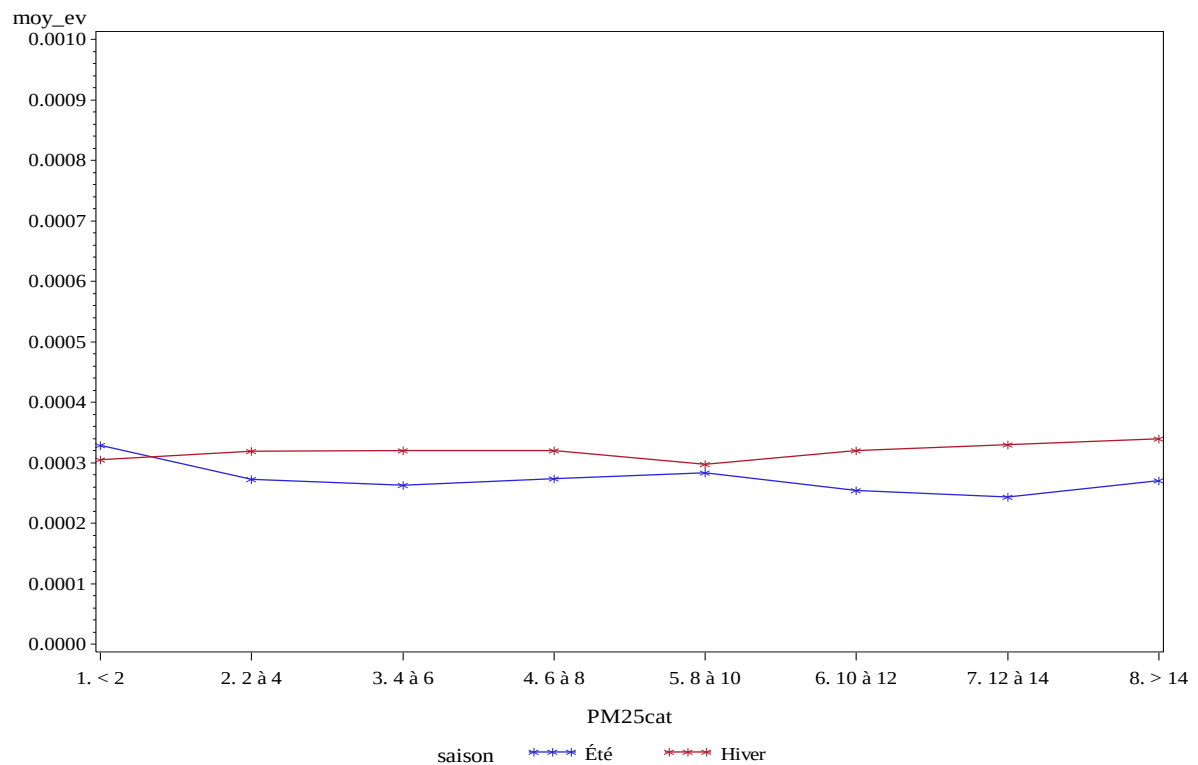
Variables	Événement IC	Variables	Événement IC	Variables	Événement IC	Variables	Événement IC
	Fréquence relative		Fréquence relative		Fréquence relative		Fréquence relative
coro		quintcomb1		3-4	0.0316	7	0.0478
sex	0	1	0.0267	5-6	0.0416	8	0.0415
	1	2	0.0296	> 6	0.0394	9	0.0321
		3	0.0310			10+	0.0292
	F	4	0.0290				
	M	5	0.0303				

Graphiques de la relation entre les $PM_{2.5}$ et le risque d'IC :

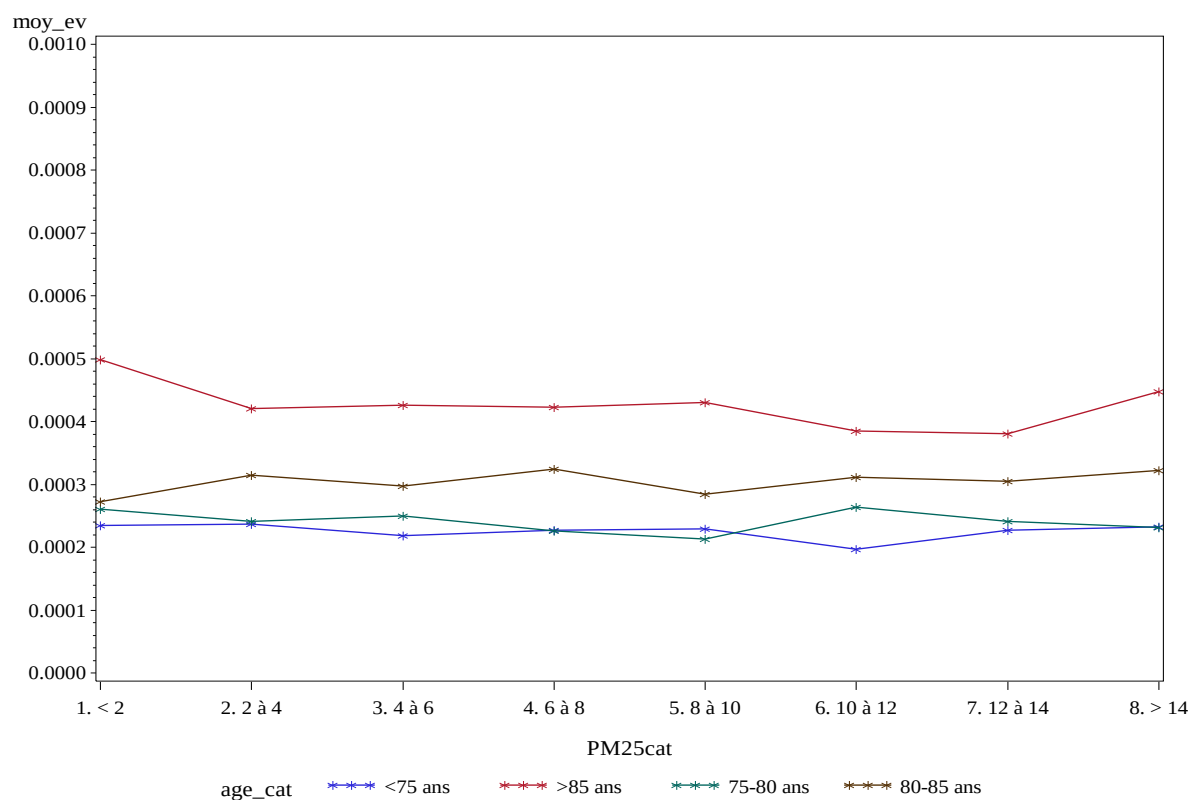
Risque d'événement en fonction des PM_{25}



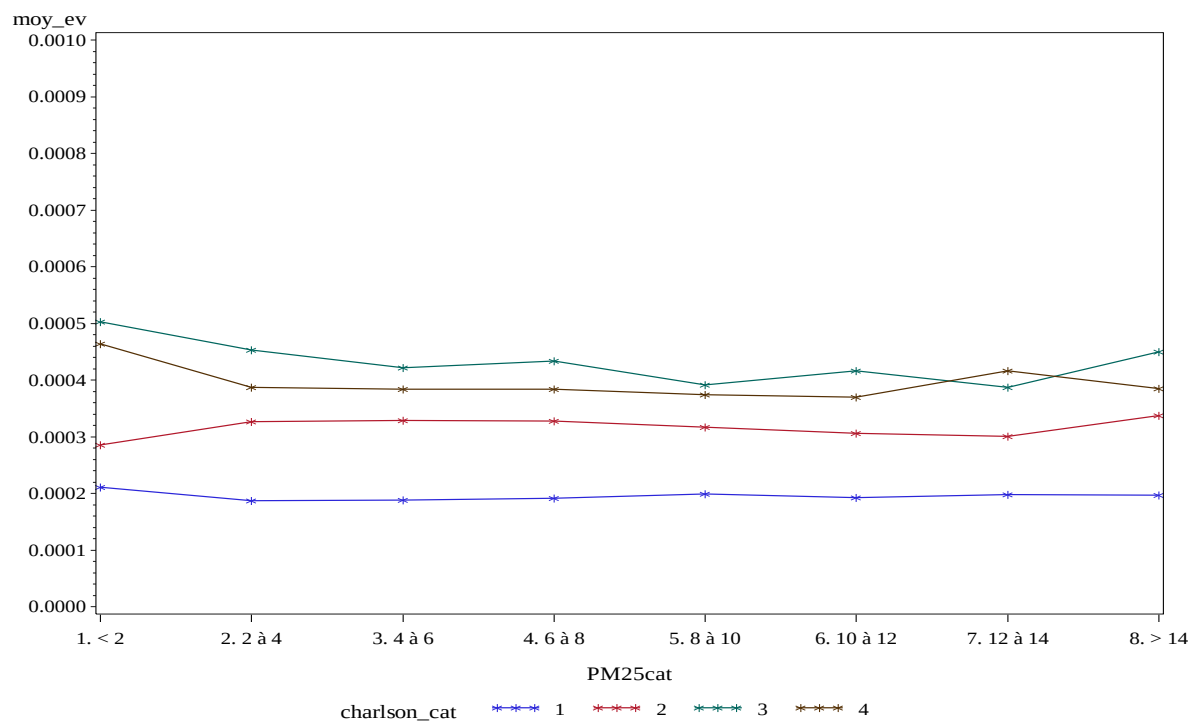
Risque d'événement en fonction des PM_{25} et de la saison



Risque d'événement en fonction des PM25 et de l'âge



Risque d'événement en fonction des PM25 et de Charlson



8.2.3 Analyses préliminaires réalisées sur 10% de la base de données

Il était initialement prévu d'utiliser un modèle de Cox multiniveaux afin d'analyser les données. Toutefois, si de telles analyses se révélaient impossibles à réaliser (par exemple, en raison des temps de calculs nécessaires ou par manque de mémoire du logiciel SAS), ces modèles de Cox seraient plutôt approximatés à l'aide d'une régression logistique estimée avec les équations d'estimations généralisées (GEE). Dans les deux cas, l'approche d'analyse devait permettre de tenir compte de la dépendance entre les observations provenant d'une même région et, dans une certaine mesure, de quantifier l'importance de cette corrélation dans l'explication de la survenue d'événements IC.

L'approche générale retenue pour sélectionner un ou des modèles finaux à l'aide des analyses préliminaires est une approche séquentielle. Les variables considérées ont été entrées successivement dans le modèle, en groupes formés de variables similaires :

1. Température seule ou avec variable susceptible d'entrer en interaction avec la température;
2. Humidité et pression;
3. Saison;
4. Sexe et âge;
5. Indice de défavorisation;
6. Indice de Charlson ou facteurs de risque de l'IC (coronaropathies, diabète et hypertension);
7. Consultations (nombre de consultations en urgence, nombre de consultations ambulatoires, nombre d'hospitalisations en urgence, nombre d'hospitalisations électives);
8. Jour de semaine (lundi au vendredi vs samedi et dimanche, ou lundi au jeudi vs vendredi, samedi et dimanche);
9. Zone de résidence;
10. Médicaments (systèmes cardiovasculaire ou rénal, CVR, et système nerveux central, SNC).

Afin de comparer les modèles entre eux, le BIC (*Bayesian Information Criterion*) a été utilisé. Lorsque des analyses différentes portent sur le même ensemble de données, une valeur plus petite de l'indice indique un meilleur ajustement. Une différence d'à peine deux points, quelle que soit la taille de la base de données, est généralement reconnue comme représentant une différence notable dans l'ajustement des modèles. Pour fin de comparaisons, l'AIC (*Akaike Information Criterion*) a également été calculé. La sélection en fonction de l'AIC se fait de la même façon qu'avec le BIC. Cependant, le BIC ayant tendance à sélectionner des modèles plus parcimonieux, les décisions de sélection de modèles ont été principalement guidées par le BIC.

Éventuellement, nous avons également ajouté le calcul du R^2 afin de mesurer la capacité prédictive des modèles de façon absolue (voir section 8.2.5 : Calcul du pouvoir prédictif du modèle).

Afin de simplifier et d'accélérer la réalisation des analyses, il a été convenu d'abord de ne pas tenir compte de la dépendance entre les observations. Lorsqu'un ou des modèles finaux seraient sélectionnés, la modélisation de la dépendance serait ajoutée aux modèles finaux sélectionnés. Des analyses préliminaires suggéraient que l'importance de la dépendance pourrait être relativement faible.

Étant donné les corrélations relativement importantes observées entre la température du dernier jour, des trois derniers jours et des 7 derniers jours (par exemple, entre *Tmoy*, *Tmoy_lag3* et

Tmoy_lag7 dans les tableaux de la section 2.1.3), nous avons décidé d'effectuer la sélection du ou des modèles finaux en ne considérant que les variables météorologiques des trois derniers jours (*Tmoy_lag3*, *Pression_lag3* et *Humid_lag3*). Le ou les modèles finaux sélectionnés en utilisant ces variables seraient par la suite ajustés aux données en remplaçant les variables météorologiques des trois derniers jours par celles des 7 derniers jours (*Tmoy_lag3* → *Tmoy_lag7*, *Pression_lag3* → *Pression_lag7* et *Humid_lag3* → *Humid_lag7*).

8.2.3.1 Analyses principales

De premières analyses préliminaires ont démontré l'infaisabilité d'utiliser le modèle de Cox multiniveaux. En effet, des analyses utilisant ce modèle sur la base réduite prenaient plusieurs jours avant de se terminer. Il a donc été décidé de recourir à l'approximation via les GEEs. Puisque dans une première étape, la dépendance n'était pas prise en compte, une régression logistique a été ajustée aux données.

8.2.3.1.1 Première modélisation de la température

En raison des connaissances antérieures, nous croyions que la relation entre la température et le risque d'événement IC serait probablement non linéaire. Cependant, les graphiques tracés en statistiques descriptives ne mettaient pas vraiment en évidence de forme non linéaire évidente (voir les graphiques présentés à la section 8.2.2; page 43). Plusieurs modélisations ont été considérées et comparées à l'aide du BIC :

- Température linéaire : relation linéaire entre le log de la cote du risque d'événement IC et la température.
- Température catégorique 5 : la température est catégorisée en groupes de 5 degrés Celsius (arrondie au 5 degré le plus proche, min = -25°C, max = 25°C)
- Température catégorique 10 : la température est catégorisée en groupes de 10 degrés Celsius (arrondie au 10 degré le plus proche, min = -20°C, max = 20°C)
- Piecewise, coupure à -15 et à 25 : La courbe est divisée en trois sections linéaires ayant des pentes potentiellement différentes, une première pour les températures plus petites que -15, une deuxième pour les températures entre -15 et 25 et une troisième pour les températures plus grandes que 25.

Ces modélisations ont été considérées seules, avec le Charlson catégorisé, avec interaction avec Charlson catégorisé, avec l'âge ainsi qu'avec interaction avec l'âge catégorisé, sauf température catégorique 5. Cette dernière n'a pas été considérée avec interaction en raison de la complexité d'interprétation inhérente au nombre de paramètres utilisés. Les valeurs d'AIC et de BIC pour les différents modèles testés sont présentées au tableau 1.

Tableau 1. Comparaison de l'ajustement de différents modèles sur la base réduite en fonction de leur modélisation de l'association entre la température et la survenue d'un événement IC

Variables	AIC	BIC
Température seule		
Température linéaire	38589,81	38612,54
Température catégorique 5	38588,88	38662,74
Température catégorique 10	38587,81	38627,58
Température piecewise, coupure à -15 et à 25	38588,14	38622,23
Température + Charlson		
Température linéaire + Charlson	38362,48	38402,25
Température linéaire + Charlson + Interaction	38361,91	38418,73
Température catégorique 10 + Charlson	38360,77	38417,58

Température catégorique 10 + Charlson + Interaction	38369,05	38494,05
Température piecewise + Charlson	38360,65	38411,78
Température piecewise + Charlson + Interaction	38366,87	38469,14
Température + Âge		
Température linéaire + âge	38413,93	38453,70
Température linéaire + âge + interaction	38415,80	38472,62
Température catégorique 10 + âge	38412,84	38469,66
Température catégorique 10 + âge + interaction	38421,35	38546,35
Température piecewise + âge	38412,53	38463,66
Température piecewise + âge + Interaction	38420,58	38522,85

Légende. Surlignés en jaune, le modèle disposant du meilleur ajustement dans sa catégorie. Surlignés en orange, les modèles disposant d'un ajustement similaire (différence inférieure ou égale à 2) dans sa catégorie.

Du point de vue de ces résultats, une modélisation linéaire, sans interaction, semblait préférable. Afin de valider ces résultats, quelques modèles ont également été comparés sur la base complète (voir Tableau 2) :

- Température linéaire : relation linéaire entre le log de la cote du risque d'événement IC et la température.
- Température catégorique 10 : la température est catégorisée en groupes de 10 degrés Celsius (arrondie au 10 degré le plus proche, min = -20°C, max = 20°C)
- Température catégorique 10* : la température est catégorisée en groupes de 10 degrés Celsius (< -20, -20 à -10, -10 à 0, 0 à 10, 10 à 20 et > 20.)

Tableau 2. Comparaison de l'ajustement de différents modèles sur la base complète en fonction de leur modélisation de l'association entre la température et la survenue d'un événement IC

Variables	AIC	BIC
Température seule		
Température linéaire	377 341,85	377 373,68
Température catégorique 10	377 332,54	377 388,26
Température catégorique 10*	377 348,72	377 412,40
Température + Charlson		
Température linéaire + Charlson	375 209,76	375 265,47
Température catégorique 10 + Charlson	375 201,54	375 281,14
Température catégorique 10* + Charlson	375 217,48	375 305,04
Température catégorique 10 + Charlson + Interaction	375 216,72	375 391,83
Température catégorique 10* + Charlson + Interaction	375 231,55	375 438,50
Température + Âge		
Température linéaire + âge	375 770,68	375 826,39
Température catégorique 10 + âge	375 764,56	375 844,16
Température catégorique 10* + âge	375 779,89	375 867,45
Température catégorique 10 + âge + interaction	375 772,17	375 947,28

Température catégorique 10* + âge + interaction	375 777,87	375 984,82
---	------------	------------

Légende. Surlignés en jaune, le modèle disposant du meilleur ajustement dans sa catégorie. Surlignés en orange, les modèles disposant d'un ajustement similaire (différence inférieure ou égale à 2) dans sa catégorie.

8.2.3.1.2 Première modélisation complète

Étant donné notre attente d'observer une relation entre la température et le risque d'IC qui soit non linéaire, les résultats précédents suggérant une relation linéaire paraissaient surprenants. Ainsi, de nouvelles formes de modélisation ont par la suite été testées où une interaction entre la saison et les variables météorologiques était considérée.

Des comparaisons de modélisation de plusieurs autres variables ont aussi été effectuées :

- Comparer l'ajustement de modèles où la relation entre l'âge et le risque d'IC est linéaire à des modèles où l'âge est catégorisé (< 75, 75-80, 80-85, > 80);
- Comparer l'ajustement de modèles où la variable de défavorisation *défav1* était incluse à des modèles où la variable *défav2* était incluse;
- Comparer l'ajustement de modèles incluant l'indice de Charlson pondéré catégorisé (1-2, 3-4, 5-6, > 6) à des modèles incluant des indicatrices pour les facteurs de risque de l'IC (diabète, coronaropathie, hypertension);
- Considérer l'ajout du jour de semaine (lundi au vendredi vs samedi ou dimanche).

Les résultats des comparaisons de modèles sont présentés au Tableau 3. Plusieurs constats peuvent être tirés de ces résultats :

- Le BIC favorise l'inclusion des variables météo et de la saison sans aucune interaction.
- Toutefois, les modèles avec une interaction saison*humidité sont compétitifs du point de vue du BIC.
- L'utilisation de la variable d'âge en continu, plutôt qu'en catégories (< 75, 75-80, 80-85, > 80) semble préférable.
- Les indices de défavorisation combinés ne semblent pas très utiles. Toutefois, si on décide d'en utiliser un, *défav1* semble mieux que *défav2*.
- L'utilisation des facteurs de risque de l'IC (hypertension, diabète, coronaropathie) semble meilleure que l'utilisation de l'indice de Charlson pondéré puis catégorisé.
- L'utilisation des variables des nombres de consultations et d'hospitalisations réduit l'ajustement du point du BIC.
- L'utilisation de la variable jour de semaine vs jour de fin de semaine améliore l'ajustement du modèle.
- L'utilisation de la variable zone de résidence réduit l'ajustement du modèle.

Tableau 3. Comparaison de l'ajustement de différents modèles sur la base réduite

Variables	AIC	BIC
Température seule		
Linéaire	38589,81	38612,54
Vars météo (température, humidité, pression)		
Météo linéaires	38588,92	38623,01
Vars météo + Saison		
Météo linéaires	38588,84	38628,61
Météo linéaires + saison*humidité	38584,92	38630,37
Météo linéaires + saison*pression	38589,53	38634,99
Météo linéaires + saison*humidité + saison*pression	38586,87	38638,00
Vars météo + saison + sexe + âge		
Météo linéaire + âge linéaire	38396,59	38447,73
Météo linéaire + âge catégorique	38413,40	38475,90
Météo linéaire + âge linéaire + saison*humidité	38392,54	38449,36
Vars météo + saison + sexe + âge + défav		
Météo linéaire + âge linéaire + défav1	38404,52	38484,06
Météo linéaire + âge linéaire + défav1 + saison*humidité	38400,48	38485,70
Météo linéaire + âge linéaire + défav2	38406,01	38485,56
Météo linéaire + âge linéaire + défav2 + saison*humidité	38401,96	38487,18
Vars météo + saison + sexe + âge (+ défav1) + Charlson/facteurs de risque IC (FR-IC)		
Météo linéaire + âge linéaire + Charlson	38157,01	38225,19
Météo linéaire + âge linéaire + Charlson + saison*humidité	38152,96	38226,82
Météo linéaire + âge linéaire + défav1 + Charlson	38165,27	38261,86
Météo linéaire + âge linéaire + défav1 + Charlson + saison*humidité	38161,21	38263,48
Météo linéaire + âge linéaire + facteurs de risque IC	38115,85	38184,03
Météo linéaire + âge linéaire + facteurs de risque IC + saison*humidité	38111,36	38185,22
Météo linéaire + âge linéaire + défav1 + facteurs de risque IC	38124,23	38220,82
Météo linéaire + âge linéaire + défav1 + facteurs de risque IC + saison*humidité	38119,74	38222,00
Vars météo + saison + sexe + âge (+ défav1) + FR-IC + consults		
Météo linéaire + âge linéaire + FR-IC + consults linéaire	38100,12	38191,02
Météo linéaire + âge linéaire + FR-IC + consults linéaire + saison*humidité	38095,58	38192,17
Météo linéaire + âge linéaire + défav1 + FR-IC + consults linéaire	38108,66	38227,98
Météo linéaire + âge linéaire + défav1 + FR-IC + consults linéaire + saison*humidité	38104,12	38229,11
Vars météo + saison + sexe + âge (+ défav1) + FR-IC + consults + jour de semaine (JS)		
Météo linéaire + âge linéaire + FR-IC + consults linéaire + JS	38087,24	38183,82
Météo linéaire + âge linéaire + FR-IC + consults linéaire + saison*humidité + JS	38082,76	38185,03
Météo linéaire + âge linéaire + défav1 + FR-IC + consults linéaire + JS	38095,78	38220,78
Météo linéaire + âge linéaire + défav1 + FR-IC + consults linéaire + saison*humidité + JS	38091,29	38221,97
Vars météo + saison + sexe + âge (+ défav1) + FR-IC + consults + JS + zone		
Météo linéaire + âge linéaire + FR-IC + consults linéaire + JS + zone	38089,39	38203,02
Météo linéaire + âge linéaire + FR-IC + consults linéaire + saison*humidité + JS + zone	38084,97	38204,28
Météo linéaire + âge linéaire + défav1 + FR-IC + consults linéaire + JS + zone	38098,16	38240,20
Météo linéaire + âge linéaire + défav1 + FR-IC + consults linéaire + saison*humidité + JS + zone	38093,74	38241,46

Légende. Surlignés en jaune, le modèle disposant du meilleur ajustement dans sa catégorie. Surlignés en orange, les modèles disposant d'un ajustement similaire (différence inférieure ou égale à 2) dans sa catégorie.

Afin d'explorer d'avantage l'opportunité d'inclure une interaction humidité*saison, l'ajustement de quelques modèles sur la base complète de données a été évalué. Selon l'AIC et le BIC, il serait préférable de ne pas inclure l'interaction humidité*saison. À noter que l'interaction humidité*saison n'est d'ailleurs pas statistiquement significative ($p = 0.1944$ pour le modèle météo linéaires + saison*humidité et $p = 0.1724$ pour le modèle météo linéaires + saison*humidité + saison*pression).

Tableau 4. Comparaison de l'ajustement de différents modèles sur la base complète

Variables	AIC	BIC
Température seule		
Linéaire	377 379,41	377 411,24
Vars météo		
Météo linéaires	377 382,42	377 430,17
Vars météo + Saison		
Météo linéaires	377 370,97	377 426,69
Météo linéaires + saison*humidité	377 371,29	377 434,97
Météo linéaires + saison*pression	377 371,11	377 434,79
Météo linéaires + saison*humidité + saison*pression	377 372,41	377 444,05

Légende. Surlignés en jaune, le modèle disposant du meilleur ajustement dans sa catégorie. Surlignés en orange, les modèles disposant d'un ajustement similaire (différence inférieure ou égale à 2) dans sa catégorie.

8.2.3.1.3 Seconde modélisation complète

Au vu des résultats précédents, l'équipe a voulu explorer davantage de formes de modélisations concernant l'âge, l'indice de Charlson pondéré et le jour de semaine. En explorant les statistiques descriptives (section 8.2.2), les observations suivantes ont été tirées :

- La relation entre l'indice de Charlson et le risque d'événement IC n'est pas linéaire. Le risque augmente lorsque l'indice augmente jusqu'à une valeur de 7, puis diminue.
- L'objectif de la modélisation différente de l'âge est d'éviter une influence indue de certaines observations avec un âge « extrême ». Du point de vue des statistiques descriptives, il semble que la relation est approximativement linéaire au moins jusqu'à 100 ans. La forme de la relation devient difficile à modéliser de façon descriptive par après en raison des effectifs trop faibles.
- La division jour de semaine « lundi au vendredi » semble plus discriminante que la division « lundi au jeudi ».

Les résultats des comparaisons de modélisation essayées sont présentés au tableau 5. En résumé, du point de vue de ces résultats et des statistiques descriptives :

- On constate que le modèle où l'âge est modélisé de façon linéaire s'ajuste le mieux aux données et que le paramètre pour l'âge n'est pas influencé par l'imposition d'une borne.
- La meilleure modélisation pour l'indice de Charlson semble être de le considérer comme une variable continue avec une borne supérieure à 6. Toutefois, cette modélisation reste moins bonne que l'utilisation des facteurs de risque d'IC.
- Il avait été proposé de ne considérer que les consultations et les hospitalisations en urgence au lieu de considérer aussi les hospitalisations électives et les consultations ambulatoires. L'ajustement du modèle est effectivement meilleur en ne considérant que ces 2 variables.
- La définition de jour de semaine « lundi au vendredi vs samedi et dimanche » est plus discriminante que la version « lundi au jeudi vs vendredi, samedi et dimanche ».

Tableau 5. Comparaison de l'ajustement de différents modèles sur la base réduite

Variables	AIC	BIC	R ²
Température			
Température linéaire	38589,81	38612,54	0,013
Météo			
Température, humidité, pression linéaires	38588,92	38623,01	0,015
Météo + saison			
Température, humidité, pression linéaires + saison	38588,84	38628,61	0,016
Météo + saison + âge + sexe			
Météo linéaires + saison + âge linéaire + sexe*	38396,59	38447,73	0,101
Météo linéaires + saison + âge cat + sexe	38413,40	38475,90	0,096
Météo linéaires + saison + âge linéaire borné à 100 ans + sexe**	38397,15	38448,28	0,101
Météo + saison + âge + sexe + défav1			
Météo linéaires + saison + âge linéaire + sexe + défav1	38404,52	38484,06	0,102
Météo + saison + âge + sexe + défav1 + Charlson ou Facteurs de risque d'IC (FC-IC)			
Météo linéaires + saison + âge linéaire + sexe + défav1 :			
+ Charlson catégorique (1-2, 3-4, 5-6, >6)	38165,27	38261,86	0,198
+ Charlson linéaire borné à 6	38147,30	38232,52	0,203
+ Charlson linéaire borné à 10	38217,42	38302,64	0,177
+ Charlson catégorique (1, 2, 3, 4, 5, 6+)	38144,17	38252,12	0,207
+ Charlson catégorique (1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10+)	38145,17	38275,84	0,210
Météo linéaires + saison + âge linéaire + sexe + défav1 + FC-IC	38124,23	38220,82	0,213
Météo + saison + âge + sexe + défav1 + FC-IC + consults			
Météo linéaires + saison + âge linéaire + sexe + défav1 + FC-IC :			
+ consults amb + consults urg + hopsit elec + hospit urg	38108,66	38227,98	0,222
+ consults urg + hospit urg	38113,10	38221,05	0,219
Météo + saison + âge + sexe + défav1 + FC-IC + consults + jour de semaine (JS)			
Météo linéaires + saison + âge linéaire + sexe + défav1 + FC-IC + consults urg + hospit urg + jour de semaine (lundi au vendredi)	38100,21	38213,84	0,224
Météo linéaires + saison + âge linéaire + sexe + défav1 + FC-IC + consults urg + hospit urg + JS (lundi au jeudi)	38114,94	38228,58	0,219
Météo + saison + âge + sexe + défav1 + FC-IC + consults + JS + zone			
Météo linéaires + saison + âge linéaire + sexe + défav1 + FC-IC + consults urg + hospit urg + JS (lundi au vendredi) + zone	38098,16	38240,20	0,228
Météo + saison + âge + sexe + défav1 + FC-IC + consults + JS + zone + médicaments (non comparables en raison des données manquantes)			
Météo linéaires + saison + âge linéaire + sexe + défav1 + FC-IC + consults urg + hospit urg + JS (lundi au vendredi) + zone + médicaments	34795,15	34946,14	0,248

Légende. Surlignés en jaune, le modèle disposant du meilleur ajustement dans sa catégorie. Surlignés en orange, les modèles disposant d'un ajustement similaire (différence inférieure ou égale à 2) dans sa catégorie. * Le paramètre associé à l'âge est estimé à 0.0406 (HR = 1.04). ** Le paramètre associé à l'âge est estimé à 0.0406 (HR = 1.04)

8.2.3.1.4 Analyses préliminaires sur la base de données complète

Les résultats précédents ont permis à l'équipe de statuer sur le choix préliminaire de quatre modèles à ajuster sur la base de données complète, deux modèles utilisant les variables météorologiques moyennes sur trois jours et deux modèles utilisant les variables météorologiques moyennes sur sept jours.

Les modèles incluait les variables suivantes :

1. Variables météorologiques sur **trois** jours, saison, âge linéaire, sexe, défav1, facteurs de risque IC, nombre de consultations en urgence, nombre d'hospitalisations en urgence, zone.
2. Variables météorologiques sur **sept** jours, saison, âge linéaire, sexe, défav1, facteurs de risque IC, nombre de consultations en urgence, nombre d'hospitalisations en urgence, zone.
3. Variables météorologiques sur **trois** jours, saison, âge linéaire, sexe, défav1, facteurs de risque IC, nombre de consultations en urgence, nombre d'hospitalisations en urgence, zone, **nombre de médicaments CVR et nombre de médicaments SNC.**
4. Variables météorologiques sur **sept** jours, saison, âge linéaire, sexe, défav1, facteurs de risque IC, nombre de consultations en urgence, nombre d'hospitalisations en urgence, zone, **nombre de médicaments CVR et nombre de médicaments SNC.**

Les rapports de taux (*hazard ratio*, *HR*) obtenus à l'aide de ces modèles sont présentés aux tableaux 6 à 9. Les observations suivantes avaient été tirées :

- Les résultats avec et sans les variables de médicaments sont très similaires.
- Les effets estimés pour la température et l'humidité sur 7 jours vs sur 3 jours sont très similaires, mais légèrement plus prononcés sur 7 jours que sur 3 jours.
- Les effets estimés pour la pression sur 7 jours sont plus prononcés que ceux sur 3 jours.

Tableau 6. Résultats du modèle incluant les variables météorologiques sur **trois** jours, saison, âge linéaire, sexe, défav1, facteurs de risque IC, nombre de consultations en urgence, nombre d'hospitalisations en urgence, zone

Paramètres		HR	Int. Conf. à 95%		Pr > ChiSq
Tmoy_lag3		0,995	0,993	0,997	<0,0001
Humid_lag3		0,999	0,997	1,000	0,1238
Pression_lag3		1,002	0,979	1,026	0,8608
saison	Été	0,928	0,886	0,973	0,0019
Sex	M	1,050	1,021	1,080	0,0006
age		1,045	1,043	1,046	<0,0001
quintcomb1	2	1,059	0,998	1,123	0,0564
quintcomb1	3	1,050	0,994	1,109	0,0835
quintcomb1	4	1,051	0,992	1,114	0,0937
quintcomb1	5	1,057	0,999	1,120	0,0561
quintcomb1	.	0,939	0,879	1,003	0,0614
HTA		1,447	1,401	1,495	<0,0001
diab		1,467	1,426	1,509	<0,0001
coro		1,623	1,570	1,677	<0,0001
nb_consult_urg		1,010	0,999	1,021	0,0841
nb_hospit_urg		0,927	0,911	0,943	<0,0001
Jour_de_semaine (lundi-vendredi)		1,341	1,299	1,385	<0,0001
zone	1	1,060	1,020	1,102	0,0033
zone	2	1,120	1,070	1,172	<0,0001
zone	3	1,055	1,005	1,106	0,0298

Tableau 7. Résultats du modèle incluant les variables météorologiques sur **sept** jours, saison, âge linéaire, sexe, défav1, facteurs de risque IC, nombre de consultations en urgence, nombre d'hospitalisations en urgence, zone

Paramètres		HR	Int. Conf. à 95%		Pr > ChiSq
Tmoy_lag3		0,995	0,993	0,997	<0,0001
Humid_lag3		0,999	0,997	1,000	0,1238
Pression_lag3		1,002	0,979	1,026	0,8608
saison	Été	0,928	0,886	0,973	0,0019
Tmoy_lag7		0,994	0,992	0,996	<0,0001
Humid_lag7		0,997	0,995	1,000	0,0188
Pression_lag7		1,035	1,005	1,066	0,0233
saison	Été	0,949	0,904	0,996	0,0345
sex	M	1,050	1,021	1,080	0,0006
age		1,045	1,043	1,047	<0,0001
quintcomb1	2	1,058	0,998	1,122	0,0582
quintcomb1	3	1,049	0,993	1,108	0,0881
quintcomb1	4	1,051	0,991	1,113	0,0950
quintcomb1	5	1,057	0,998	1,119	0,0592
quintcomb1	.	0,940	0,880	1,004	0,0639
HTA		1,448	1,402	1,496	<0,0001
diab		1,467	1,427	1,509	<0,0001
coro		1,622	1,569	1,677	<0,0001
nb_consult_urg		1,010	0,999	1,021	0,0866
nb_hospit_urg		0,927	0,911	0,944	<0,0001
Jour_de_semaine (lundi-vendredi)		1,341	1,299	1,385	<0,0001
zone	1	1,062	1,021	1,104	0,0027
zone	2	1,119	1,069	1,171	<0,0001
zone	3	1,055	1,005	1,106	0,0298

Tableau 8. Résultats du modèle incluant les variables météorologiques sur **trois** jours, saison, âge linéaire, sexe, défav1, facteurs de risque IC, nombre de consultations en urgence, nombre d'hospitalisations en urgence, zone, **nombre de médicaments CVR** et **nombre de médicaments SNC**.

Paramètres		HR	Int. Conf. à 95%		Pr > ChiSq
Tmoy_lag3		0,994	0,992	0,996	<0,0001
Humid_lag3		0,999	0,997	1,001	0,1742
Pression_lag3		1,003	0,979	1,028	0,7816
saison	Été	0,939	0,894	0,986	0,0109
sex	M	1,049	1,019	1,080	0,0013
age		1,046	1,044	1,049	<0,0001
quintcomb1	2	1,061	0,998	1,127	0,0597
quintcomb1	3	1,041	0,983	1,103	0,1664
quintcomb1	4	1,055	0,993	1,120	0,0844
quintcomb1	5	1,059	0,998	1,124	0,0605
quintcomb1	.	0,929	0,865	0,998	0,0427
HTA		1,415	1,367	1,464	<0,0001
Diab		1,440	1,398	1,483	<0,0001
Coro		1,615	1,560	1,672	<0,0001
nb_consult_urg		1,008	0,996	1,020	0,1708
nb_hospit_urg		0,927	0,910	0,944	<0,0001

Jour_de_semaine (lundi-vendredi)		1,346	1,301	1,391	<0,0001
medic_CVR		1,055	1,048	1,062	<0,0001
medic_SNC		1,042	1,024	1,060	<0,0001
Zone	1	1,051	1,010	1,094	0,0152
Zone	2	1,120	1,068	1,174	<0,0001
Zone	3	1,047	0,997	1,100	0,0670

Tableau 9. Résultats du modèle incluant les variables météorologiques sur **sept** jours, saison, âge linéaire, sexe, défav1, facteurs de risque IC, nombre de consultations en urgence, nombre d'hospitalisations en urgence, zone, **nombre de médicaments CVR** et **nombre de médicaments SNC**.

Paramètres		HR	Int. Conf. à 95%		Pr > ChiSq
Tmoy_lag7		0,993	0,991	0,995	<0,0001
Humid_lag7		0,998	0,995	1,000	0,0367
Pression_lag7		1,037	1,005	1,069	0,0226
saison	Été	0,961	0,914	1,011	0,1266
sex	M	1,049	1,019	1,081	0,0013
age		1,047	1,044	1,049	<0,0001
quintcomb1	2	1,060	0,997	1,127	0,0615
quintcomb1	3	1,041	0,983	1,102	0,1737
quintcomb1	4	1,054	0,993	1,120	0,0856
quintcomb1	5	1,058	0,997	1,123	0,0636
quintcomb1	.	0,930	0,866	0,998	0,0450
HTA		1,415	1,368	1,464	<0,0001
diab		1,440	1,398	1,483	<0,0001
coro		1,614	1,559	1,671	<0,0001
nb_consult_urg		1,008	0,996	1,020	0,1753
nb_hospit_urg		0,927	0,911	0,944	<0,0001
Jour_de_semaine (lundi-vendredi)		1,346	1,301	1,391	<0,0001
medic_CVR		1,055	1,048	1,063	<0,0001
medic_SNC		1,042	1,025	1,060	<0,0001
zone	1	1,053	1,011	1,096	0,0126
zone	2	1,119	1,067	1,173	<0,0001
zone	3	1,047	0,997	1,100	0,0675

8.2.3.1.5 Analyses préliminaires GEE sur la base de données complète

La prochaine étape naturelle aurait été d'ajuster les quatre modèles présentés à la section précédente sur la base complète en utilisant les GEE pour tenir compte de la dépendance entre les observations. Cette étape a été entreprise, mais n'a pas été terminée. En effet, les quelques résultats obtenus ont confirmé les résultats préliminaires qui suggéraient que la contribution de la corrélation entre les observations d'une même région était négligeable. De plus, les paramètres estimés à l'aide des GEE étaient fortement similaires à ceux obtenus avec la régression logistique. Finalement, l'ajustement de chaque modèle prenait plusieurs jours.

Les résultats des deux modèles suivants ajustés avec les GEE sont présentés aux tableaux 10 et 11 (à comparer respectivement aux tableaux 6 et 9) :

1. Variables météorologiques sur **trois** jours, saison, âge linéaire, sexe, défav1, facteurs de risque IC, nombre de consultations en urgence, nombre d'hospitalisations en urgence, zone.
2. Variables météorologiques sur **sept** jours, saison, âge linéaire, sexe, défav1, facteurs de risque IC, nombre de consultations en urgence, nombre d'hospitalisations en urgence, zone, **nombre de médicaments CVR et nombre de médicaments SNC.**

Tableau 10. Résultats du modèle GEE incluant les variables météorologiques sur **trois** jours, saison, âge linéaire, sexe, défav1, facteurs de risque IC, nombre de consultations en urgence, nombre d'hospitalisations en urgence, zone

Paramètres		HR	Int. Conf. à 95%		Pr > ChiSq
Tmoy_lag3		0,995	0,993	0,997	<0,0001
Humid_lag3		0,999	0,997	1,000	0,1240
Pression_lag3		1,002	0,978	1,026	0,9018
saison	Été	0,928	0,886	0,972	0,0014
Sex	M	1,049	1,020	1,080	0,0008
Age		1,045	1,043	1,047	<0,0001
quintcomb1	2	1,054	0,989	1,122	0,1041
quintcomb1	3	1,047	0,986	1,112	0,1360
quintcomb1	4	1,049	0,986	1,116	0,1314
quintcomb1	5	1,050	0,987	1,116	0,1204
quintcomb1	.	0,937	0,873	1,005	0,0683
HTA		1,449	1,403	1,497	<0,0001
diab		1,467	1,425	1,511	<0,0001
coro		1,627	1,572	1,685	<0,0001
nb_consult_urg		1,010	0,998	1,021	0,0952
nb_hospit_urg		0,927	0,910	0,944	<0,0001
Jour_de_semaine (lundi-vendredi)		1,341	1,299	1,383	<0,0001
zone	1	1,064	1,017	1,113	0,0066
zone	2	1,128	1,067	1,192	<0,0001
zone	3	1,073	0,991	1,160	0,0809

Corrélation entre les individus d'une même SR/SDR : $4,42 \times 10^{-6}$

Tableau 11. Résultats du modèle incluant les variables météorologiques sur **sept** jours, saison, âge linéaire, sexe, défav1, facteurs de risque IC, nombre de consultations en urgence, nombre d'hospitalisations en urgence, zone, **nombre de médicaments CVR et nombre de médicaments SNC.**

Paramètres		HR	Int. Conf. à 95%		Pr > ChiSq
Tmoy_lag7		0,993	0,991	0,995	<0,0001
Humid_lag7		0,997	0,995	1,000	0,0287
Pression_lag7		1,035	1,003	1,069	0,0318
saison	Été	0,960	0,914	1,008	0,1043
sex	M	1,049	1,018	1,080	0,0017
age		1,046	1,044	1,049	<0,0001
quintcomb1	2	1,055	0,987	1,128	0,1178
quintcomb1	3	1,038	0,974	1,107	0,2486
quintcomb1	4	1,052	0,985	1,124	0,1303
quintcomb1	5	1,049	0,984	1,120	0,1451

quintcomb1	.	0,927	0,859	1,001	0,0529
HTA		1,417	1,369	1,466	<0,0001
diab		1,440	1,396	1,484	<0,0001
coro		1,618	1,560	1,678	<0,0001
nb_consult_urg		1,008	0,996	1,020	0,1989
nb_hospit_urg		0,927	0,909	0,945	<0,0001
Jour_de_semaine (lundi-vendredi)		1,344	1,301	1,389	<0,0001
medic_CVR		1,056	1,048	1,064	<0,0001
medic_SNC		1,043	1,025	1,061	<0,0001
zone	1	1,055	1,008	1,104	0,0227
zone	2	1,126	1,063	1,193	<0,0001
zone	3	1,068	0,983	1,161	0,1201

Corrélation entre les individus d'une même SR/SDR : $5,14 \times 10^{-6}$

Sur la base de ces derniers résultats, les quatre modèles finaux ont été sélectionnés. Étant donné que la corrélation entre les observations d'une même région était faible, il a été décidé d'utiliser des modèles de Cox ordinaires. De plus, ces modèles ont été simplifiés en retirant les variables d'intérêt secondaire non statistiquement significatives, c'est-à-dire l'indice de défavorisation *défav1* et le nombre de consultations en urgence. Les résultats de ces modèles sont présentés à la section 8.2.4.1.

8.2.3.2 Sous-analyse sur les $PM_{2.5}$

La sélection de modèles pour la sous-analyse a été principalement guidée par les statistiques descriptives présentées à la section 8.2.2 ainsi que sur la sélection de modèles déjà effectuée pour l'analyse principale présentée à la section 8.2.3.1.

D'abord, on peut remarquer des statistiques descriptives que la relation entre les $PM_{2.5}$ et le risque d'événement IC semble relativement faible et essentiellement linéaire. Toutefois, étant donné la présence de valeurs extrêmes, il y avait une inquiétude par rapport à l'influence de telles valeurs sur les résultats de l'analyse.

Quelques modélisations différentes pour l'effet des $PM_{2.5}$ sont testées dans un modèle de Cox ordinaire. Ce modèle n'inclut que les $PM_{2.5}$. Les modèles essayés sont :

- Effet linéaire;
- Effet linéaire avec les $PM_{2.5}$ bornés à un maximum de 90;
- $PM_{2.5}$ dichotomisés <10 vs ≥ 10 ;
- $PM_{2.5}$ dichotomisé <30 vs ≥ 30 .

Aucun des quatre modèles n'est particulièrement intéressant du point de vue du R^2 . Le modèle avec $PM_{2.5}$ dichotomisé autour de 30 est le plus prometteur tel qu'en témoigne les résultats présentés au tableau 12.

Tableau 12. Comparaison de différentes modélisations pour la variable PM_{2.5}

PM _{2.5}	AIC	BIC	R ²
Linéaire	17867,502	17872,540	0,000
Linéaire borné à 90	17867,501	17872,539	0,000
< 10 vs ≥ 10	17867,614	17872,652	0,000
< 30 vs ≥ 30	17867,039	17872,077	0,001

Légende. Surlignés en jaune, le modèle disposant du meilleur ajustement dans sa catégorie. Surlignés en orange, les modèles disposant d'un ajustement similaire (différence inférieure ou égale à 2) dans sa catégorie.

Ainsi, les quatre modèles finaux pour la sous-analyse sont des modèles de Cox ordinaires incluant les variables suivantes :

1. PM_{2.5} < 30 vs ≥ 30, variables météorologiques sur **trois** jours, saison, âge linéaire, sexe, facteurs de risque IC, nombre d'hospitalisations en urgence, zone.
2. PM_{2.5} < 30 vs ≥ 30, variables météorologiques sur **sept** jours, saison, âge linéaire, sexe, facteurs de risque IC, nombre d'hospitalisations en urgence, zone.
3. PM_{2.5} < 30 vs ≥ 30, variables météorologiques sur **trois** jours, saison, âge linéaire, sexe, facteurs de risque IC, nombre d'hospitalisations en urgence, zone, **nombre de médicaments CVR** et **nombre de médicaments SNC**.
4. PM_{2.5} < 30 vs ≥ 30, variables météorologiques sur **sept** jours, saison, âge linéaire, sexe, facteurs de risque IC, nombre d'hospitalisations en urgence, zone, **nombre de médicaments CVR** et **nombre de médicaments SNC**.

Les résultats de ces quatre modèles sont présentés à la section 8.2.4.2

8.2.4 Analyses finales

8.2.4.1 Analyses principales

Tableau 13. Résultats du modèle incluant les variables météorologiques sur **trois** jours, saison, âge linéaire, sexe, facteurs de risque IC, nombre d'hospitalisations en urgence, zone.

Paramètres		Rapports de risque (RR)	95% intervalles de confiance des RR	Pr > Khi-2
Tmoy_lag3		0,994	0,992 0,996	<0,0001
Humid_lag3		0,999	0,997 1,001	0,4342
Pression_lag3		1,009	0,986 1,033	0,4438
Saison	Été	0,926	0,884 0,970	0,0013
Sex	M	1,048	1,019 1,078	0,0011
Age		1,043	1,041 1,045	<0,0001
HTA		1,452	1,406 1,500	<0,0001
Diab		1,454	1,413 1,495	<0,0001
Coro		1,518	1,469 1,569	<0,0001
nb_hospit_urg		1,054	1,037 1,071	<0,0001
Jour_de_semaine (lundi-vendredi)		1,339	1,297 1,383	<0,0001
Zone	1	1,048	1,013 1,085	0,0075
Zone	2	1,108	1,063 1,154	<0,0001
Zone	3	1,038	0,993 1,086	0,1020

Obs.	R ²	R ² scaled
1	0,20075	0,20075

Tableau 14. Résultats du modèle incluant les variables météorologiques sur **trois** jours, saison, âge linéaire, sexe, facteurs de risque IC, nombre d'hospitalisations en urgence, zone, **nombre de médicaments CVR** et **nombre de médicaments SNC**.

Paramètres		Rapports de risque (RR)	95% intervalles de confiance des RR	Pr > Khi-2
Tmoy_lag3		0,994	0,992 0,996	<0,0001
Humid_lag3		0,999	0,998 1,001	0,5340
Pression_lag3		1,011	0,986 1,035	0,3979
saison	Été	0,936	0,891 0,983	0,0076
sex	M	1,046	1,016 1,077	0,0027
age		1,045	1,043 1,047	<0,0001
HTA		1,421	1,373 1,470	<0,0001
diab		1,430	1,388 1,473	<0,0001
coro		1,512	1,461 1,565	<0,0001
nb_hospit_urg		1,051	1,033 1,069	<0,0001
Jour_de_semaine (lundi-vendredi)		1,343	1,299 1,389	<0,0001
medic_CVR		1,053	1,046 1,060	<0,0001
medic_SNC		1,041	1,023 1,059	<0,0001
zone	1	1,039	1,002 1,077	0,0389
zone	2	1,105	1,058 1,153	<0,0001
zone	3	1,028	0,981 1,077	0,2432

Obs.	R ²	R ² scaled
1	0,21821	0,21821

Tableau 15. Résultats du modèle incluant les variables météorologiques sur **sept** jours, saison, âge linéaire, sexe, facteurs de risque IC, nombre d'hospitalisations en urgence, zone.

Paramètres		Rapports de risque (RR)	95% intervalles de confiance des RR	Pr > Khi-2
Tmoy_lag7		0,993	0,991 0,995	<0,0001
Humid_lag7		0,998	0,996 1,001	0,1414
Pression_lag7		1,045	1,015 1,077	0,0035
saison	Été	0,947	0,903 0,994	0,0274
sex	M	1,048	1,019 1,078	0,0011
age		1,043	1,041 1,045	<0,0001
HTA		1,453	1,407 1,501	<0,0001
diab		1,454	1,414 1,496	<0,0001
coro		1,518	1,469 1,569	<0,0001
nb_hospit_urg		1,054	1,037 1,071	<0,0001
Jour_de_semaine (lundi-vendredi)		1,339	1,297 1,383	<0,0001
zone	1	1,049	1,013 1,086	0,0069
zone	2	1,106	1,062 1,153	<0,0001
zone	3	1,038	0,992 1,086	0,1043

Obs.	R ²	R ² scaled
1	0,20179	0,20179

Tableau 16. Résultats du modèle incluant les variables météorologiques sur **sept** jours, saison, âge linéaire, sexe, facteurs de risque IC, nombre d'hospitalisations en urgence, zone, **nombre de médicaments CVR** et **nombre de médicaments SNC**.

Paramètres		Rapports de risque (RR)	95% intervalle de confiance des RR	Pr > Khi-2
Tmoy_lag7		0,993	0,991 0,995	<0,0001
Humid_lag7		0,999	0,996 1,001	0,2175
Pression_lag7		1,047	1,015 1,080	0,0036
saison	Été	0,959	0,912 1,008	0,1016
sex	M	1,046	1,016 1,077	0,0026
age		1,045	1,043 1,047	<0,0001
HTA		1,421	1,374 1,471	<0,0001
diab		1,430	1,389 1,473	<0,0001
coro		1,512	1,460 1,565	<0,0001
nb_hospit_urg		1,051	1,034 1,069	<0,0001
Jour_de_semaine (lundi-vendredi)		1,343	1,299 1,389	<0,0001
medic_CVR		1,053	1,046 1,060	<0,0001
medic_SNC		1,041	1,024 1,059	<0,0001
zone	1	1,039	1,003 1,078	0,0359
zone	2	1,103	1,057 1,152	<0,0001
zone	3	1,028	0,981 1,076	0,2486

Obs.	R ²	R ² scaled
1	0,21930	0,21930

8.2.4.2 Sous-analyses sur les PM_{2,5}

Tableau 17. Résultats du modèle incluant les PM_{2,5} < 30 vs ≥ 30, variables météorologiques sur **trois** jours, saison, âge linéaire, sexe, facteurs de risque IC, nombre d'hospitalisations en urgence, zone.

Paramètres		Rapports de risque (RR)	95% intervalle de confiance des RR	Pr > Khi-2
PM _{2,5} _30		1,088	0,958 1,235	0,1928
Tmoy_lag3		0,993	0,991 0,996	<0,0001
Humid_lag3		0,999	0,997 1,002	0,6305
Pression_lag3		0,991	0,958 1,025	0,5938
saison	Été	0,932	0,873 0,996	0,0376
Sex	M	1,062	1,022 1,105	0,0024
Age		1,044	1,042 1,047	<0,0001
HTA		1,491	1,423 1,563	<0,0001
Diab		1,503	1,445 1,564	<0,0001
Coro		1,548	1,478 1,621	<0,0001
nb_hospit_urg		1,055	1,030 1,081	<0,0001
Jour_de_semaine (lundi-vendredi)		1,402	1,340 1,467	<0,0001
nb_hospit_urg		1,055	1,030 1,081	<0,0001

Paramètres		Rapports de risque (RR)	95% intervalle de confiance des RR	Pr > Khi-2
Zone		1,053	1,002 1,106	0,0396

Obs	R ²	R ² scaled
1	0.21758	0.21758

Tableau 18. Résultats du modèle incluant les PM_{2,5} < 30 vs ≥ 30, variables météorologiques sur **trois** jours, saison, âge linéaire, sexe, facteurs de risque IC, nombre d'hospitalisations en urgence, zone, **nombre de médicaments CVR** et **nombre de médicaments SNC**.

Paramètres		Rapports de risque (RR)	95% intervalle de confiance des RR	Pr > Khi-2
PM _{2,5} _30		1,088	0,951 1,245	0,2180
Tmoy_lag3		0,993	0,990 0,996	<0,0001
Humid_lag3		0,999	0,996 1,002	0,6035
Pression_lag3		0,984	0,950 1,019	0,3696
saison	Été	0,944	0,880 1,012	0,1053
Sex	M	1,046	1,003 1,09	0,0343
Age		1,046	1,043 1,049	<0,0001
HTA		1,472	1,400 1,548	<0,0001
Diab		1,479	1,418 1,542	<0,0001
Coro		1,560	1,486 1,639	<0,0001
nb_hospit_urg		1,056	1,030 1,083	<0,0001
Jour_de_semaine (lundi-vendredi)		1,413	1,346 1,482	<0,0001
medic_CVR		1,051	1,041 1,061	<0,0001
medic_SNC		1,028	1,003 1,054	0,0311
Zone	1	1,051	0,998 1,106	0,0614

Obs	R ²	R ² scaled
1	0,23494	0,23494

Tableau 19. Résultats du modèle incluant les PM_{2,5} < 30 vs ≥ 30, variables météorologiques sur **sept** jours, saison, âge linéaire, sexe, facteurs de risque IC, nombre d'hospitalisations en urgence, zone.

Paramètres		Rapports de risque (RR)	95% intervalle de confiance des RR	Pr > Khi-2
PM _{2,5} _30		1,056	0,931 1,199	0,3952
Tmoy_lag7		0,993	0,990 0,996	<0,0001
Humid_lag7		0,997	0,994 1,001	0,1236
Pression_lag7		1,044	1,000 1,089	0,0489
saison	Été	0,946	0,884 1,013	0,1140

Paramètres		Rapports de risque (RR)	95% intervalle de confiance des RR	Pr > Khi-2
Sex	M	1,063	1,022 1,105	0,0023
Age		1,044	1,042 1,047	<0,0001
HTA		1,493	1,424 1,565	<0,0001
Diab		1,504	1,446 1,564	<0,0001
Coro		1,547	1,477 1,620	<0,0001
nb_hospit_urg		1,055	1,030 1,081	<0,0001
Jour_de_semaine (lundi-vendredi)		1,402	1,340 1,467	<0,0001
Zone	1	1,053	1,003 1,106	0,0376

Obs	R ²	R ² scaled
1	0,21868	0,21868

Tableau 20. Résultats du modèle incluant les PM_{2,5} < 30 vs ≥ 30, variables météorologiques sur **sept** jours, saison, âge linéaire, sexe, facteurs de risque IC, nombre d'hospitalisations en urgence, zone, **nombre de médicaments CVR** et **nombre de médicaments SNC**.

Paramètres		Rapports de risque (RR)	95% intervalle de confiance des RR	Pr > Khi-2
PM _{2,5} _30		1,056	0,923 1,208	0,4281
Tmoy_lag7		0,992	0,989 0,995	<0,0001
Humid_lag7		0,997	0,994 1,001	0,1689
Pression_lag7		1,037	0,991 1,084	0,1192
saison	Été	0,962	0,895 1,034	0,2912
Sex	M	1,046	1,004 1,090	0,0332
Age		1,046	1,043 1,049	<0,0001
HTA		1,473	1,401 1,549	<0,0001
Diab		1,479	1,419 1,542	<0,0001
Coro		1,559	1,484 1,638	<0,0001
nb_hospit_urg		1,056	1,030 1,083	<0,0001
Jour_de_semaine (lundi-vendredi)		1,412	1,346 1,482	<0,0001
medic_CVR		1,052	1,042 1,061	<0,0001
medic_SNC		1,029	1,003 1,055	0,0287
Zone	1	1,051	0,998 1,107	0,0578

Obs	R ²	R ² scaled
1	0,23596	0,23596

8.2.5 Calcul du pouvoir prédictif du modèle

La formule est la suivante : $R^2 = 1 - \left(\frac{L(0)}{L(\hat{\theta})} \right)^{\frac{2}{k}}$,

où $L(0)$ représente la vraisemblance des données sous le modèle vide (sans variable explicative), $L(\hat{\theta})$ est la vraisemblance des données sous le modèle postulé et k est le nombre d'événements. O'Quigley et al. (2005)⁶ démontrent que cette mesure approxime assez bien leur propre R^2 qui peut s'interpréter comme un pourcentage « du hasard » dans le temps avant l'événement expliqué par le modèle.

Dans un modèle de Cox usuel, le modèle vide contiendrait au minimum la fonction de risque non-spécifié du temps de suivi. Dans cet ordre d'idée, le modèle vide utilisé dans notre approximation inclut un terme linéaire et un terme quadratique pour le temps écoulé depuis le début du suivi.

Lorsque l'issue est binaire, comme dans notre situation, le R^2 ne peut généralement pas atteindre une valeur maximale de 1. Il est alors été suggéré de calculer un R^2 « mis à l'échelle » (R^2_{scaled}) de la façon suivante :

$$R^2_{max} = (1 - L(0))^{\frac{2}{k}}$$
$$R^2_{scaled} = \frac{R^2}{R^2_{max}}.$$

⁶ O'Quigley, J., Xu, R., & Stare, J. (2005). Explained randomness in proportional hazards models. *Statistics in medicine*, 24(3), 479-89

8.3 ANNEXE 3 Processus de prise de décision concernant le choix des analyses statistiques

1^{er} choix considéré : Modèle Cox à l'aide d'une approche à 2 niveaux nichés l'un dans l'autre soit un premier niveau pour les individus et un deuxième niveau pour les aires de diffusion (AD) à titre de variable proximale du quartier de résidence.

- L'aire de diffusion (AD) est une petite unité géographique regroupant de 400 à 800 personnes. En raison du nombre d'AD comptant aucun ou seulement un événement ICP (ce qui invalidait l'utilisation de l'approche multiniveau), le niveau 2 a été redéfini afin de considérer plutôt les secteurs de recensement (SR, villes de $\geq 50\,000$ habitants) et les subdivisions de recensement (SDR, municipalité ou région jugée équivalente à des fins statistiques).
- Les limites de ces deux unités géographiques normalisées concordent sur la base de leur examen visuel (JXG). En outre, elles sont de plus grandes dimensions que les AD (<http://www.statcan.gc.ca/pub/92-195-x/2011001/other-autre/hierarch/h-fra.htm>). Ainsi, le nombre de SR ou de SDR avec aucun ou seulement un événement ICP était nettement réduit, ce qui pouvait permettre au modèle multiniveau de bien se comporter en termes de biais et de couverture des IC [Theall, et al. 2011. Impact of small group size on neighbourhood influences in multilevel models. *Journal of epidemiology and community health*, 65(8), 688-695; Clarke, P. 2008. When can group level clustering be ignored? Multilevel models versus single-level models with sparse data. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 62(8), 752-758]. Cette observation est également basée sur quelques études de simulations effectuées dans le cadre de ce projet. Au total, 1 367 SR et 761 SDR constituaient le niveau 2.
- Malgré la nouvelle définition du niveau 2, un modèle Cox avec l'approche multiniveau pour expliquer les événements ICP, sans variables d'ajustement et pour seulement un échantillon aléatoire de 10 % de la banque de données, prenait plusieurs jours à rouler avec SAS [SAS 9.4 et SAS Enterprise Guide 6.1]. Le fait est que l'utilisation de données quotidiennes (ou lignes dans la banque de données) est très énergivore en termes de temps d'analyse. En fait, il aurait fallu utiliser un logiciel plus performant que SAS, ce qui ne semblait pas possible avec la SISMACQ pour des raisons légales et de sécurité.
- Voilà pourquoi on s'est rabattu sur les modèles marginaux de type GEE (modélisation de la corrélation entre les sujets d'un même SDR/SR).

2^e choix considéré : Si le logiciel ne performe pas, alors utilisation du modèle de Cox, approximé par une régression logistique groupée avec des méthodes d'équations d'estimation généralisées (GEE).

- Les modèles GEE offrent une transition rigoureuse entre des méthodes d'analyse qui ne tiennent pas compte de l'autocorrélation spatiale (et donc non conformes au devis de l'étude) et l'approche multiniveau qui, en plus, aurait pu permettre de départager la variance de la variable à expliquer.

- Cela étant, les analyses indiquent que la corrélation entre les sujets d'un même SDR/SR serait négligeable. Il semblerait donc n'y avoir aucune association entre le milieu et le risque d'événement IC. Toutefois, étant donné le peu d'événements (n=1889 dans 10 % de la banque de données), par rapport au nombre d'unités de niveau (n=2004), il est possible que ces résultats préliminaires soient peu fiables. D'autres analyses ont toutefois été effectuées par la suite à ce sujet, et la conclusion restait la même.
- Voilà pourquoi on s'est rabattu sur les modèles de Cox ordinaires.

3^e choix considéré : Modèles de Cox sans approche GEE

Le modèle de Cox (1972) en temps continu, connu aussi sous le nom de modèle semi-paramétrique à risques proportionnels, est un modèle d'analyse biographique (ou survie) du type régression. Il exprime le risque instantané (*hazard rate*, en anglais) de connaître l'événement étudié après une durée d'exposition donnée en fonction d'une combinaison linéaire de facteurs explicatifs.

Ce modèle permet de quantifier et de tester les effets propres de caractéristiques individuelles telles que genre, classe sociale, etc., sur le risque de transition. Il prend la formule suivante :

$$h(t/ Z) = h_0(t) \exp(Z' \beta)$$

où $h(t)$ est le risque instantané de survenue de l'événement;

$h_0(t)$ est le risque de base, non spécifié de façon paramétrique;

Z est la matrice des variables explicatives pouvant dépendre du temps;

β est le vecteur des coefficients de régression des variables explicatives.

Estimation des paramètres⁷

Étant donné un échantillon $(T_j, \delta_j, z_j)_{1 \leq j \leq n}$ où $T_j = \inf(X_j, C_j)$ avec

- C_j : la censure droite et X_j la durée de vie du $j^{\text{ème}}$ individu;
- δ_j : l'indicatrice de l'évènement;
- Z_j : le vecteur des covariables pour le $j^{\text{ème}}$ individu.

Soit

- $t_1, \dots, t_n$: l'échantillon observé dans lequel on a D événements et n-D censures;
- $0 < X_1^* < X_2^* < \dots < X_D^*$: l'échantillon ordonné des D instants d'évènements, supposés distincts;

⁷ Beninel, F. and M. j-M (2012). ALTERNATIVES AU MODÈLE DE COX : APPLICATION EN ASSURANCE AUTOMOBILE. RNTI.

- Z_j^* : le profil ou vecteur de réalisation des variables, associé à l'individu qui décède en X_j^* ;
- $\mathfrak{R}(X_j^*)$: l'ensemble des individus à risque à X_j^* i.e., $\mathfrak{R}(X_j^*) = \{i : X_i \geq X_j^*\}$;
- $\varepsilon(X_j^*)$: l'évènement pour l'individu X_j^* appartenant à $\mathfrak{R}(X_j^*)$;
- $\varepsilon(X_i^*)$: l'évènement pour l'individu à profil Z_j^* .

Soit $L_j(\beta)$ la contribution multiplicative à la vraisemblance, de l'observation (X_j^*, Z_j^*) c.-à-d.,

$$L_j(\beta) = P(\varepsilon(Z_j^*) / \varepsilon(X_j^*)) .$$

S'agissant d'un modèle de Cox, on obtient

$$L_j(\beta) = \frac{\exp(\beta' Z_j^*)}{\sum_{i \in \mathfrak{R}(X_j^*)} \exp(\beta' Z_i^*)} .$$

Par la suite, la vraisemblance partielle de Cox est donnée par

$$L(\beta) = \prod_{j=1}^D L_j(\beta) = \prod_{j=1}^D \frac{\exp(\beta' Z_j^*)}{\sum_{i \in \mathfrak{R}(X_j^*)} \exp(\beta' Z_i^*)} .$$

La recherche de l'estimateur de β est faite à partir du log-vraisemblance partielle, en résolvant un système d'équations non linéaires par des procédures itératives comme l'algorithme de Newton-Raphson.