



Les conséquences économiques associées à l'obésité et l'embonpoint au Québec : les coûts liés à la consommation de médicaments et à l'invalidité

FARDEAU DU POIDS CORPOREL

AUTEURS

Chantal Blouin, Direction du développement des individus et des communautés

Denis Hamel, Bureau d'information et d'études en santé des populations

Nathalie Vandal, Bureau d'information et d'études en santé des populations

Yun Jen, Direction du développement des individus et des communautés

Ernest Lo, Bureau d'information et d'études en santé des populations

Sylvie Martel, Bureau d'information et d'études en santé des populations

COLLABORATRICE

Patricia Lamontagne, Bureau d'information et d'études en santé des populations

COMITÉ SCIENTIFIQUE CONSEILLER

Guy Lacroix, directeur, Département d'économique, Université Laval

Marie-France Langlois, professeure, Département de médecine, Université de Sherbrooke

Pierre-Carl Michaud, professeur, Département des sciences économiques, Université du Québec à Montréal

Louis Pérusse, directeur, Département de kinésiologie, Université Laval

COMITÉ DIRECTEUR

Johanne Laguë, chef d'unité scientifique, Direction du développement des individus et des communautés

Jérôme Martinez, chef d'unité scientifique, Bureau d'information et d'études en santé des populations

Réal Morin, directeur scientifique, Direction du développement des individus et des communautés

Danielle St-Laurent, directrice scientifique, Bureau d'information et d'études en santé des populations

MISE EN PAGE

Souad Ouchelli, Direction du développement des individus et des communautés

REMERCIEMENTS

Caroline Sirois, Institut national de santé publique du Québec, Franck Larouche et Gérard Ngeta, Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales

Les analyses contenues dans ce texte ont été réalisées grâce à l'accès aux données disponibles au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), membre du Réseau canadien des centres de données de recherche (RCCDR). Les activités du CIQSS sont rendues possibles grâce à l'appui financier du CRSHC, des IRSC, de la FCI, de Statistique Canada, du FRQSC ainsi que de l'ensemble des universités québécoises qui participent à leur financement. Les idées exprimées dans ce texte sont celles des auteurs et non celles des partenaires financiers.

Ce rapport a été publié grâce à la participation financière du ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec.

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

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

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

DÉPÔT LÉGAL – 3^e TRIMESTRE 2015
BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES NATIONALES DU QUÉBEC
BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES CANADA
ISBN : 978-2-550-73814-5 (VERSION IMPRIMÉE)
ISBN : 978-2-550-73815-2 (PDF)

©Gouvernement du Québec (2015)

Avant-propos

En 2003, le ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS) s'est doté d'un *Programme national de santé publique – 2003-2012* (PNSP) qui fixait plusieurs objectifs, dont la réduction des proportions de la population adulte présentant un excès de poids et de l'obésité (MSSS, 2003). La reconduite de ces objectifs lors de la mise à jour du PNSP en 2008 ainsi que l'adoption du *Plan d'action gouvernemental de promotion des saines habitudes de vie et de prévention des problèmes reliés au poids 2006-2012 – Investir pour l'avenir* (MSSS, 2006) ont confirmé l'importance de considérer le poids corporel dans les efforts pour améliorer la santé des Québécois.

Au terme de cette première phase de planification, un groupe de travail interdisciplinaire a été mis sur pied pour dresser un premier portrait du fardeau actuel des problèmes de santé reliés au poids corporel au Québec

et calculer des projections pour le poids corporel dans un horizon de vingt années. Ce document résulte de ses travaux. Il est publié dans le cadre d'une série de documents qui portent sur le fardeau du poids corporel au Québec. Les rapports *Les conséquences économiques associées à l'obésité et à l'embonpoint au Québec : les coûts liés à l'hospitalisation et aux consultations médicales* (Blouin et collab., 2014), *Poids corporel et santé chez les adultes québécois* (Martel et collab., 2014) et *Le fardeau économique de l'obésité et de l'embonpoint : revue de la littérature* (Blouin et collab., 2013) ont été publiés précédemment.

Ces travaux sont le fruit d'une collaboration initiée dans l'optique de soutenir les prochains exercices de planification en lien avec la promotion des saines habitudes de vie et la prévention des problèmes reliés au poids, et de fournir de l'information pouvant contribuer à améliorer la qualité de vie des personnes, et ce, quel que soit leur poids.

Table des matières

Liste des tableaux	III
Résumé	2
1 Introduction	2
2 Méthodologie	3
2.1 Sources de données	3
2.2 Variable indépendante : Indice de masse corporelle.....	4
2.3 Variables dépendantes	5
2.3.1 Consommation de médicaments.....	5
2.3.2 Invalidité	5
2.4 Variables de contrôle	6
2.5 Analyses statistiques	7
2.6 Calcul de l'excédent de coûts	7
2.6.1 Consommation de médicaments.....	7
2.6.2 Invalidité	8
3 Résultats	9
3.1 Caractéristiques des échantillons disponibles	9
3.2 Consommation de médicaments.....	11
3.3 Invalidité.....	12
3.4 Combien coûte la consommation additionnelle de médicaments et la différence en durée d'invalidité dues à l'obésité et à l'embonpoint pour le Québec?	12
4 Discussion et limites du devis	14
4.1 Limites concernant la variable indépendante	15
4.2 Limites concernant les variables dépendantes	16
5 Conclusion	17
Références.....	18
Annexe A Résultat pour l'échantillon canadien	22
Annexe B.1 Formules pour le calcul des coûts excédentaires de consommation de médicaments dûs à l'obésité et à l'embonpoint	23
Annexe B.2 Formules pour le calcul des coûts excédentaires de pertes de revenu en lien avec l'invalidité dû à l'obésité et à l'embonpoint	24
Annexe C Schématisation de l'utilisation des sources de données pour les principaux éléments du devis de recherche	26

Liste des tableaux

Tableau 1	Portrait de l'échantillon carré disponible pour l'analyse de la consommation de médicaments, adultes 18 ans et plus, ENSP 1994-1995, pour le Québec	10
Tableau 2	Portrait de l'échantillon carré disponible pour l'analyse de l'invalidité, ENSP 1994-1995, adultes de 18 à 64 ans, pour le Québec	11
Tableau 3	Consommation de médicaments dans les deux jours précédant l'entrevue chez les adultes, par catégorie de poids corporel au début de l'étude, pour le Québec, ENSP 1994-2011	12
Tableau 4	Rapports de cotes mesurant l'association entre la présence d'invalidité selon deux définitions et l'indice de masse corporelle, pour le Québec, ENSP 1994-2011	12
Tableau 5	Population et salaire moyen estimés dans chaque catégorie de poids corporel, selon l'âge, Québec, 2011-2012.....	13
Tableau 6	Estimé du fardeau économique de l'obésité et de l'embonpoint au Québec pour l'année 2011, pour les médicaments et l'invalidité, en millions de dollars	13
Tableau 7	Résultats des estimations de coûts associés à la consommation de médicaments, provenant d'études fondées sur des banques de données.....	15
Tableau 8	Consommation de médicaments chez les adultes, par catégorie de poids corporel au début de l'étude, pour le Canada, ENSP 1994-2011	22
Tableau 9	Rapports de cotes mesurant l'association entre la présence d'invalidité selon deux définitions et l'indice de masse corporelle, pour le Canada, ENSP 1994-2011	22

Résumé

Au cours des 40 dernières années, les pays industrialisés ont connu des changements sociaux et économiques qui ont comme conséquence d'augmenter les risques de maladies chroniques et de l'obésité dans la population. La sédentarisation du travail, du transport et des loisirs ont contribué à la diminution constante du niveau d'activité physique. Les transformations survenues dans le système alimentaire durant cette période ont aussi contribué à créer des environnements peu favorables à une saine alimentation.

Ce rapport complète le projet de l'INSPQ visant à estimer l'impact économique de l'embonpoint et de l'obésité chez les adultes au Québec. Deux types de coûts sont analysés : les coûts liés à la consommation de médicaments et les pertes de productivité liés à l'invalidité. Un rapport publié précédemment présentait les coûts liés à l'hospitalisation et aux consultations médicales (Blouin et collab., 2015).

La principale source de données pour ce projet est l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP). Il s'agit d'une enquête canadienne longitudinale réalisée par Statistique Canada. L'enquête a été menée de 1994 à 2011, tous les deux ans, auprès des ménages des dix provinces canadiennes.

Nous avons observé que les Québécois qui étaient obèses en 1994 ont utilisé plus de médicaments entre 1994 et 2011 que ceux qui avaient un poids normal. Le risque d'utilisation chez les personnes obèses était 40 % supérieur à ceux des individus de poids normal. Pour les Québécois en embonpoint, on observe une différence de 17 %. Pour ce qui est de l'invalidité, bien que statistiquement non significative, les Québécois obèses semblent afficher un plus haut risque d'être invalide que ceux de poids normal. Ces résultats vont dans le même sens des données observées pour l'ensemble du Canada qui elles présentent des résultats statistiquement significatifs.

Cette consommation additionnelle de médicaments et la plus grande fréquence de l'invalidité se traduisent économiquement par un coût annuel de 1,4 milliard de dollars pour Québec pour l'année 2011.

Afin de réduire le fardeau économique associé à l'obésité, il importe de poursuivre et d'intensifier les interventions facilitant l'adoption de saines habitudes de vie. La transformation des environnements dans lesquels nous vivons afin qu'ils deviennent plus favorables à la saine alimentation et au mode de vie physiquement actif, représente une stratégie privilégiée par les experts internationaux. En matière de prévention de l'obésité, les recommandations internationales soulignent en effet la nécessité, pour l'État, de se doter d'un portefeuille de mesures qui intègrent à la fois des interventions éducatives et des changements dans les environnements bâti, socioculturel, économique et politique, qui façonnent nos habitudes de vie au quotidien. Les changements sociaux ayant mené à un tel fardeau économique ont pris des décennies à se mettre en place; ce sera un travail de longue haleine de créer des milieux de vie qui facilitent les choix les plus sains.

1 Introduction

Depuis les 40 dernières années, les pays industrialisés ont connu des changements sociaux et économiques qui ont comme conséquence d'augmenter les risques de maladies chroniques dans la population. Nous avons observé une constante sédentarisation du travail; le nombre de personnes avec un travail exigeant un niveau modéré d'activité physique a diminué de façon importante (Church et collab., 2011). La croissance de l'utilisation de l'automobile et l'étalement urbain ont, quant à eux, réduit l'activité physique liée au transport. Nos loisirs sont aussi de plus en plus sédentaires, en particulier avec la montée des technologies de l'information et du temps passé devant des écrans (Lear et collab., 2014). À cette diminution constante du niveau d'activité physique, s'ajoutent les transformations subies par le système alimentaire dans les dernières décennies. Ce dernier se caractérise maintenant par l'industrialisation de la production agricole, l'augmentation de la disponibilité calorique et la diminution des prix des aliments très caloriques (Swinburn et collab., 2011). De plus, la distribution et le marketing alimentaires ont aussi changé de manière à rendre la nourriture constamment disponible et présente dans nos environnements.

Dans ces environnements peu favorables à la saine alimentation et à l'adoption d'un mode de vie physiquement actif, nous avons observé une

augmentation des maladies chroniques et de l'obésité (Pigeon et Larocque, 2011; Lamontagne et Hamel, 2013). Dans ce rapport, nous tentons de documenter l'impact économique de l'une des conséquences de ces changements sociaux pour le Québec, en nous penchant spécifiquement sur l'impact économique de l'embonpoint et de l'obésité.

Dans un premier rapport, nous avons présenté les coûts de l'embonpoint et de l'obésité associés à l'hospitalisation et aux consultations médicales. (Blouin et collab., 2014) Ceux-ci ont été estimés à 1,5 milliard de dollars pour les adultes québécois pour l'année 2011. Dans ce deuxième rapport, nous examinons deux autres types de coûts, toujours chez les adultes : les coûts associés à la consommation de médicaments et les coûts de pertes de productivité associées à l'invalidité. L'invalidité réfère ici au fait que les individus sont absents du marché du travail pour des raisons de problèmes de santé.

À l'aide d'une approche similaire à celle utilisée dans le premier rapport, nous avons comparé les adultes québécois en embonpoint ou obèses au groupe de référence de poids normal, en termes de consommations additionnelles de médicaments ainsi que de la durée de l'invalidité. L'approche utilisée pour cette étude a été retenue après la réalisation d'une revue de littérature qui examinait les choix méthodologiques de 129 études portant sur le fardeau économique de l'embonpoint et de l'obésité (Blouin et collab., 2013). Les revues de littérature qui ont précédé la nôtre distinguent deux catégories de devis utilisées par les chercheurs : les études de modélisation et les études fondées sur l'analyse d'une banque de données. Nous avons retenu cette seconde option pour notre étude. En choisissant cette catégorie de devis méthodologique, tous les problèmes de santé des individus dans l'échantillon sont inclus dans le calcul de la différence de coûts entre les individus de poids normal et les individus en surplus de poids. En adoptant une perspective de santé plus globale, cette approche permet de mesurer l'utilisation additionnelle de services de santé engendrée par l'ensemble des problèmes de santé ayant affecté les personnes affichant un surplus de poids.

De plus, nous avons préféré l'utilisation de données longitudinales sur la consommation de médicament et l'invalidité à des données transversales, car ces

dernières ne permettent pas de tenir compte de l'impact sur la santé dans le temps. Étant donné qu'il peut y avoir des délais importants entre l'apparition de la condition (ici l'obésité et l'embonpoint) et l'apparition de maladies, les données longitudinales sont plus appropriées puisque les coûts peuvent prendre plusieurs années avant de se matérialiser.

Ce rapport est divisé en trois sections principales. Premièrement, nous présentons la méthodologie utilisée dans la présente étude afin de quantifier les coûts économiques. Ceci inclut une présentation des sources de données, des variables et indicateurs sélectionnés, et des méthodes d'analyse statistique. Les résultats de cette étude sont présentés dans la deuxième section. Nous poursuivons avec une comparaison de nos résultats avec ceux d'études sur d'autres populations et une discussion des limites propres à notre devis de recherche. En annexe de ce rapport, nous présentons aussi les estimés que nous avons produits pour la consommation de médicaments et l'invalidité en appliquant notre modèle à l'échantillon canadien.

2 Méthodologie

2.1 Sources de données

La principale source de données pour ce projet est l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), volet ménages. Il s'agit d'une enquête canadienne longitudinale réalisée par Statistique Canada. L'enquête amorcée en 1994 a été menée tous les deux ans auprès des ménages des dix provinces canadiennes à l'exclusion des personnes habitant dans une réserve indienne ou sur des terres de la Couronne, des résidents des établissements de soins de santé, des membres à temps plein des bases des Forces canadiennes et des personnes habitant certaines régions éloignées de l'Ontario et du Québec. L'ENSP est composée de 9 cycles et la dernière collecte a eu lieu en 2011. L'échantillon n'était pas renouvelé au fil du temps.

Nous avons utilisé l'échantillon longitudinal carré de l'ENSP, c'est-à-dire l'échantillon composé de tous les répondants, incluant ceux qui avaient des réponses partielles aux questionnaires ou qui n'ont pas répondu à tous les cycles. L'échantillon longitudinal carré est constitué de 14 117 adultes (18 ans et plus) pour le

Canada et de 2 417 adultes pour le Québec. De ce nombre, certains sujets ont été exclus parce que l'indice de masse corporelle au cycle 1, qui permet d'identifier les gens obèses ou en embonpoint, était inconnu (402 pour le Canada et 58 pour le Québec). Nous avons aussi exclu les femmes enceintes. Lorsqu'un cycle avait des données manquantes pour les variables du modèle statistique, ce cycle était exclu de la base des données. Ainsi, l'échantillon final pour le Québec que nous avons utilisé pour la consommation de médicaments comprend 2 253 sujets. L'échantillon québécois utilisé pour le calcul des coûts associés à l'invalidité comprend 1 564 sujets, car les adultes de 65 ans et plus sont exclus.

Au préalable, nous avons produit les estimés de risque relatif de consommation de médicaments à partir d'un modèle de régression de Poisson qui inclut cinq variables de contrôle présentées ci-dessous. Pour l'invalidité, nous avons obtenu les rapports de cotes provenant de modèles de régression logistique ajustés pour tenir compte des mêmes variables de contrôle que pour les médicaments. Ces estimés ont été calculés à partir des données pondérées des échantillons québécois et canadien, tel que le recommande Statistique Canada.

Afin de traduire en valeur monétaire l'excédent de consommation de médicaments par les gens en surplus de poids, nous avons eu recours à d'autres sources d'information que l'ENSP. La Base de données sur les dépenses nationales de santé (BDDNS) de l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) nous a fourni l'information quant aux dépenses totales pour les médicaments avec ou sans ordonnance¹. Il s'agit des dépenses associées aux médicaments vendus dans des commerces de détail; les médicaments distribués dans les hôpitaux et les autres établissements sont inclus dans la catégorie de dépenses liés aux hospitalisations (ICIS, 2013, voir Annexe A, Notes

¹ LA BDDNS fournit l'information quant à la répartition de ces dépenses par groupes d'âge. Ainsi, nous avons pu calculer les dépenses liées aux médicaments au Québec en 2011 pour les médicaments chez les 18 ans et plus. Les données fournies par l'ICIS sont agrégées pour le groupe des 15 à 19 ans. Nous avons donc inclus 40 % des dépenses de ce groupe d'âge dans les dépenses totales, afin d'inclure les dépenses pour les 18 et 19 ans. Notons que l'information quant à la répartition par groupe d'âge est uniquement disponible pour les dépenses publiques, et non pas pour les dépenses encourues par les ménages ou les assureurs. Nous avons donc utilisé la répartition connue pour les dépenses du gouvernement provincial et l'avons appliquée aux dépenses privées.

methodologiques). Ces données sont colligées par Statistique Canada auprès des assureurs publics et privés, de même qu'en utilisant des données de ventes détenues par Nielsen Canada. Nous avons utilisé les données de 2011 pour la consommation de médicaments des adultes québécois.

Afin de calculer la valeur monétaire de l'excédent de consommation de médicaments ou de semaines en invalidité, nous avons aussi besoin de connaître les nombres estimés d'adultes québécois dans chaque catégorie de poids en 2011-2012 selon les différentes combinaisons des catégories des variables de contrôle retenues dans les modèles. Ces informations proviennent de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), une enquête transversale annuelle de Statistique Canada.

Afin d'établir le revenu médian des adultes québécois pour estimer les coûts associés à l'invalidité, nous avons utilisé les données de l'Enquête nationale des ménages de 2011 de Statistique Canada, stratifiées par âge, sexe et le niveau de scolarité atteint. Nous avons préféré utilisé le revenu médian, une mesure plus robuste que le revenu moyen, étant donné que la moyenne pouvait être fortement influencée par les revenus extrêmes d'un petit nombre d'individus et donc, ne représentait pas bien les revenus de la majorité des Québécois.

2.2 Variable indépendante : Indice de masse corporelle

L'obésité et l'embonpoint sont définis comme « une accumulation anormale ou excessive de graisse qui présente un risque pour la santé. »² Comme la grande majorité des études récentes, nous utilisons le système de classification basé sur l'indice de masse corporelle (IMC) pour catégoriser les individus comme étant de poids normal, en embonpoint ou obèse. L'IMC correspond au poids en kilogrammes divisé par le carré de la taille exprimée en mètres (kg/m^2). Un adulte ayant un IMC de 25 à 29,9 kg/m^2 est classé en embonpoint alors qu'un adulte avec un IMC de 30 kg/m^2 et plus est considéré comme obèse (Santé Canada, 2003). Les individus ayant un IMC entre 18,5 kg/m^2 et 24,9 kg/m^2 sont classés comme ayant un poids normal. Les individus avec un IMC inférieur à 18,5 kg/m^2 sont

² http://www.who.int/dietphysicalactivity/childhood_what/fr/.

considérés comme ayant un poids insuffisant. Ces derniers font partie des analyses, le poids normal servant de catégorie de référence dans les modèles de régression, mais les résultats ne sont pas présentés dans ce rapport, car les conséquences de l'insuffisance de poids ne sont pas l'objet de cette étude.

Dans l'ENSP, chaque individu a déclaré sa taille et son poids lors de chaque cycle. L'IMC de chaque individu a été calculé à partir de ces données. À l'image des études recensées dans notre revue de littérature qui ont aussi utilisé des données longitudinales, l'IMC au premier cycle (1994-1995) de l'enquête a été utilisé dans les analyses. Ce premier cycle de l'ENSP (temps 1) sert d'approximation pour estimer le niveau d'exposition à l'obésité ou à l'embonpoint dans la mesure où l'IMC des répondants n'est pas connu avant 1994.

2.3 Variables dépendantes

Les variables dépendantes retenues sont la consommation de médicaments dans les deux derniers jours précédant l'entrevue et le nombre de semaines d'invalidité dans l'année précédant l'entrevue. L'ENSP fournit des informations autodéclarées concernant ces deux variables. Nous avons retenu ces variables, car nous souhaitons examiner les catégories de coûts les plus importantes et celles qui avaient déjà fait l'objet de recherches dans d'autres contextes que le Québec. Cependant, l'ENSP ne permettait pas d'examiner une variable qui est régulièrement étudiée par les chercheurs, c'est-à-dire l'absentéisme de courte durée. La formulation des questions sur le sujet ne permettait pas d'établir le nombre de jours d'absentéisme par année lié à des problèmes de santé.

2.3.1 CONSOMMATION DE MÉDICAMENTS

La consommation de médicaments est un coût direct lié à la prestation de soins de santé. Le questionnaire de l'ENSP inclut deux types de questions concernant la consommation de médicaments. Ces questions portent sur tous les types de médicaments, qu'ils soient sous ordonnance ou non. Premièrement, les répondants sont invités à répondre à une vingtaine de questions sur leur consommation de médicaments dans le dernier mois (DG_Q1A jusqu'à DG_Q1V). Ces questions étaient formulées de la façon suivante : « Dans le dernier mois, avez-vous pris des médicaments pour le cœur? » ou

« Dans le dernier mois, avez-vous pris des médicaments pour la tension artérielle? ». Le répondant pouvait répondre par oui ou non.

Le second type de questions portait sur la consommation de médicaments dans les deux journées précédant l'entrevue (DG_Q2 et DG_Q3nn). Le répondant devait indiquer le nombre de médicaments différents consommés dans cette période. Après avoir demandé au répondant de regarder sur la boîte ou le tube, on l'invitait à donner le nom des médicaments consommés dans cette même période.

Nous avons utilisé le second type de questions pour produire nos estimés, ces questions offrant plus de précision quant au nombre de médicaments consommés. En effet, le biais de rappel sur la période de 2 jours est moindre que sur 30 jours. En demandant aux répondants d'aller chercher les emballages et les contenants des médicaments, on diminue aussi le biais de rappel. De plus, si nous avons fait la somme des réponses aux questions du premier type, nous n'aurions pas obtenu le nombre de médicaments consommés, mais plutôt le nombre de catégories de médicaments consommés. Par exemple, pour un individu qui prend trois médicaments pour le cœur, le total de sa consommation aurait été seulement d'un médicament. Le nombre de médicaments consommés dans les deux derniers jours demeure une approximation du nombre de médicaments différents consommés annuellement.

Sur l'ensemble de la période de suivi, nous avons comparé le nombre de médicaments consommés pour chaque groupe de poids corporel, dans un modèle de régression incluant des variables de contrôle, pour produire un risque relatif pour chaque groupe.

2.3.2 INVALIDITÉ

Notre deuxième variable dépendante, l'invalidité, représente un coût indirect de l'obésité et de l'embonpoint, c'est-à-dire qu'il n'est pas lié à la prestation de soins de santé, mais plutôt lié aux pertes de productivité pour l'économie en général. Les coûts indirects ont reçu un peu moins d'attention dans la littérature mais ceux qui ont examiné l'ampleur de ces coûts ont observé que l'obésité et l'embonpoint ont aussi des conséquences économiques importantes à ce niveau (Blouin et collab., 2013).

Nous définissons comme étant invalides les individus, âgés de 18 à 64 ans, qui ne sont pas sur le marché du travail pour des raisons de problèmes de santé. Ce statut peut être permanent ou temporaire, mais de longue durée. Cette définition s'aligne avec celles utilisées dans la littérature, à la différence près que, dans la plupart des cas, les différents auteurs ajoutent comme critère que l'individu doit avoir fait des demandes de dédommagements ou recevoir des transferts de la part d'un assureur ou de l'État. (Trogdon et collab., 2008) Les estimés de pertes de productivité sont fondés sur les salaires qui auraient été versés en l'absence des problèmes de santé. On se base ici sur la prémisse que les salaires reflètent la contribution d'un individu à l'économie (Tarricone, 2006).

Plusieurs questions de l'ENSP nous permettent d'établir si un individu n'est pas au travail en raison de problèmes de santé. Dans les questionnaires des cycles¹ à 3, on demande aux répondants s'ils ont travaillé contre rémunération dans les 12 derniers mois (LFS-Q2). Pour ceux qui n'ont pas travaillé, on leur demande pour quelle raison (LFS-Q17B). Nous avons classé ceux qui répondent « Maladie ou incapacité » comme étant invalides et avons attribué à ces individus 52 semaines d'invalidité pour ce cycle.

Pour les cycles 4 à 9, les questions sont un peu différentes que pour les cycles précédents. Premièrement, à la question « Avez-vous travaillé la semaine dernière? », une nouvelle catégorie de réponse a été ajoutée : « Incapacité permanente ». Cette réponse s'ajoute aux réponses : OUI et NON : (LF_Q01). Les individus qui ont répondu en « Incapacité permanente » ont été catégorisés comme étant en état d'invalidité pour 52 semaines. Toutefois, nous avons aussi vérifié qu'ils avaient répondu ne pas avoir travaillé ou cherché du travail dans les 12 derniers mois (Questions LF_Q21 et LF_Q22).

Dans ce même questionnaire, nous avons aussi classé comme invalides, les individus qui avaient indiqué qu'au cours de la dernière année, ils n'avaient pas travaillé (LF_Q61) ou cherché du travail (LF_71) durant un certain nombre de semaines, et ceci pour des raisons de maladie ou d'incapacité (LF_Q73). Le nombre de semaines d'invalidité était calculé en déduisant de 52 semaines, le nombre de semaines travaillées et le nombre de semaines en recherche de travail.

Puisque la distribution du nombre de semaines d'invalidité est très asymétrique avec deux modes aux extrémités (à 0 semaine et à 52 semaines), nous avons décidé de dichotomiser cette variable de deux façons afin de bien modéliser le risque en termes de rapports de cotes par la régression logistique. Le premier modèle permet de distinguer les individus qui n'ont déclaré aucune semaine d'invalidité au cours des 52 dernières semaines, de ceux qui ont une semaine ou plus, appelé ici « Invalidité totale ». Le deuxième modèle de cotes distingue ceux qui ont déclaré moins de 4 semaines d'invalidité de ceux qui ont de 4 à 52 semaines d'invalidité dans la dernière année, appelé ici « Invalidité sévère ».

Finalement, pour les deux variables dépendantes, nous avons calculé une valeur moyenne pour chaque individu, à partir de tous les cycles disponibles pour un individu. Nous avons ensuite calculé une moyenne pour chaque catégorie de poids de ces valeurs moyennes individuelles.

2.4 Variables de contrôle

Cinq variables de contrôle ont été introduites dans notre modèle statistique pour s'assurer que la relation estimée entre le poids et la consommation de médicaments ou l'invalidité ne soit pas attribuable à d'autres variables qui pourraient être associées au poids ou à l'utilisation de services (nommés facteurs de confusion ou confondants). En nous fondant sur notre revue de littérature (Blouin et collab., 2013), nous avons initialement retenu trois variables sociodémographiques : le sexe, l'âge et le statut socio-économique et deux variables comportementales : le statut tabagique et la consommation de fruits et légumes, utilisée comme approximation de la qualité nutritionnelle de l'alimentation. Le niveau d'activité physique était inclut comme variable de contrôle dans certaines études de notre revue de littérature, Cependant, nous n'avons pas retenu le niveau d'activité physique comme variable confondante, car, si la sédentarité peut avoir un impact sur le poids, un surplus de poids peut aussi limiter la pratique d'activité physique. Une variable confondante ne peut pas être aussi influencée par la variable indépendante d'intérêt, ici le statut pondéral (Hernan et collaborateurs, 2002). Pour le statut socio-économique, nous avons utilisé comme indicateur le niveau de scolarité le plus élevé atteint dans le ménage tel qu'indiqué par le répondant.

Deux catégories ont été retenues : avec et sans un diplôme d'études postsecondaires. Pour le statut tabagique, nous avons utilisé un indicateur qui catégorise les répondants en quatre groupes : fumeur régulier, fumeur occasionnel, ancien fumeur, individu qui n'a jamais fumé. Pour produire les estimés, nous avons dû procéder en regroupement de catégories plus larges : les fumeurs et les non-fumeurs actuels. Les méthodes de calcul d'excédent de coûts que nous verrons plus loin ne permettent pas de considérer autant de variables d'ajustement à la fois. Ainsi, la variable de consommation de fruits et légumes retenue initialement comme variable de contrôle a été éliminée des modèles. Ce choix est justifié par le fait que cette variable ne joue pas un rôle d'effet confondant sur la relation entre le statut pondéral et les variables dépendantes, contrairement aux autres variables de contrôle.

2.5 Analyses statistiques

La relation entre la consommation de médicaments et l'indice de masse corporelle au temps 1 a été estimée à l'aide de modèles de régression de Poisson ajustés pour les facteurs confondants et est présentée sous la forme de risques relatifs. Lorsque significatifs, des termes d'interaction entre les variables indépendantes peuvent également faire partie du modèle pour bien estimer la consommation de médicaments. La corrélation entre les données provenant d'un même individu a été prise en compte par l'utilisation de modèles GEE (*Generalized Estimating Equations*). Le choix du type de matrice de corrélation, entre indépendante, échangeable ou auto régressive d'ordre 1, a été basé sur le critère d'information de quasi-vraisemblance (QIC) pour chacun des modèles estimés.

Pour ce qui est de l'invalidité, cette variable a présenté des problèmes méthodologiques quant à sa modélisation étant donné que sa distribution comportait deux modes : un à zéro semaine (la majorité des cas) et un autre à 52 semaines. Plusieurs modèles de régression ont été testés et ont causé d'énormes problèmes de convergence. Celui retenu comme étant le plus stable est le modèle de régression logistique de type GEE pour tenir compte de la dépendance entre les observations prises sur un même individu.

L'estimation de la variance des paramètres prenant compte du plan de sondage a été réalisée à l'aide de la méthode *bootstrap* telle que proposée par Statistique Canada. Cette méthode permet aussi de considérer la surdispersion des données présente entre autres avec le nombre de médicaments. Les intervalles de confiance à 95 % ont été calculés à l'aide de la méthode de Wald. La procédure GENMOD de SAS (Version 9.4) a été utilisée.

2.6 Calcul de l'excédent de coûts

2.6.1 CONSOMMATION DE MÉDICAMENTS

Pour la consommation de médicaments, on a défini le coût excédentaire dû à l'obésité et à l'embonpoint comme la différence entre le coût ajusté observé et attendu. Ces deux coûts sont obtenus par la multiplication du coût moyen par médicament, une constante, par les consommations totales de médicaments observée et attendue respectivement. La consommation totale de médicaments attendue correspond à une situation dans laquelle les individus obèses et en embonpoint auraient le même niveau de consommation que les personnes de poids normal tout en gardant les variables de contrôle égales par ailleurs.

Pour estimer les deux types de consommation totale de médicaments, nous avons adapté la méthode de régression surtout connue pour le risque attribuable à la population ajusté pour tenir compte des variables de contrôle (Benichou, 2007). Cela consiste ici, pour une catégorie de poids donné, à considérer la somme de chaque consommation quotidienne de médicaments selon les combinaisons des variables de contrôle. Cette consommation totale spécifique est le fruit de la multiplication du nombre moyen de médicaments consommés modélisé avec les données de l'ENSP pour une combinaison des variables de contrôle, par le nombre d'adultes québécois en 2011-2012 estimé à partir des données de l'ESCC dans la catégorie de poids en question et pour cette même combinaison de variables de contrôle. Puisque la catégorie de référence pour le statut pondéral dans les modèles de régression de Poisson est le poids normal, la consommation totale de médicaments attendue est obtenue en utilisant les nombres moyens de médicaments consommés estimés provenant uniquement des coefficients pour les variables de contrôle. La consommation totale de médicaments observée pour la catégorie poids en

question est, quant à elle, égale à la consommation totale de médicaments attendue multipliée par le risque relatif associée à cette même catégorie de poids.

Pour établir le coût moyen par médicament, nous avons divisé les dépenses totales de consommations de médicaments pour l'année civile 2011 (à partir des données de la BDDNS) par la consommation totale annuelle de médicaments pour toutes les catégories de poids. L'excédent de coûts est alors égal au coût moyen par médicament multiplié par la différence entre les consommations totales de médicaments observée et attendue. L'annexe B.1 présente en détail la formule pour le calcul de ce coût excédentaire.

2.6.2 INVALIDITÉ

Pour attribuer une valeur monétaire à la différence du nombre de semaines d'invalidité entre les groupes de poids corporel, nous avons dû choisir entre deux méthodes de calcul de coût qui sont utilisées dans la littérature : la méthode la plus utilisée du capital humain ou la méthode moins conventionnelle des coûts de friction (Dagenais et collab., 2008).

L'approche du capital humain adopte une perspective sociétale des coûts engendrés par la maladie. Elle estime la contribution d'un individu à la société en utilisant ces revenus d'emplois comme mesure de sa productivité (Hanly et collab., 2012). Pour ce faire, on calcule l'ensemble des revenus d'emplois qui n'ont pas été générés durant la période d'invalidité. En cas d'invalidité permanente, on calcule donc les pertes de revenus d'emploi entre le début de la période d'invalidité jusqu'à l'âge de la retraite (65 ans).

L'approche des coûts de friction adopte une perspective centrée sur l'employeur et estime les coûts engendrés par l'invalidité d'un travailleur seulement pendant la période requise pour recruter et former un employé qui pourra le remplacer à un niveau de productivité similaire, ce qu'on appelle la période de friction (Koopmanchap, et collab., 1992). Cette période varie, par exemple de 6 mois à 12 mois, selon le marché du travail et le type d'emploi du travailleur. Néanmoins, elle est généralement plus courte que la période durant laquelle le travailleur invalide se trouve à l'extérieur du marché du travail. Conséquemment, les estimés de coûts indirects utilisant cette méthode sont beaucoup moins élevés que ceux utilisant la méthode du capital humain.

Afin d'être cohérents avec l'approche sociétale adoptée dans l'ensemble de notre projet, nous avons opté pour la méthode du capital humain. Pour ce faire, nous avons déduit le revenu d'emploi hebdomadaire médian au Québec en 2011 à partir de l'Enquête auprès des ménages (ENM). Pour chaque catégorie de poids, nous avons calculé un salaire médian en utilisant l'information sur le salaire médian selon l'âge, le sexe et le niveau de scolarité atteint de l'ENM et l'information de la prévalence de la catégorie de poids en question pour ces mêmes trois variables de croisement fournie par l'Enquête sur la santé de collectivités canadiennes (ESCC) de Statistique Canada, cycle 2011-2012.

Dans une approche similaire à celle adoptée pour les médicaments, le coût excédentaire pour la perte de revenu associée à l'invalidité dû à l'obésité et à l'embonpoint est défini comme la différence entre le coût observé et le coût attendu. Le coût attendu correspond à une situation dans laquelle les individus obèses et en embonpoint auraient le même nombre de semaines d'invalidité que ceux de poids normal. Le coût observé correspond aux coûts de perte de productivité liés à la durée d'invalidité pour chaque catégorie de poids telle que rapportée dans l'ENSP.

Contrairement aux médicaments, ces coûts ne sont pas déduits d'un modèle de régression. La distribution asymétrique du nombre de semaines d'invalidité et la présence de deux modes aux extrémités de cette distribution pour les répondants de l'ENSP ne permettent pas d'ajuster convenablement des modèles classiques de régression (Poisson, Binomiale négative, linéaire). Nous avons plutôt privilégié l'approche de la sommation pondérée connue également pour le risque attribuable à la population ajusté pour tenir compte des variables de contrôle (Benichou, 2007 et Lim et collab., 2008). Cette approche, adaptée ici pour le calcul des coûts, consiste à prendre directement les estimations de moyennes de semaines d'invalidité pour chaque combinaison de catégorie de poids et des variables de contrôle provenant de l'ENSP. Pour une catégorie de poids donné, le coût observé est égal à la somme de ces moyennes pondérées par le nombre d'adultes dans cette catégorie de poids sur l'ensemble des combinaisons de variables de contrôle multipliées par le salaire hebdomadaire médian en 2011. Le coût attendu s'obtient de la même façon à l'exception que les moyennes de semaines d'invalidité se rapportent à la catégorie de poids normal. Pour en connaître

davantage sur ces calculs, le lecteur est invité à consulter l'annexe B.2.

Avec une telle approche, il faut estimer avec une certaine précision la moyenne du nombre de semaines en invalidité pour toute combinaison de sexe, groupe d'âge (18-44 ans; 45-64 ans), statut tabagique (Fumeur actuel; non-fumeur actuel) et de scolarité du ménage (Diplôme postsecondaire vs scolarité inférieure). La taille de l'échantillon québécois de l'ENSP ne permettant pas toujours de produire des estimations fiables, nous avons dû nous rabattre sur les estimations canadiennes. Pour les estimations d'effectifs d'adultes pour ces mêmes combinaisons de variables, l'utilisation des données du cycle 2011-2012 de l'ESCC ne présentaient pas un tel problème vu l'importante taille d'échantillon disponible pour le Québec.

3 Résultats

3.1 Caractéristiques des échantillons disponibles

La description de l'échantillon de répondants québécois à l'ENSP pour lesquels des données sur la consommation de médicaments 2 jours précédant l'entrevue sont disponibles, selon leur catégorie d'indice de masse corporelle (IMC) lors du premier cycle d'enquête en 1994-1995, est présentée au Tableau 1. On y note que 53 % des répondants se classent dans la catégorie de poids normal, 33 % dans la catégorie d'embonpoint et 11 % dans la catégorie d'obésité.

L'échantillon utilisé pour les analyses des coûts en lien avec l'invalidité ne porte que sur les 18-64 ans, c'est-à-dire les personnes plus susceptibles de faire partie de la population active. Il est donc de plus petite taille que celui utilisé pour les analyses de la consommation de médicaments (1 564 individus contre 2 253 individus), et on y trouve relativement un peu moins d'individus obèses ou en embonpoint. Les principales caractéristiques de cet échantillon sont décrites au tableau 2.

Tableau 1 **Portrait de l'échantillon carré disponible pour l'analyse de la consommation de médicaments, adultes 18 ans et plus, ENSP 1994-1995, pour le Québec**

	Poids normal		IMC au cycle 1		Obèse	
	n	Prop. pondérée (%)	n	Prop. pondérée (%)	N	Prop. pondérée (%)
Total	1 189	52,8	720	32,9	264	11,1
Groupe d'âge						
18-29 ans	299	26,1	101	12,5	38	16,0 ^E
30-44 ans	439	37,3	245	34,2	67	24,9
45-64 ans	289	23,9	246	36,1	116	43,4
65 ans et plus	162	12,6	128	17,2	43	15,7
Sexe						
Homme	493	44,9	428	60,0	115	47,2
Femme	696	55,1	292	40,0	149	52,8
Éducation du ménage						
< Diplôme d'études postsecondaires	664	51,3	441	55,2	175	66,7
Diplôme d'études postsecondaires	525	48,7	279	44,8	89	33,3
Type de fumeur						
Fumeur actuel	492	39,5	225	31,5	67	24,8
Ancien fumeur ou N'a jamais fumé	697	60,5	495	68,5	197	75,2
Consommation de fruits et légumes						
Moins de 5 portions	538	45,1	344	47,2	120	46,7
Au moins 5 portions	381	32,5	229	33,3	93	35,0
Inconnue	270	22,4	147	19,5	51	18,3

^E La proportion pondérée doit être interprétée avec prudence. Le coefficient de variation se situe entre 16,6 % et 33,3 %.

Tableau 2 **Portrait de l'échantillon carré disponible pour l'analyse de l'invalidité, ENSP 1994-1995, adultes de 18 à 64 ans, pour le Québec**

	IMC au cycle 1					
	Poids normal		Embonpoint		Obèse	
	N	Prop. pondérée (%)	n	Prop. pondérée (%)	N	Prop. pondérée (%)
Total	844	54,1	491	32,1	175	10,5
Groupe d'âge						
18-44 ans	657	78,0	319	62,2	97	56,9
45-64 ans	187	22,0	172	37,8	78	43,1
Sexe						
Homme	351	45,6	321	66,5	84	53,7
Femme	493	54,4	170	33,5	91	46,3
Éducation du ménage						
< Diplôme d'études postsecondaires	422	46,9	272	49,9	103	60,3
Diplôme d'études postsecondaires	422	53,1	219	50,1	72	39,7
Type de fumeur						
Fumeur actuel	371	42,1	171	35,5	49	28,6
Ancien fumeur ou N'a jamais fumé	473	57,9	320	64,5	126	71,4
Consommation de fruits et légumes						
Moins de 5 portions	464	53,8	276	55,7	95	55,3
Au moins 5 portions	328	39,4	187	38,4	69	38,1
Inconnue	52	6,9	28	5,9 ^E	11	6,5 ^E

^E La proportion pondérée doit être interprétée avec prudence. Le coefficient de variation se situe entre 16,6 % et 33,3 %.

3.2 Consommation de médicaments

Si l'on compare les Québécois obèses à ceux dans la catégorie de poids normal, on constate que les individus obèses consomment plus de médicaments et que cette différence est statistiquement significative. L'excédent d'utilisation s'élève à 40 % (IC 95 % : 23 % - 60 %) (Tableau 3). Pour les individus en embonpoint, on observe un risque relatif de 1,17 légèrement au-dessus du seuil de signification de 5 %. Ces estimés sont fondés sur le modèle présenté précédemment, qui inclut les variables de contrôle de même que l'interaction entre l'âge et le sexe qui est la seule significative entre les variables indépendantes et qui examine la consommation moyenne de

médicaments sur l'ensemble de la période de suivi (1994 à 2011).

À titre indicatif, en moyenne, les Québécois de poids normal ont consommé quotidiennement 1,25 médicament alors que chez les Québécois obèses, on observe une moyenne de 2,09 médicaments (Tableau 3). Ces moyennes sont brutes et par conséquent, ne tiennent pas compte d'un ajustement pour les variables confondantes.

Tableau 3 Consommation de médicaments dans les deux jours précédant l'entrevue chez les adultes, par catégorie de poids corporel au début de l'étude, pour le Québec, ENSP 1994-2011

IMC au cycle 1	Nombre de médicaments consommés annuellement ^a	
	Moyenne ^b (IC 95 %)	Risque Relatif ^c (IC 95 %)
Poids normal	1,25 (1,14-1,35)	1 (référence)
Embonpoint	1,70 (1,55-1,84)	1,17 (1,05-1,30) ^d
Obèses	2,09 (1,86-2,36)	1,40 (1,23-1,60) ^e

- ^a Cet estimé de la consommation provient de l'information sur le nombre de médicaments différents consommés dans les deux derniers jours.
- ^b Moyenne pondérée pour représenter la population québécoise, mais non ajustée.
- ^c Risque relatif provenant de la modélisation par régression de Poisson ajusté pour tenir compte de l'âge, du sexe, du niveau de scolarité du ménage dans lequel vit le répondant et du type de fumeur et incluant une interaction entre le sexe et l'âge.
- ^d Risque légèrement supérieur au seuil de signification de 5 %.
- ^e Risque significatif $p < 0,05$.

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, Statistique Canada.

3.3 Invalidité

Si l'on compare les Québécois obèses à ceux dans la catégorie de poids normal, la différence quant au risque d'invalidité n'est pas statistiquement significative (Tableau 4 : rapport de cotes (RC) de l'ordre de 1,40 pour l'invalidité sévère définie comme ayant quatre semaines ou plus d'invalidité). Bien que ce rapport de cotes ne soit pas statistiquement significatif à un seuil de 5 %, la tendance observée au Québec suit de près celle du Canada qui, elle, montre un risque très significatif. Le manque de puissance statistique dû à la faible taille d'échantillon peut être mis en cause. Pour les individus en embonpoint, nous n'observons pas du tout de différence significative avec le groupe de référence (RC : 1,07). Ces estimés sont fondés sur le modèle de régression logistique présenté précédemment, qui incluent les variables de contrôle et qui examine la présence d'invalidité sur l'ensemble de la période de suivi (1994 à 2011).

Les Québécois de poids normal ont déclaré en moyenne 1,67 semaine d'invalidité au cours des douze derniers mois alors que les Québécois obèses ont déclaré une moyenne de 2,45 semaines. Ces moyennes

sont brutes et par conséquent, ne tiennent pas compte d'un ajustement pour les variables confondantes.

Tableau 4 Rapports de cotes mesurant l'association entre la présence d'invalidité selon deux définitions et l'indice de masse corporelle, pour le Québec, ENSP 1994-2011

IMC au cycle 1	Invalidité totale ^a	Invalidité sévère ^b
	RC ^c (IC 95 %)	RC ^c (IC 95 %)
Poids normal	1 (référence)	1 (référence)
Embonpoint	1,07 (0,71-1,62)	1,07 (0,71-1,60)
Obèses	1,31 (0,81-2,11)	1,40 (0,86-2,28)

- ^a Invalidité totale : présence = de 1 à 52 semaines; absence = aucune semaine d'invalidité.
- ^b Invalidité sévère : présence = de 4 à 52 semaines; absence = de 0 à 3 semaines d'invalidité.
- ^c Rapports de cotes provenant de la modélisation par régression logistique de la présence d'invalidité en tenant compte de l'âge, du sexe, du niveau de scolarité du ménage dans lequel vit le répondant et du type de fumeur.

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, Statistique Canada.

3.4 Combien coûte la consommation additionnelle de médicaments et la différence en durée d'invalidité dues à l'obésité et à l'embonpoint pour le Québec?

Afin de quantifier le fardeau économique de l'obésité, nous avons calculé pour l'année 2011 la valeur monétaire de l'excédent d'utilisation chez les individus obèses. En 2011, les données de la Base de données sur les dépenses nationales de santé (BDDNS) de l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) indiquent que les dépenses pour la consommation de médicaments attribuables aux adultes québécois s'élevaient à 7,5 milliards de dollars. En tout, la consommation totale de médicaments pour l'ensemble de la population des adultes au Québec est estimée à près de 8 400 000 médicaments³, ce qui équivaut à un coût moyen par médicament de 895 dollars. En utilisant ce coût moyen et les estimés de risques relatifs en lien avec la consommation de médicaments dans la formule

³ Il s'agit du nombre de médicaments consommés, non pas du nombre de comprimés. Chaque répondant indiquait le nombre de médicaments différents. Si 300 000 des adultes québécois consomment le même médicament pour l'asthme, ces 300 000 médicaments seraient inclus dans la consommation totale de 8 400 000.

retenue pour le calcul de l'excès de coûts, nous avons obtenu un fardeau économique de l'obésité lié à la consommation de médicaments qui s'élevait à environ 450 millions de dollars par année (Tableau 6). Les coûts associés à l'embonpoint s'élèvent quant à eux à 390 millions de dollars par année. Le total des coûts associés aux surplus de poids est donc de 840 millions pour la consommation de médicaments. Ce montant représente plus de 10 % des coûts pour cette catégorie de dépenses de santé pour les adultes au Québec en 2011.

Pour ce qui est de l'invalidité, nous avons décidé de calculer les pertes de productivité associées à une plus longue durée d'invalidité chez les Québécois obèses, comparativement à ceux de poids normal, malgré le fait que cette durée excessive n'est pas statistiquement significative dans l'échantillon québécois. Cette

décision repose sur la comparaison des résultats des analyses du risque d'invalidité effectuées avec l'échantillon québécois et canadien, qui démontre un risque accru d'invalidité statistiquement significatif chez les Canadiens obèses. Nous en avons conclu qu'il était vraisemblable de considérer qu'à l'instar des Canadiens, l'obésité chez les Québécois semble aussi associée à un risque accru d'invalidité.

Pour ce qui est de l'invalidité, Les pertes de productivités associées à la plus longue durée de l'invalidité chez les Québécois obèses ont été calculé en utilisant des données sur le salaire annuel médian, telles que présentées au tableau 5. Nous avons obtenu un fardeau économique lié à l'invalidité qui s'élevait à 610 millions de dollars pour 2011 (Tableau 6). Donc, pour les deux variables à l'étude, nous avons estimé des coûts annuels de l'ordre de 1,4 milliard de dollars.

Tableau 5 Population et salaire moyen estimés dans chaque catégorie de poids corporel, selon l'âge, Québec, 2011-2012

Catégorie de poids	Population 18-64 ans			Population 18 ans et plus	
	N	%	Salaire annuel médian (\$)	N	%
Insuffisance de poids	144 700	2,9	n. c.	174 200	2,8
Poids normal	2 417 700	47,8	36 495	2 915 100	46,7
Embonpoint	1 632 000	32,1	41 396	2 092 000	33,5
Obésité	858 300	17,2	38 407	1 059 500	17,0
Total	5 052 700	100		6 240 800	100

n.c. : non calculé.

Source : Institut national de santé publique du Québec (INSPQ) (2014). Données produites à partir des fichiers maîtres de l'Enquête sur la santé de collectivités canadiennes, cycle 2011 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011 de Statistique Canada.

Tableau 6 Estimé du fardeau économique de l'obésité et de l'embonpoint au Québec pour l'année 2011, pour les médicaments et l'invalidité, en millions de dollars

Type de coût	Catégories d'IMC	Dépenses excédentaires (millions de dollars)
Médicaments	Embonpoint	390
	Obésité	450
Invalidité	Embonpoint	Non-applicable
	Obésité	610 ^a
TOTAL		1 450

^a Bien que le rapport de cotes sur lequel s'appuie le calcul des dépenses excédentaires ne soit pas statistiquement significatif, la tendance observée au Québec suit celle du Canada qui, elle, montre un rapport très significatif. Le manque de puissance statistique dû à la faible taille d'échantillon des personnes de 18 à 64 ans ayant déclaré vivre des semaines en invalidité au Québec peut être mis en cause.

Source : Institut national de santé publique du Québec (INSPQ) (2014). Données produites à partir des fichiers maîtres de l'Enquête sur la santé de collectivités canadiennes, cycle 2011-2012, de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011 et de l'Enquête nationale sur la santé de la population 1994-2011 de Statistique Canada.

4 Discussion et limites du devis

Notre étude constate une utilisation supplémentaire de médicaments de 40 % chez les Québécois obèses et de 17 % chez les Québécois en embonpoint. Nous avons aussi appliqué notre modèle à l'échantillon canadien de l'ENSP (voir Annexe A). Le risque accru de la consommation de médicaments s'élevait à 49 % pour les Canadiens obèses et à 17 % pour ceux en embonpoint (Tableau 8).

Les résultats de notre étude vont dans le même sens des études sur d'autres populations. Lors de notre revue de littérature, nous avons recensé 13 études qui ont estimé à partir de banques de données les coûts associés à la consommation de médicaments. (Blouin et collab., 2013). La plupart de ces travaux examinent le coût total des médicaments consommés et non pas le nombre de médicaments consommés. Nous ne pouvons donc pas directement comparer nos résultats à ceux des études dont les résultats sont exprimés en pourcentage de coûts additionnels (voir Tableau 7). Il est néanmoins intéressant de noter que, de ces treize études, onze ont constaté des différences significatives entre les individus de poids normal et les individus obèses. Les différences observées varient de 17 % pour les Américains obèses physiquement actifs (Wang et collab., 2005) jusqu'à 188 % pour les camionneurs obèses (Martin et collab., 2009). Ces résultats sont souvent difficiles à comparer entre eux, car ils se

basent sur des méthodologies un peu différentes; les deux études citées ci-dessous ont des populations à l'étude qui ont des caractéristiques particulières (les individus obèses très actifs et les travailleurs de l'industrie du camionnage). Il en est de même pour les deux études qui ont des résultats qui ne convergent pas avec les nôtres. Rappange et ses collaborateurs (2009) ont calculé les coûts associés à la consommation de médicaments pour toute la durée de la vie en réalisant des projections à partir des données néerlandaises. Ils estiment que les obèses consommeront moins de médicaments sur la durée totale de leur vie, étant donné leur espérance de vie moindre. Alter et ses collaborateurs (2012) ont examiné la consommation de médicaments chez les Ontariens de moins de 65 ans sur une période de 11 ans et n'observent pas de différence statistiquement significative pour la consommation de médicaments entre les individus de poids normal et les individus obèses. En dépit des différences de méthodologies, on note que nos résultats sont cohérents avec la majorité des travaux recensés dans la littérature.

La majorité des études recensées qui ont examiné la différence entre les individus de poids normal et ceux en embonpoint ont constaté des différences significatives dans la consommation de médicaments (voir Tableau 7). Similairement à nos résultats, cette différence est moindre que celle observée entre le groupe d'individus de poids normal et celui formé d'individus obèses.

Tableau 7 Résultats des estimations de coûts associés à la consommation de médicaments, provenant d'études fondées sur des banques de données

Auteur (s)	Pays et population	Poids	Pourcentage de coûts additionnels par rapport aux individus de poids normal
Alter et collab., 2012	Ontario, moins de 65 ans	Embonpoint Obésité	10 % n. s. 11 % - n. s.
Martin et collab., 2009	États-Unis, camionneurs	Embonpoint Obésité	137 % 188 %
Rappange et collab., 2009	Pays-Bas	Obésité	3 % - (sur la durée de la vie)
Yang et collab., 2008	États-Unis	Embonpoint Obésité	22 % f/20 % h 40 % f/39 % h
Stuart et collab., 2008	États-Unis, Medicare	Embonpoint Obésité I Obésité II Obésité III	12 % 34 % 46 % 68 %
Durden et collab., 2008	États-Unis, travailleurs avec une assurance	Embonpoint Obésité I Obésité II-III	5 % 33 % 85 %
Degli et collab., 2006	Italie, une région	Embonpoint Obésité	85 % 152 %
Arterburn et collab., 2005	États-Unis	Obésité III	95 %
Wang et collab., 2005	États-Unis, Medicare	Embonpoint Obésité	10 % Pour les plus actifs 17 % Pour les plus actifs
Wang et collab., 2004	États-Unis, travailleurs avec une assurance	Embonpoint Obésité	17 % 39 %
Reidpath et collab., 2002	Australie	Embonpoint Obésité	13 % 46 %
Detournay et collab., 2000	France	Obésité	55 %
Quesenberry et collab., 1998	États-Unis	Embonpoint Obésité I Obésité II-III	23 % 60 % 78 %

f : femmes.

h : hommes.

n.s. : pas de différence statistiquement significative.

Nos résultats concernant l'invalidité sont aussi cohérents avec ceux observés au Canada et au sein d'autres populations. Nous avons aussi appliqué notre modèle pour estimer la différence en termes d'invalidité chez les trois groupes de poids corporel à l'échantillon canadien de l'ENSP. Nous avons respectivement observé un risque d'invalidité accru statistiquement significatif (rapport de cotes de 1,66) chez les Canadiens obèses comparativement aux Canadiens de poids normal (Tableau 9). Les études sur les coûts indirects associés à l'invalidité sont moins fréquentes que celles portant sur les coûts directs associés aux médicaments. Néanmoins, lors de notre revue de littérature (Blouin et collab., 2013), nous avons recensé six études qui se penchent sur cette variable en adoptant une approche fondée sur une banque de données (Neovius et collab., 2012, Schmid et collab., 2012, Wolfenstetter et collab. 2001, Shufford et collab., 2010, Thompson et collab., 1998 et Narbro et collab., 1996). Elles observent toutes que l'embonpoint et l'obésité sont associés à des coûts additionnels liés à l'invalidité. Ainsi, une étude utilisant des données longitudinales en Suède (Neovius et collab., 2012) a relevé des différences de 44 % pour les hommes en embonpoint et de 52 % pour les hommes obèses en comparaison des coûts encourus pour les hommes de poids normal. Une étude menée en Allemagne a quant à elle, observé que les coûts liés à l'invalidité des individus en embonpoint et obèses étaient 25 % supérieurs à ceux des individus de poids de normal. Deux de ces études examinent les travailleurs accidentés à partir de données d'assurance. Schmid et collab., 2012 notent que la durée de la période d'invalidité après un accident de travail est cinq fois plus longue pour les individus obèses, alors que Shufford et collab. (2010) ont observé que les travailleurs obèses ont 10 % à 50 % plus de risque de devenir invalide suite à un accident de travail.

4.1 Limites concernant la variable indépendante

Notre étude utilise les catégories d'IMC proposées par l'OMS comme variable indépendante. Plusieurs auteurs soulèvent les limites de l'IMC comme mesure de l'obésité, étant donné qu'il ne s'agit pas d'une mesure de la distribution de l'adiposité, et que l'adiposité abdominale est celle qui est le plus clairement identifiée comme facteur de risque à la santé (surtout pour ceux en embonpoint et obésité modérée) (Janssen et collab.,

2004). De plus, des études récentes indiquent que le tour de taille dans chaque catégorie de poids (normal, embonpoint, obésité) a augmenté au cours des dernières années (Shield et collab., 2012). Ceci implique que même chez les gens de poids normal, les risques de mauvaise santé sont actuellement plus élevés que dans le passé. Aussi, les seuils d'IMC utilisés pour les catégories de poids soulèvent des questionnements; par exemple, les individus de poids normal (notre catégorie de référence) mais qui ont un IMC de moins de 22 kg/m² ont des risques pour la santé beaucoup plus grand que ceux ayant un IMC entre 22 et 25 (Heymsfield et Cefalu, 2013). Dans une étape ultérieure, il serait judicieux de comparer les individus obèses à ceux qui ont un IMC entre 22 à 25, c'est-à-dire les individus qui ont un poids associé au moindre risque pour la santé, car les seuils actuels sous-estiment peut-être la différence d'utilisation de services entre les catégories de poids sous examen. Néanmoins, la vaste majorité des études utilisent le système de classification de l'IMC proposé par l'OMS, pour leur devis de recherche. En effet, il y a très peu de données collectées utilisant d'autres mesures, telles que le tour de taille.

Une autre limite de notre étude provient du fait qu'elle est fondée sur des données autodéclarées et non mesurée du poids et de la taille. Une revue systématique sur la question démontre qu'il existe un biais de sous-estimation de l'IMC avec les données autodéclarées (Connor et collab., 2007). En 2005, Statistique Canada a comparé le poids et la taille autorapportés avec le poids et la taille mesurés directement sur 4 567 des 132 947 répondants adultes de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Shields et collab., 2008)⁴. Les individus dans les catégories d'IMC d'embonpoint ou d'obésité avaient tendance à surestimer leur taille et à sous-estimer leur poids. Ces écarts sont tels que, pour l'année 2005, la prévalence de l'obésité au Canada devrait être estimée à 22,6 % si elle était fondée sur des valeurs mesurées, au lieu de 15,6 %, comme elle l'est, sur la base des données autorapportées. Un exercice similaire a été réalisé au Québec en 2008 et a révélé que la prévalence de l'embonpoint chez les

adultes est sous-estimée de 4,1 % et celle de l'obésité de 8,8 %, pour atteindre respectivement 36,7 % et 24,5 % en 2008 (Lamontagne et Hamel, 2012).

Étant donné l'ampleur de ce biais de déclaration, nous avons considéré appliquer un facteur de correction aux données de l'ENSP pour calculer l'IMC des répondants. Puisque nous ne pouvons pas comparer nos données autorapportées pour l'IMC à des données mesurées pour l'IMC du cycle 1 (1994-1995), nous estimons qu'il serait périlleux de généraliser les équations produites pour l'ESCC en 2005, car « il est probable que l'accroissement de l'obésité au cours des dernières années se soit accompagné d'une hausse correspondante du biais de déclaration, qui pourrait indiquer une instabilité temporelle dans les équations » (Gorber et collab., 2008). Au Canada, cette croissance du biais a été confirmée pour la période de 1986 à 2005 (Gorber et Tremblay, 2010). Ce biais de sous-estimation de la prévalence peut mener à des estimés de fardeau économique conservateurs.

4.2 Limites concernant les variables dépendantes

L'indicateur que nous avons utilisé pour mesurer la consommation de médicaments comporte certaines limites. Premièrement, il s'agit du nombre de médicaments et non pas des coûts de ces médicaments. Nous ne connaissons pas le dosage du médicament ni la durée de la consommation. Ainsi, si les médicaments consommés par les Québécois en embonpoint et obèses sont plus chers, ou sont prescrits en dose plus forte ou pour une durée plus longue que pour les Québécois de poids normal, nos résultats peuvent sous-estimer les coûts associés à l'obésité et à l'embonpoint. À l'inverse, si les médicaments pour les individus obèses et en embonpoint sont généralement moins chers ou consommés à moindre dose ou sur une durée moindre que pour ceux de poids normal, nos résultats peuvent surestimer le fardeau économique.

L'ENSP nous fournit des données autorapportées pour la consommation de médicaments, qui sont sujettes à des biais de rappel. Lorsque les chercheurs comparent les données autorapportées à d'autres sources sur la consommation de médicaments (ex. : dossiers médicaux, dossiers à la pharmacie), ils constatent que le biais de rappel est modéré et qu'il mène à une sous-

⁴ Le poids autodéclaré des hommes avec un IMC mesuré normal diffère peu de leur poids mesuré mais un écart se creuse pour les hommes qui font de l'embonpoint et qui sont obèses. Pour les femmes, on constate une sous-déclaration de poids pour toutes les catégories de poids (sauf pour les femmes en insuffisance pondérale).

estimation de la consommation. Cependant, ce biais varie selon plusieurs variables (Strom et collab., 2013). La concordance entre les données autorapportées et des données de type administrative dépend du type de médicaments (ex. : les médicaments sous ordonnance sont moins sujets aux biais de rappel que ceux sans ordonnance), selon la durée de la période de rappel, selon la durée de la prise de médicaments (moins de biais de rappel pour les médicaments qui ont été consommés durant une longue période), et selon la formulation des questions de l'enquête. Dans notre cas, la période de rappel est très courte (2 jours) et on demandait aux répondants d'aller chercher les médicaments et leurs emballages afin de bien les identifier, ce qui réduit beaucoup le risque de biais de rappel.

Notre indicateur sur la durée moyenne de l'invalidité est aussi fondé sur des données autorapportées. Les études qui examinent l'ampleur des biais pour les mesures autorapportées d'invalidité, en les comparant à des données mesurées provenant de banques de données administratives, nous indiquent que ces biais sont relativement mineurs (Hartz et collab., 2009, Benitez-Silva, 2004, Pole et collab. 2006, Svedberg et collab., 2010). Cependant, la durée des périodes de rappel influence la validité des données autorapportées; une plus longue période de rappel peut amener à une sous-estimation de la fréquence des épisodes d'invalidité et de la durée de ces épisodes. (Svedberg, et collab., 2010)

Notons que les études qui examinent la validité des mesures autorapportées d'absence du travail pour des raisons de maladies (incluant les absences de courte durée et les absences prolongées) rapportent plus souvent des biais de rappel que celle sur les mesures d'invalidité (Svedberg et collab., 2010). La concordance entre les données autorapportées et mesurées est aussi influencée par la durée de la période de rappel de même que par la durée de l'absence. Des périodes plus courtes de rappel et d'absences augmentent la validité de l'indicateur autorapporté; les absences de longue durée sont associées à des sous-estimations. Stapefeld et collab. (2012) suggèrent qu'une période de rappel de 2 ou 3 mois est optimale. Notre période de rappel pour cette variable est de 12 mois ce qui est une période suffisamment longue pour être sujette à des biais de rappel.

Notre étude examine seulement un type de coûts indirects. Conséquemment, plusieurs éléments du fardeau économique de l'embonpoint sont omis de nos estimés. Ainsi, nous n'incluons pas les pertes de productivité liés à l'absentéisme (absence de courte durée), à la mortalité prématurée, et à la réduction de la productivité des employés durant leur travail (présentéisme). De plus, les pertes de productivité des individus dont le travail n'est pas salarié, tels que les parents ou grands-parents qui s'occupent d'enfants à temps plein, ainsi que les frais encourus par les patients pour recevoir des soins (déplacement, gardiennage) ne sont pas comptabilisés dans notre étude.

5 Conclusion

En examinant des données d'enquêtes réalisées au Québec entre 1994 et 2011, nous avons observé que l'obésité est associée à une plus grande consommation de médicaments et à un plus grand risque d'invalidité chez les travailleurs québécois. Nous avons estimé le fardeau économique de l'obésité de ces deux types de coûts à plus d'un milliard de dollars pour l'année 2011. À ce montant s'ajoutent 390 millions de dollars que nous avons estimés pour ce qui est de l'excédent de consommation de médicaments chez les Québécois en embonpoint.

Afin de réduire le fardeau économique associé à l'obésité, il importe de poursuivre et d'intensifier les interventions de promotion des saines habitudes de vie. Notamment, il faut maintenir la mise en œuvre d'interventions visant à transformer les environnements dans lesquels nous vivons afin de les rendre plus favorables à la saine alimentation et au mode de vie physiquement actif.

À titre d'exemple, l'aménagement des quartiers, des rues et des routes de manière à optimiser le potentiel piétonnier a été identifié dans les écrits scientifiques comme une manière efficace d'augmenter le niveau d'activité physique de la population (Keener et collab., 2009, CDC, 2011a, Mozzafarian et collab., 2012). Lorsqu'on examine la situation dans les municipalités du Québec, on constate qu'un potentiel piétonnier plus élevé est associé avec une plus grande utilisation du transport actif (Robitaille, 2015).

Le potentiel piétonnier est élevé dans la plupart des quartiers centraux des villes du Québec. Pour créer des environnements physiques plus favorables au transport actif dans les secteurs périurbains, il faudrait augmenter le potentiel piétonnier et favoriser l'aménagement d'infrastructures piétonnes et cyclables. Pour les secteurs ruraux et les plus petites villes, des interventions telles que l'aménagement de noyau municipal plus dense, le réaménagement des traversées d'agglomération et l'amélioration de l'offre de transport collectif seraient à envisager.

D'autres exemples de mesures recommandées par les organisations scientifiques afin de rendre les environnements plus propices à la saine alimentation incluent des mesures qui favorisent la reformulation nutritionnelle des aliments transformés et la réduction de la taille des portions de certains produits, des mesures pour une offre alimentaire de qualité dans les milieux de travail, en particulier les établissements publics et des mesures qui assurent l'accès aux aliments favorables à la santé à des prix compétitifs (WHO, 2009, WHO, 2011).

Ces quelques exemples de changements à mener dans nos milieux de vie doivent faire partie d'une stratégie plus large, afin d'obtenir des impacts cumulés suffisants pour renverser les tendances actuelles. En effet, la prévention des maladies chroniques et de l'obésité ne passe pas par une solution unique. Tous ceux qui examinent comment atteindre des résultats probants en la matière soulignent la nécessité d'investir dans une diversité d'actions. Que ce soit l'OMS, l'Institute of Medicine aux États-Unis ou la firme de consultants internationaux McKinsey, le message demeure le même (WHO, 2013, IOM, 2012, Dobbs et collab., 2014). Chaque État doit se doter d'un portefeuille de mesures qui intègrent en même temps des interventions éducatives et des changements dans les environnements bâti, socioculturel, économique et politique, afin qu'ils deviennent plus propices à la saine alimentation et à l'activité physique.

Le Québec est déjà engagé dans cette voie. Par exemple, des écoles et des municipalités de toutes les régions travaillent déjà à rendre nos environnements plus favorables aux saines habitudes de vie. Québec en forme soutient les communautés dans plusieurs initiatives afin que les jeunes soient plus actifs et découvrent les plaisirs de bien manger. La poursuite et

l'intensification de ces efforts seront nécessaires afin d'atteindre nos objectifs de prévention des maladies chroniques et de réduire le fardeau économique qui y est associé. Les changements sociaux ayant mené à ces problèmes de santé et à leurs conséquences économiques ont pris des décennies à se mettre en place; ce sera un travail de longue haleine de créer des milieux de vie qui facilitent les choix les plus sains.

Références

- ALTER DA et collab., (2012). Obesity, lifestyle risk-factors, and health service outcomes among healthy middle-aged adults in Canada. *BMC Health Serv Res.*, 12.
- ARTERBURN, D. E., MACIEJEWSKI, M. L., & TSEVAT, J. (2005). Impact of morbid obesity on medical expenditures in adults. *International journal of obesity and related metabolic disorders: Journal of the International Association for the Study of Obesity*, 29, 334-339.
- BARIL, G., PQUETTE, M.C., et OUIMET, A.M., (2014) *Ados 12-14 : les dimensions socioculturelles des pratiques alimentaires et d'activité physique des adolescents*, INSPQ.
- BENICHO, J. (2007). *Biostatistics and epidemiology: measuring the risk attributable to an environment or genetic factor*. C.R. Biologies 330, pp 281-298
- BENITEZ-SILVA, H., M. BUCHINSKY, CHAN, H.M., CHEIDVASSER, S. ET RUST, J. (2004) How Large Is The Bias In Self-Reported Disability?, *J. Appl. Econ.* 19 : 649-670.
- BLOUIN, C., BARRY, A.D., JEN, Y., HAMEL, D., LAMONTAGNE, P., LO, E. et S. MARTEL, (2013). *Le fardeau économique de l'obésité et de l'embonpoint : Revue de littérature*, Québec, Institut national de santé publique du Québec.
- BLOUIN, C., VANDAL, N., BARRY, A.D., HAMEL, D., JEN, Y., LAMONTAGNE, P., LO, E. et S. MARTEL, (2014) *Les conséquences économiques de l'embonpoint et de l'obésité au Québec : Les coûts associés à l'hospitalisation et aux consultations médicales*, Québec, Institut national de santé publique du Québec.

CENTERS FOR DISEASE CONTROL AND PREVENTION (CDC). (2011a). *Strategies to Prevent Obesity and Other Chronic Diseases: The CDC Guide to Strategies to Increase Physical Activity in the Community*. Atlanta : U.S. : Department of Health and Human Services.

CDC (2014). « CDC - Zoning to Encourage Healthy Eating - Winnable Battles - Public Health Law ».

CHURCH TS, THOMAS DM, TUDOR-LOCKE C, KATZMARZYK PT, EARNEST CP, RODARTE RQ, *et al.* (2011), Trends over 5 decades in U.S. occupation-related physical activity and their associations with obesity. *PLoS One*;6(5):e19657.

DAGENAIS, S., CARO, J., HALDEMAN, S. (), A systematic review of low back pain cost of illness studies in the United States and internationally. *The Spine Journal*, 8, 8-20.

DEGLI, E. E., STURANI, A., VALPIANI, G., DI, M. M., ZICCARDI, F., RITA, C. A. ET collab. (2006). The relationship between body weight and drug costs: An Italian population-based study. *Clin Ther.*, 28, 1472-1481.

DETOURNAY, B., FAGNANI, F., PHILLIPPO, M., PRIBIL, C., CHARLES, M. A., SERMET, C. *et al.* (2000). Obesity morbidity and health care costs in France: an analysis of the 1991-1992 Medical Care Household Survey. *Int J Obes.Relat Metab Disord.*, 24, 151-155.

DOBBS, R. ET COLLAB., 2014, *Overcoming obesity: An initial economic analysis*, McKinsey Global Institute, Novembre.

DURDEN, E. D., HUSE, D., BEN-JOSEPH, R., et CHU, B. C. (2008). Economic costs of obesity to self-insured employers. *J Occup Environ Med.*, 50, 991-997.

FRERICHS, L., BRITTIN, J., SORENSEN, D., TROWBRIDGE, M. J., YAROCH, A. L., SIAHPUSH, M., ET HUANG, T. T. K. (2015). Influence of School Architecture and Design on Healthy Eating: A Review of the Evidence. *American Journal of Public Health*, (0), e1-e12.

GITTELSON, J., M. ROWAN, ET P. GADHOKE (2012). Interventions in Small Food Stores to Change the Food Environment, Improve Diet, and Reduce Risk of Chronic Disease, *Preventing Chronic Disease*, février.

GORBER, S.C. et M. TREMBLAY (2010), The Bias in Self-reported Obesity From 1976 to 2005: À Canada–US Comparison. *Obesity*, 18, 354-361.

GORBER, S.C., M. SHIELDS, M. TREMBLAY et I. MCDOWELL (2008). La possibilité d'établir des facteurs de correction applicables aux estimations autodéclarées de l'obésité, *Rapports sur la santé*, Statistiques Canada No 82-003-X, page 85.

HANLY, P., TIMMONS, A., WALSH, P.M. ET SHARP, L. (2012), Breast and Prostate Cancer Productivity Costs: A Comparison of the Human Capital Approach and the Friction Cost Approach. *Value in Health*. 15, 429-436.

HARTZ I, TVERDAL A, SKURTVEIT S: A comparison of self-reported data on disability pension status with data from a nationwide administrative register. *Norwegian Journal of Epidemiology* 2009, 19:169-172.

HERNAN, Miguel et coll. (2002) Causal knowledge as a prerequisite for confounding evaluation, *American Journal of Epidemiology*, vo.155, no 2.

HEYMSFIELD, S., W. CEFALU (2013). Does BMI adequately convey a patient mortality risks", *JAMA*, Volume 309, no 1.

INSTITUT CANADIEN D'INFORMATION SUR LA SANTE (2013). *Tendances des dépenses nationales de santé, 1975-2013*, Ottawa. (Annexe sur les dépenses totales de santé par affectation de fonds, Québec, de 1975 à 2013).

INSTITUTE OF MEDICINE (2012), *Accelerating progress in obesity prevention: Solving the weight of the nation*, Washington, IOM.

JANSSEN, I., P. KATZMARZYK, R. ROSS (2004), Waist circumference and not body mass index explains obesity related health risk, *Am J Clin Nutr*;79:379–84.

KEENER, D., GOODMAN, K., LOWRY, A., ZARO, S., ET KETTEL KHAN, L. (2009). *Recommended community strategies and measurements to prevent obesity in the United States: Implementation and measurement guide*. Atlanta, GA : Department of Health and Human Services, Centers for Disease Control and Prevention.

KOOPMANSCHAP MA, VAN INEVELD BM. (1992) Towards a new approach for estimating indirect costs of disease. *Soc Sci Med* 34:1005–10.

- LALONDE, B. et ROBITAILLE, E. (2014). *L'environnement bâti autour des écoles et les habitudes de vie des jeunes : État des connaissances et portrait du Québec*, INSPQ.
- LAMONTAGNE, P. et D. HAMEL (2012). *Surveillance du statut pondéral chez les adultes québécois : Portrait et évolution de 1987 à 2010*, Québec, Institut national de santé publique du Québec.
- LEAR, S. et collab. (2014), The association between ownership of common household devices and obesity and diabetes in high, middle and low income countries, *CMAJ*, Février.
- LIM, K-L; JACOBS, P.; OHINMAA, A.; SCHOPFLOCHER, D.; DEWA, CS (2008). A new population-based measure of the economic burden of mental illness in Canada. *Chronic Diseases in Canada*, Vol. 28, No. 3, pp 92-98.
- MARTEL, S. et collab., (2014). *Portrait de la santé des adultes québécois selon le statut pondéral*, Québec, Institut national de santé publique du Québec.
- MARTIN, B. C., CHURCH, T. S., BONNELL, R., BEN-JOSEPH, R., & BORGSTADT, T. (2009). The impact of overweight and obesity on the direct medical costs of truck drivers. *J Occup Environ Med.*, 51, 180-184.
- MOZAFFARIAN, D., AFSHIN, A., BENOWITZ, N. L., BITTNER, V., DANIELS, S. R., FRANCH, H. A., et al. (2012). Population Approaches to Improve Diet, Physical Activity, and Smoking Habits: A Scientific Statement From the American Heart Association. *Circulation*, 126, 1514-1563.
- MORIN, P., DEMERS, K., ROBITAILLE, É., LEBEL, A., & BISSET, S. (2015). Do schools in Quebec foster healthy eating? An overview of associations between school food environment and socio-economic characteristics. *Public health nutrition*, 1-12.
- Narbro, K., Jonsson, E., Larsson, B., Waaler, H., Wedel, H., & Sj+Åstr+Åm, L. (1996). Economic consequences of sick-leave and early retirement in obese Swedish women. *International journal of obesity and related metabolic disorders: Journal of the International Association for the Study of Obesity*, 20, 895-903.
- NEOVIUS, K., REHNBERG, C., RASMUSSEN, F., & NEOVIUS, M. (2012). Lifetime productivity losses associated with obesity status in early adulthood. *Appl.Health Econ Health Policy.*, 10.
- PIGEON, É., LAROCQUE, I., (2011). Tendances temporelles de la prévalence et de l'incidence du diabète, et mortalité chez les diabétiques au Québec, de 2000-2001 à 2006-2007 (pp. 11). Montréal (Québec) : Institut national de santé publique du Québec.
- POLE JD, FRANCHE R-L, HOGG-JOHNSON S, VIDMAR M, KRAUSE N., (2006) Duration of work disability: a comparison of self-report and administrative data. *American Journal of Industrial Medicine*, 49:394-401.
- QUESENBERRY, C. P., JR., CAAN, B., & JACOBSON, A. (1998). Obesity, health services use, and health care costs among members of a health maintenance organization. *Arch.Intern Med.*, 158, 466-472.
- RAPPANGE, D. R., BROUWER, W. B., HOOGENVEEN, R. T., & VAN BAAL, P. H. (2009). Healthcare costs and obesity prevention: drug costs and other sector-specific consequences. *Pharmacoeconomics.*, 27, 1031-1044.
- REIDPATH, D. D., CRAWFORD, D., TILGNER, L., & GIBBONS, C. (2002). Relationship between Body Mass Index and the Use of Healthcare Services in Australia. *Obesity*, 10, 526-531.
- ROBITAILLE, E. et P. BERGERON, *Potentiel piétonnier et utilisation des modes de transport actif pour aller au travail au Québec : État des lieux et perspectives d'interventions*, INSPQ, 2015.
- SANTÉ CANADA (2003). *Lignes directrices canadiennes pour la classification du poids chez les adultes*, Ottawa.
- STATISTIQUE CANADA, 2012. Enquête nationale sur la santé de la population - Volet ménages, *Documentation des variables dérivées et des variables longitudinales constantes* (Spécifications) Cycles 1 à 9 (1994-1995 à 2010-2011).
- SHIELDS, M., S. GORBER, ET M. TREMBLAY (2008). Estimations de l'obésité fondées sur des mesures autodéclarées et sur des mesures directes. *Rapport sur la santé*, vol. 19, n° 2, Statistique Canada.
- SHIELDS, M., M. TREMBLAY, S. GORBER et I. JANSSEN (2012). Measures of abdominal obesity within body mass index categories, 1981 and 2007-2009, *Health Reports*, Vol. 23, n° 2, June 2012 • Statistics Canada, Catalogue no. 82-003-XPE.

SCHMID, F., LAWS, C., & MONTERO, M. (2012). Indemnity Benefit Duration and Obesity. *National Council on Compensation Insurance, Inc.*

SHUFFORD, H. R. T. (2010). How obesity increases the risk of disabling workplace injuries. *NCCI Research brief.*

STAPELFELDT, C., MALMOSE CHRIS JENSEN, NIELS TROLLE ANDERSEN, NILS FLETEN AND CLAUS VINTHER NIELSEN, (2012) Validation of sick leave measures: self-reported sick leave and sickness benefit data from a Danish national register compared to multiple workplace-registered sick leave spells in a Danish municipality, *BMC Public Health*, 12, 660.

STROM, B., KIMMEL, S. ET HENNESSY, S. (sous la direction de), (2013) *Textbook of Pharmacoepidemiology*, Wiley, 2^e édition.

STUART, B., LLOYD, J., ZHAO, L., & KAMAL-BAHL, S. (2008). Obesity, disease burden, and prescription spending by community-dwelling Medicare beneficiaries. *Curr.Med Res Opin.*, 24, 2377-2387.

SVEDBERG, P., ROPPONEN, A., P. LICHTENSTEIN et K. ALEXANDERSON, (2012) Are self-report of disability pension and long-term sickness absence accurate? Comparisons of self-reported interview data with national register data in a Swedish twin cohort, *BMC Public Health*, 20, 763.

SWINBURN, B. et collab., (2011). The global obesity pandemic: shaped by global drivers and local environments, *The Lancet*, volume 27, 804-14.

TARRICONE, R., Cost of illness analysis? What room in health economics?, *Health policy*, 77, 2006, pp.51-63.

THOMPSON, D., EDELSBERG, J., KINSEY, K. L., & OSTER, G. (1998). Estimated Economic Costs of Obesity to U.S. Business. *American Journal of Health Promotion*, 13, 120-127.

TROGDON, J. G., FINKELSTEIN, E. A., HYLANDS, T., DELLEA, P. S., & KAMAL-BAHL, S. J. (2008). Indirect costs of obesity: a review of the current literature. *Obes Rev.*, 9, 489-500.

WANG, D. M. (2004). Relationship of Body Mass Index and Physical Activity to Health Care Costs Among Employees. *JOEM*, 46, 428.

WANG, F., MCDONALD, T., REFFITT, B., & EDINGTON, D. W. (2005). BMI, Physical Activity, and Health Care Utilization/Costs among Medicare Retirees. *Obesity*, 13, 1450-1457.

WEE, C. C., PHILLIPS, R. S., LEGEDZA, A. T., DAVIS, R. B., SOUKUP, J. R., COLDITZ, G. A. et al. (2005). Health care expenditures associated with overweight and obesity among US adults: importance of age and race. *Am J Public Health.*, 95, 159-165.

WOLFENSTETTER, S. B. (2011). Future direct and indirect costs of obesity and the influence of gaining weight: results from the MONICA/KORA cohort studies, 1995-2005. *Econ Hum Biol.*, 10, 127-138.

WHO (2009). Interventions on diet and physical activity: what works - Summary report (pp. 42). Geneva, Switzerland: World Health Organization.

WHO (2011). Global status report on noncommunicable diseases 2010 (pp. xii - 164). Geneva, Switzerland: World Health Organization.

WHO (2013) *Global action plan for the prevention and control of noncommunicable diseases 2013-2020*, Genève.

YANG, Z. et HALL, A. G. (2008). The financial burden of overweight and obesity among elderly Americans: the dynamics of weight, longevity, and health care cost. *Health Serv Res.*, 43, 849-868.

Annexe A Résultat pour l'échantillon canadien

Tableau 8 Consommation de médicaments chez les adultes, par catégorie de poids corporel au début de l'étude, pour le Canada, ENSP 1994-2011

<i>IMC au cycle 1</i>	<i>Nombre de médicaments dans les deux derniers jours</i>	
	<i>Moyenne^a (IC 95 %)</i>	<i>Risque Relatif^b (IC 95 %)</i>
Poids normal	1,23 (1,18-1,27)	1 (référence)
Embonpoint	1,62 (1,56-1,67)	1,17 (1,12-1,24) ^c
Obèses	2,11 (2,00-2,22)	1,49 (1,41-1,58) ^c

^a Moyenne pondérée pour représenter la population québécoise, mais non ajustée.

^b Risque relatif provenant de la modélisation par régression de Poisson ajusté pour tenir compte de l'âge, du sexe, du niveau de scolarité du ménage dans lequel vit le répondant et du type de fumeur.

^c Risque significatif $p < 0,05$.

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, Statistique Canada.

Tableau 9 Rapports de cotes mesurant l'association entre la présence d'invalidité selon deux définitions et l'indice de masse corporelle, pour le Canada, ENSP 1994-2011

<i>IMC au cycle 1</i>	<i>Invalidité totale^a</i>	<i>Invalidité sévère^b</i>
	<i>RC^c (IC 95 %)</i>	<i>RC^c (IC 95 %)</i>
Poids normal	1 (référence)	1 (référence)
Embonpoint	1,21 (0,95-1,54)	1,21 (0,97-1,53)
Obèses	1,59 (1,25-2,04) ^d	1,66 (1,30-2,11) ^d

^a Invalidité totale : présence = de 1 à 52 semaines; absence = aucune semaine d'invalidité.

^b Invalidité sévère : présence = de 4 à 52 semaines; absence = de 0 à 3 semaines d'invalidité.

^c Rapports de cotes provenant de la modélisation par régression logistique de la présence d'invalidité de Poisson pour tenir compte de l'âge, du sexe, du niveau de scolarité du ménage dans lequel vit le répondant et du type de fumeur.

^d Rapport de cotes significatif : $p < 0,05$.

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, Statistique Canada.

Annexe B.1 Formules pour le calcul des coûts excédentaires de consommation de médicaments dûs à l'obésité et à l'embonpoint

Étape 1 : À partir de l'ENSP, construire un modèle de régression de Poisson afin d'estimer le nombre moyen de consommation de médicaments selon le statut pondéral, le sexe, l'âge, le statut tabagique et la scolarité du ménage.

Ces moyennes sont déduites de la fonction exponentielle des coefficients des paramètres correspondants du modèle de régression. Ce modèle peut inclure des termes d'interaction pourvu qu'ils soient significatifs sur le plan statistique. Par exemple dans le cas où il n'y a aucun terme d'interaction en cause, la moyenne du nombre de médicaments estimés (\widehat{NU}) pour les personnes de statut pondéral i , de sexe j , du groupe d'âge k , de statut tabagique l et de scolarité du ménage m est

$$\widehat{NU}_{i,j,k,l,m} = \exp(\alpha + \beta_i + \beta_j + \beta_k + \beta_l + \beta_m)$$

Étape 2 : À partir de l'ESCC 2011-2012, estimer le nombre total de personnes dans la population selon le statut pondéral i , le sexe j , l'âge k , le statut tabagique l et la scolarité du ménage m soit $N_{i,j,k,l,m}$.

Étape 3 : Déterminer le nombre total de médicaments consommés dans la population selon le statut pondéral.

Le nombre total de médicaments T_i consommés dans la population pour le statut pondéral i est la somme pour toutes les combinaisons de sexe j , du groupe d'âge k , de statut tabagique l et de scolarité du ménage m du produit de la moyenne du nombre de médicaments estimés (\widehat{NU}) pour ce statut pondéral décrite à l'étape 1 et du nombre total de personnes dans la population pour ce même statut pondéral, soit

$$T_i = \sum_{j,k,l,m} \widehat{NU}_{i,j,k,l,m} \times N_{i,j,k,l,m}$$

Étape 4 : Déterminer le coût annuel moyen par médicament.

Selon les données de la BDDNS, le coût total annuel des médicaments se chiffre à 7 487,1 M de dollars au Québec. Pour obtenir le coût annuel moyen par médicament consommé au cours des deux jours précédant l'entrevue, on doit diviser ce coût total par le nombre total de médicaments consommés dans la population pour l'ensemble des catégories de statut pondéral comme suit :

$$\text{Coût moyen} = \frac{\text{Coût total}}{\sum_i T_i}$$

Étape 5 : Calcul de l'excès de coût

L'excès de coût pour le statut pondéral i est la différence entre le coût total observé et le coût total attendu

$$\text{Excès}_i = \text{Coût observé}_i - \text{Coût attendu}_i$$

Le coût observé est simplement égal au produit du nombre total de médicaments consommés par le coût moyen

$$\text{Coût observé}_i = T_i \times \text{Coût moyen}$$

Le coût attendu des personnes en obésité ou en embonpoint est celui obtenu en appliquant le risque attribuable aux personnes de poids normal. Il suffit alors de diviser le coût observé par le risque relatif ajusté de la catégorie de poids correspondante, RR_i , obtenu de la régression de Poisson, soit

$$\text{Coût attendu}_i = \frac{\text{Coût observé}_i}{RR_i}$$

Annexe B.2 Formules pour le calcul des coûts excédentaires de pertes de revenu en lien avec l'invalidité dû à l'obésité et à l'embonpoint

Étape 1 : À partir de l'ENSP, estimer le nombre moyen de semaines d'invalidité selon le statut pondéral, le sexe, l'âge, le statut tabagique et la scolarité du ménage.

Vu la distribution atypique de la variable « nombre de semaines en invalidité », il n'a pas été possible d'ajuster convenablement un modèle de régression comme pour la consommation de médicaments sans outrepasser les hypothèses qui sous-tendent l'utilisation de tels modèles. Pour cette raison, nous avons estimé directement les moyennes du nombre de semaines en invalidité ($\widehat{NI}_{i,j,k,l,m}$) et ce, pour chaque combinaison du statut pondéral i , de sexe j , du groupe d'âge k , de statut tabagique l et de scolarité du ménage m . Bien qu'en se limitant aux grandes catégories de ces variables (la catégorie insuffisance de poids n'a pas été considérée), les estimations de moyennes présentaient de forte variabilité compte tenu du faible nombre de répondants dans certaines combinaisons de ces variables. Lorsque la précision fut jugée trop faible, la moyenne canadienne a été utilisée.

Étape 2 : Détermination du revenu médian hebdomadaire pour chaque catégorie de poids

Le revenu médian peut varier selon la catégorie de poids si la distribution âge-sexe-éducation par exemple diffère entre ces catégories. Si le revenu médian est connu pour chaque combinaison âge-sexe-éducation de même que la distribution des catégories de poids selon ces mêmes combinaisons de variables, le revenu médian peut être obtenu de la façon suivante

$$\text{Revenu médian}_i = \frac{\sum_{j,k,l} N_{i,j,k,l} \times \text{revenu médian}_{j,k,l}}{N_i}$$

où $N_{i,j,k,l}$ et $\text{revenu médian}_{j,k,l}$ représentent respectivement le nombre de personnes de la catégorie de poids i et le revenu médian pour la combinaison du groupe du sexe j , de groupe d'âge k et du niveau de scolarité atteint l et N_i , le nombre total de personnes dans la catégorie de poids i . Le revenu médian hebdomadaire est obtenu en divisant le revenu moyen de l'équation précédente par 52.

Les $N_{i,j,k,l}$ sont obtenus à partir des données de l'ESCC du cycle 2011-2012 et les $\text{revenu médian}_{j,k,l}$ à partir des données de l'ENM 2011.

Étape 3 : Déterminer le nombre total de semaines d'invalidité dans la population selon le statut pondéral.

Le nombre total de semaines d'invalidité T_i dans la population pour le statut pondéral i est la somme pour toutes les combinaisons de sexe j , du groupe d'âge k , de statut tabagique l et de scolarité du ménage m du produit de la moyenne du nombre de semaines d'invalidité estimés (\widehat{NI}) pour ce statut pondéral décrite à l'étape 1 et du nombre total de personnes dans la population pour ce même statut pondéral, soit

$$T_i = \sum_{j,k,l,m} \widehat{NI}_{i,j,k,l,m} \times N_{i,j,k,l,m}$$

Étape 4 : Calcul de l'excès de coût

L'excès de coût pour le statut pondéral i est la différence entre le coût total observé et le coût total attendu

$$\text{Excès}_i = \text{Coût observé}_i - \text{Coût attendu}_i$$

Le coût observé est simplement égal au produit du nombre total de semaines en invalidité par le revenu médian hebdomadaire,

$$\text{Coût observé}_i = T_i \times \text{Revenu médian}_i$$

Les conséquences économiques associées à l'obésité et l'embonpoint au Québec :
les coûts liés à la consommation de médicaments et à l'invalidité

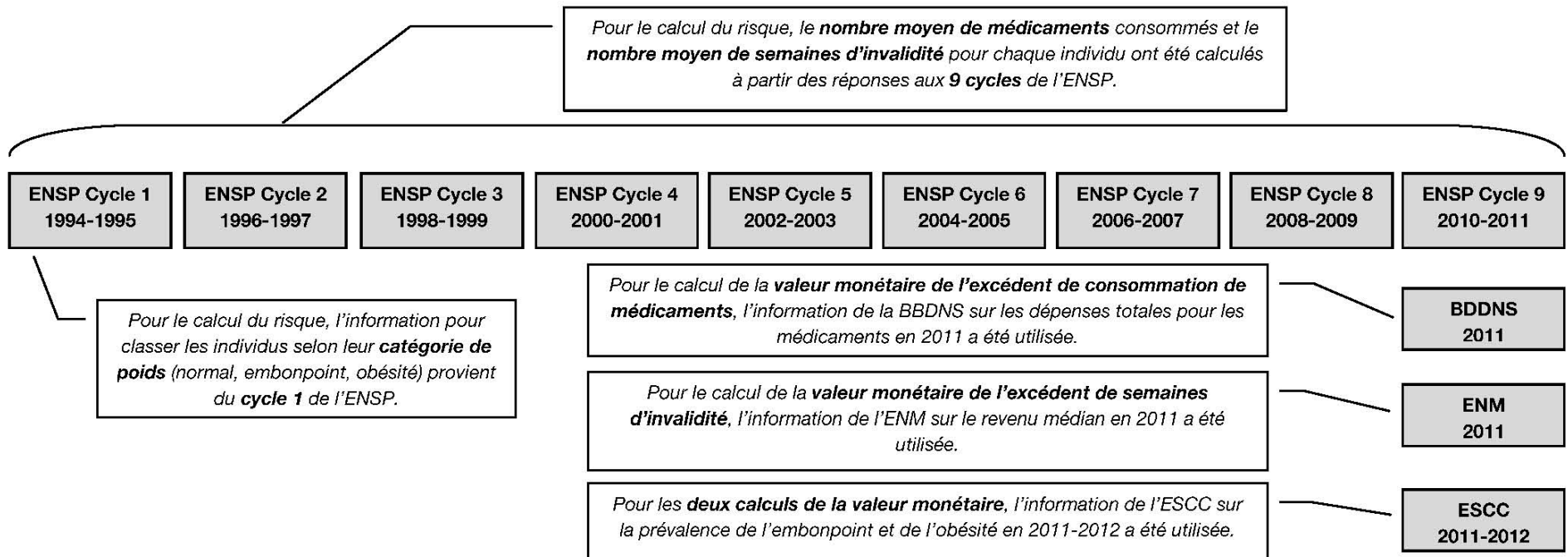
Le coût attendu des personnes en obésité ou en embonpoint est celui obtenu en prenant les nombres moyens de semaines en invalidité associés aux personnes de poids normal. Ainsi,

$$Coût\ attendu_i = \sum_{j,k,l,m} \widehat{NI}_{Normal,j,k,l,m} \times N_{i,j,k,l,m} \times Revenu\ médian_i$$

Et alors plus simplement,

$$Excès_i = Revenu\ médian_i \times \sum_{j,k,l,m} (\widehat{NI}_{i,j,k,l,m} - \widehat{NI}_{Normal,j,k,l,m}) \times N_{i,j,k,l,m}$$

Annexe C Schématisation de l'utilisation des sources de données pour les principaux éléments du devis de recherche



ENSP: Enquête nationale sur la santé de la population
BDDNS : Base de données sur les dépenses nationales de santé
ENM: Enquête nationale des ménages
ESCC : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

Centre d'expertise
et de référence

www.inspq.qc.ca