



*Plan commun de
surveillance de
l'état de santé de
la population et de
ses déterminants*

Guide spécifique des aspects méthodologiques
des données d'enquêtes sociosanitaires du
Plan commun de surveillance

Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes
cycles 1.1, 2.1, 3.1 et 2007-2008

Institut de la statistique du Québec

en collaboration avec
Institut national de santé publique du Québec
Ministère de la Santé et des Services sociaux

Mai 2011

Ce document a été réalisé dans le cadre des travaux du Comité tripartite MSSS-INSPQ-ISQ sur les aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires. Ce comité est sous la responsabilité de la Direction de la surveillance de l'état de santé du ministère de la Santé et des Services sociaux.

Coordination et rédaction

Jimmy Baulne, Direction de la méthodologie et de la qualité, ISQ
Nathalie Plante, Direction de la méthodologie et de la qualité, ISQ (mise à jour cycle 2007-2008)

Collaboration à la rédaction

Robert Courtemanche, Direction de la méthodologie et de la qualité, ISQ
Suzanne Gingras, Infocentre de santé publique, INSPQ
Denis Hamel, Unité Connaissance-surveillance, INSPQ

Secrétariat

Diane Brazeau, Direction de la surveillance de l'état de santé, DGSP-MSSS

Relecture

Membres du Comité tripartite MSSS-INSPQ-ISQ sur les aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires :

Mikaël Berthelot, Direction des statistiques de santé, ISQ
Robert Courtemanche, Direction de la méthodologie et de la qualité, ISQ
Régis Couture, Direction de santé publique, ASSS du Saguenay-Lac-St-Jean
Suzanne Gingras, Infocentre de santé publique, INSPQ
Monique Godin, Direction de la surveillance de l'état de santé, DGSP-MSSS
Denis Hamel, Unité Connaissance-surveillance, INSPQ
Lyne Jobin, Direction de la surveillance de l'état de santé, DGSP-MSSS
Jérôme Martinez, Unité Études et analyses de l'état de santé de la population, INSPQ
Julie Soucy, Direction de la surveillance de l'état de santé, DGSP-MSSS

Membres régionaux du Comité d'orientation de l'ESCC-Québec :

Élizabeth Cadieux, Direction de santé publique, ASSS de Lanaudière
Louis-Robert Frigault, Direction de santé publique, ASSS de Montréal
Jacques Marleau, Direction de santé publique, ASSS de l'Outaouais
Sylvie Nadon, Direction de santé publique, ASSS des Laurentides

Autres relecteurs :

Monique Bordeleau, Direction des statistiques de santé, ISQ
Danny Du Mays, Direction des statistiques de santé, ISQ

Citation suggérée :

INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC en collaboration avec l'INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC et le MINISTÈRE DE LA SANTÉ ET DES SERVICES SOCIAUX DU QUÉBEC, *Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires du Plan commun de surveillance – Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes cycles 1.1, 2.1, 3.1 et 2007-2008*, Québec, Gouvernement du Québec, 2011, 103 p.

Avant-propos

En février 2005, la version officielle du *Plan commun de surveillance de l'état de santé de la population et de ses déterminants* était adoptée par le directeur national de santé publique et les dix-huit directeurs de santé publique. Différentes démarches et activités ont depuis été menées dans le cadre de sa mise en œuvre. L'une des plus importantes, du moins la plus visible, concerne la mobilisation des acteurs autour de ce projet « collectif » qu'est le *Plan commun de surveillance* (PCS), fut certes le lancement de l'Infocentre de santé publique et l'ouverture de son portail privé. Ce dernier a eu lieu en octobre 2006 avec le déploiement du Complément en ligne du *Portrait de santé du Québec et de ses régions 2006 – Deuxième rapport national sur l'état de santé de la population du Québec* (Institut national de santé publique du Québec, 2006).

Ce portail dédié au PCS permet à différents types d'utilisateurs, en fonction du niveau d'accès autorisé, d'accéder en ligne à des résultats d'indicateurs de surveillance normalisés et comparables au niveau national, régional et local. Le développement de ce portail est évolutif tant dans son contenu que dans sa forme. Ainsi, en janvier 2008, les premiers résultats d'indicateurs spécifiques au PCS ont été rendus disponibles sur le portail de l'Infocentre de santé publique.

Or, si l'accès aux résultats des indicateurs de surveillance est une chose, la capacité à traiter et interpréter ces résultats afin de produire une information de qualité et utile pour soutenir la prise de décision des intervenants et des décideurs en est une autre. Cet enjeu fait d'ailleurs l'objet d'une des sept orientations du *Cadre d'orientation pour le développement et l'évolution de la fonction de surveillance au Québec*, publié en 2007.

C'est dans cet esprit d'optimisation de la capacité d'analyse et d'interprétation que la nécessité d'offrir un soutien méthodologique aux utilisateurs du portail de l'Infocentre s'est imposée. À l'heure actuelle, ce soutien se traduit notamment par l'élaboration d'un cadre méthodologique, la rédaction de fiches-indicateurs ainsi que l'offre de formations spécifiques aux indicateurs du PCS. En ce qui a trait aux indicateurs d'enquêtes sociosanitaires du PCS, ce soutien s'est d'abord concrétisé par l'élaboration du *Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires du Plan commun de surveillance – Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes cycles 1.1, 2.1, 3.1 et 2007-2008*, le présent document que nous avons le plaisir de rendre disponible aux utilisateurs. Ce guide est une composante du cadre méthodologique des indicateurs du PCS à l'Infocentre de santé publique et se veut un outil de référence pour divers utilisateurs.

Enfin, il convient de se rappeler que le caractère « technologique » du portail ne doit pas occulter l'approche méthodologique et rigoureuse qui sous-tend la réalisation des trois principaux champs d'activités structurants de l'exercice de la surveillance de l'état de santé que sont l'alimentation en données, la production et la diffusion de l'information. La vision de développement du portail est donc à l'effet que ce dernier soit certes, le lieu d'accès à des résultats d'indicateurs de surveillance, mais aussi un lieu pour obtenir de l'information méthodologique de base, et parfois plus poussée, pour soutenir l'analyse et l'interprétation des résultats. Le tout bien sûr dans la perspective de rehausser la capacité de surveillance au Québec.

Le Comité tripartite MSSS-INSPQ-ISQ sur les aspects
méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires

Table des matières

| | |
|---|-----------|
| AVANT-PROPOS | III |
| INTRODUCTION | 1 |
| I DESCRIPTION GÉNÉRALE DE L'ENQUÊTE SUR LA SANTÉ DANS LES COLLECTIVITÉS CANADIENNES (ESCC) | 3 |
| II ASPECTS MÉTHODOLOGIQUES ET STATISTIQUES | 5 |
| 1.1. Population cible | 6 |
| 1.2. Base de sondage et méthode de sélection | 6 |
| 1.3. Taille d'échantillon | 10 |
| 1.4. Méthode de collecte | 13 |
| 1.5. Taux de réponse et taux de déclaration par procuration | 14 |
| 1.5.1. Taux de réponse | 14 |
| 1.5.2. Taux de déclaration par procuration | 18 |
| 2. Estimation des proportions et des effectifs | 20 |
| 2.1. Définition..... | 20 |
| 2.2. Pondération | 21 |
| 2.2.1. Description générale des étapes pour le cycle 3.1 | 21 |
| 2.2.2. Modifications apportées au cycle 2007-2008 | 24 |
| 2.3. Non-réponse partielle..... | 25 |
| 2.4. Estimation de proportions | 27 |
| 2.4.1. Différence par rapport aux estimations produites par Statistique Canada au cycle 1.1 | 29 |
| 2.5. Estimation des effectifs..... | 30 |
| 3. Mesures de précision pour les proportions | 34 |
| 3.1. Estimation de la variance..... | 34 |
| 3.1.1. Définition | 34 |
| 3.1.2. Poids Bootstrap | 34 |
| 3.1.3. Effets de plan et poids échantillonnage | 35 |
| 3.2. Coefficient de variation | 37 |
| 3.2.1. Définition et méthode de calcul | 37 |
| 3.2.2. Recommandations sur les seuils de diffusion | 37 |
| 3.3. Intervalle de confiance..... | 39 |
| 3.3.1. Définition | 39 |
| 3.3.2. Méthode de calcul | 39 |
| 3.3.3. Recommandations relatives au choix du niveau de confiance | 40 |
| 4. Ajustement des proportions selon l'âge | 40 |
| 4.1. Définition..... | 40 |
| 4.2. Méthode de calcul..... | 41 |
| 4.3. Variance des proportions ajustées..... | 41 |

| | |
|---|-----------|
| 5. Comparaison de proportions..... | 41 |
| 5.1. Comparabilité des résultats dans l'espace et dans le temps | 42 |
| 5.1.1. Impact des modifications apportées à la méthode de collecte..... | 42 |
| 5.1.2. Impact des modifications apportées à la formulation des questions..... | 43 |
| 5.1.3. Impact des modifications apportées à la méthode de pondération | 44 |
| 5.2. Tests statistiques | 45 |
| 5.2.1. Test global d'indépendance..... | 45 |
| 5.2.1.1. Test du khi-deux..... | 46 |
| 5.2.1.2. Test de comparaisons multiples basé sur la correction de Bonferroni | 46 |
| 5.2.2. Test d'égalité de deux proportions | 47 |
| 5.3. Recommandations du Comité tripartite pour chaque type de comparaison..... | 48 |
| 5.3.1. Comparaison des prévalences d'un indicateur selon la région à l'intérieur d'un même cycle..... | 48 |
| 5.3.2. Comparaison des prévalences d'un indicateur selon une variable de croisement autre que la région à l'intérieur d'un même cycle | 50 |
| 5.3.3. Comparaison des indicateurs entre les cycles | 52 |
| III RECOMMANDATIONS POUR L'INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS..... | 55 |
| RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES | 59 |
| ANNEXES | 61 |

Liste des annexes

- Annexe 1 Contenus des cycles 1.1, 2.1, 3.1 et 2007-2008 de l'ESCC
- Annexe 2 ESCC Générale – Vue d'ensemble du plan pluriannuel de 6 ans
- Annexe 3 Taux de partage pour le Québec, par région sociosanitaire et par cycle
- Annexe 4 Information supplémentaire sur les taux de réponse
- Annexe 5 Comment utiliser la pondération lors de la production d'estimations à partir des données de l'ESCC
- Annexe 6 Diagnostic et analyse de la non-réponse partielle pour les données de l'ESCC
- Annexe 7 Exemples de calcul pour l'estimation d'un effectif
- Annexe 8 Information supplémentaire concernant la méthode du bootstrap
- Annexe 9 Précisions sur les poids échantillonnaires
- Annexe 10 Intervalle de confiance binomial
- Annexe 11 Explications concernant le choix du niveau de confiance
- Annexe 12 Exemple de calcul de proportions ajustées selon l'âge
- Annexe 13 Recommandations émises par l'Institut de la statistique du Québec au sujet de la comparabilité des résultats des cycles 1.1, 2.1, 3.1 et 2007-2008 de l'ESCC
- Annexe 14 Variables du PCS non identiques entre les cycles 1.1, 2.1, 3.1 et 2007-2008 de l'ESCC
- Annexe 15 Tests statistiques – un bref survol
- Annexe 16 Validité du test du khi-deux
- Annexe 17 Tests de l'égalité de deux proportions – deux méthodes
- Annexe 18 Comment obtenir le résultat du test t d'égalité de deux proportions (méthode 1) à l'aide de l'utilitaire EXCEL développé par l'Institut de la statistique du Québec

Introduction

Le Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires du Plan commun de surveillance – Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes cycles 1.1, 2.1, 3.1 et 2007-2008 a été élaboré dans le cadre des travaux du Comité tripartite MSSS-INSPQ-ISQ sur les aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires. Mis en place en janvier 2006, ce comité a pour mandat d'identifier les façons de faire et les balises communes sur les aspects méthodologiques liés à l'utilisation des données d'enquêtes sociosanitaires aux fins des activités de surveillance.

La rédaction de ce guide s'inscrit dans la foulée des travaux du cadre méthodologique des indicateurs du *Plan commun de surveillance à l'Infocentre de santé publique*. Il vise à soutenir les utilisateurs dans l'analyse et l'interprétation des résultats des indicateurs d'enquêtes sociosanitaires du PCS accessibles sur le portail de l'Infocentre en fournissant l'information nécessaire pour : 1) expliquer les balises méthodologiques utilisées dans la production des résultats; 2) interpréter les mesures de précision et les résultats des tests statistiques offerts sur le portail et 3) choisir l'option méthodologique répondant le mieux à leurs besoins.

Ce guide porte de façon particulière sur les indicateurs de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC). Cette enquête couvre près de la moitié des 130 indicateurs du PCS dont la source de données est une enquête sociosanitaire. L'ESCC est la première à être traitée à l'Infocentre de santé publique dans le cadre de la mise en œuvre du PCS.

Ce document a été rédigé en s'inspirant du « Guide de l'utilisateur du Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC » préparé par Statistique Canada pour les quatre cycles de l'enquête, d'où certains éléments ont été tirés intégralement, ainsi que du document « Aspects statistiques – Analyses régionales et provinciales de l'ESCC 2003 » de l'Institut de la statistique du Québec. La première section décrit la méthodologie générale et la stratégie de collecte utilisées dans l'ESCC. La section suivante présente les éléments méthodologiques utilisés pour produire les estimations des proportions et des effectifs. Les mesures de précision des proportions ainsi que l'ajustement de celles-ci selon l'âge sont respectivement abordés aux sections 3 et 4, tandis que la section 5 traite de la comparaison des proportions. Des recommandations pour l'interprétation des résultats sont finalement proposées.

Le Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires du Plan commun de surveillance – Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes cycles 1.1, 2.1, 3.1 et 2007-2008 se veut un outil **dynamique** de soutien à l'utilisateur. Il est ainsi appelé à s'enrichir et à évoluer en fonction, notamment, des commentaires des utilisateurs, des changements apportés à l'ESCC et du développement de nouvelles méthodologies. Par rapport à la version antérieure portant sur les cycles 1.1, 2.1 et 3.1, les principaux changements apportés à ce guide ont trait à l'intégration des renseignements sur le cycle 2007-2008. L'encadré qui suit donne quelques détails sur les modifications effectuées.

Principales modifications apportées depuis la dernière parution de ce guide

- Les tableaux et leur interprétation ont été mis à jour afin d'intégrer les données du cycle 2007-2008.
- La nouvelle méthode de pondération adoptée au cycle 2007-2008 est présentée à la section 2.2.2 et les impacts des modifications apportées sur la comparabilité des données sont discutés à la section 5.1.3.
- Des recommandations ont été ajoutées à l'annexe 13 au sujet de la comparabilité des données dans les analyses intégrant le cycle 2007-2008.
- La section 2.4 sur le traitement de la non-réponse partielle dans les estimations de proportions a été mise à jour afin d'intégrer les modifications apportées au système CANSIM de Statistique Canada aux cycles 2.1 et 3.1.
- La section 2.5 sur le traitement de la non-réponse partielle dans les estimations d'effectifs a été remaniée et un exemple de calcul additionnel est présenté à l'annexe 7.
- Le tableau des taux de partage des données a été déplacé à l'annexe 3.
- Pour plus de précision dans la terminologie statistique, l'expression « test d'association » a été remplacée par « test d'indépendance », et l'expression « test de différence des proportions » par « test d'égalité des proportions ».

I Description générale de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) est une vaste enquête transversale réalisée par Statistique Canada qui vise à recueillir des renseignements sur l'état de santé, l'utilisation des services de santé et les déterminants de la santé de la population canadienne.

De 2000 à 2006

L'ESCC a été réalisée sur un cycle de deux ans jusqu'en 2006. La première année du cycle était consacrée à une enquête générale fournissant des données représentatives des populations régionales; la seconde année était consacrée à une enquête thématique, représentative des provinces seulement. La première enquête générale de l'ESCC a été réalisée entre septembre 2000 et novembre 2001 (cycle 1.1), la deuxième de janvier à décembre 2003 (cycle 2.1), la troisième de janvier à décembre 2005 (cycle 3.1) et la quatrième de janvier 2007 à décembre 2008 (cycle 2007-2008). Une liste des sujets abordés dans chacun de ces cycles peut être consultée à l'annexe 1¹.

Des enquêtes thématiques ont été intercalées entre chaque cycle d'enquête générale. L'ESCC cycle 1.2 (2002) a porté sur la santé mentale, et l'ESCC cycle 2.2 (2004) sur la nutrition. L'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS), actuellement en cours et couvrant la période de mars 2008 à mars 2009, tient lieu d'enquête thématique de l'ESCC pour le cycle 3.2 et fournira des données canadiennes seulement. Notons que les aspects méthodologiques présentés dans ce document portent uniquement sur l'enquête générale sur la santé et ne couvrent donc pas les enquêtes thématiques de l'ESCC.

À partir de 2007

Suite à la complétion du troisième cycle, Statistique Canada a procédé à un remaniement de l'ESCC générale. Pour les cycles ultérieurs, soit depuis janvier 2007, l'enquête se déroule selon un nouveau protocole de « collecte continue ». Ainsi, plutôt que de recueillir des données tous les deux ans, on procède à une collecte continue, des interviews étant menées dans chaque région sociosanitaire tous les mois. Afin d'éviter toute confusion entre les composantes annuelles et thématiques, on n'utilise plus les notations «.1» et «.2» des cycles précédents. Dorénavant, par exemple, on désigne plutôt la composante «.1» du cycle 2007-2008 par « ESCC composante annuelle, 2007-2008 » ou, de façon abrégée, par « ESCC 2007-2008 ».

Avec le nouveau protocole de collecte, un contenu de base d'environ 15 minutes² reviendra chaque année et permettra des estimations annuelles sur la moitié de l'échantillon total de l'ESCC générale, soit environ 65 000 répondants canadiens, dont un peu moins de 13 000 sont des répondants de la province de Québec. Des contenus thématiques sur une ou deux années, d'une durée de dix minutes et planifiés sur une période de 6 ans, seront documentés tour à tour. Finalement, un contenu optionnel de dix minutes sélectionné par les provinces ou les régions demeure au programme des enquêtes, ce qui fait en sorte de maintenir cet aspect important du suivi d'indicateurs privilégiés par certaines provinces ou régions. Le tableau suivant présente les différents types de contenu du questionnaire de l'ESCC à partir de 2007³. Pour une vue d'ensemble du plan pluriannuel de l'ESCC pour les années 2007 à 2012, consultez l'annexe 2.

¹ À l'annexe 1, la partie optionnelle du contenu n'est présentée que pour la province de Québec.

² Au cycle 2007-2008, la durée du contenu de base est de 20 minutes.

³ Au cycle 2007-2008, un contenu de réponse rapide d'une durée maximale de deux minutes a également été proposé aux organisations désirant obtenir des estimations nationales sur un sujet émergent ou particulier.

Tableau des différents types de contenu du questionnaire de l'ESCC à partir de 2007

| | | |
|--|---|---|
| Contenu commun séparé en deux parties distinctes | Contenu de base | <ul style="list-style-type: none"> Contenu demandé dans toutes les régions sociosanitaires, et ce sur une base continue. Ce contenu est utilisé pour construire un jeu de données minimal qui fait partie de toutes les diffusions de données. Le temps d'interview alloué à cette portion de l'enquête est d'approximativement 15 minutes. |
| | Contenu thématique ou des groupes de sujets communs | <ul style="list-style-type: none"> Contenu répété en fonction d'un plan pluriannuel. Collecte de données faite dans toutes les régions sociosanitaires pour des périodes de temps déterminées, s'échelonnant sur 6, 12 ou 24 mois. Il en résulte 3 tailles d'échantillons possibles pour les thèmes, soit : 32 500 répondants si les données sont recueillies sur 6 mois, 65 000 si les données le sont sur 12 mois et 130 000 pour un thème dont la collecte s'échelonne sur 24 mois. Le temps d'interview alloué au contenu thématique de l'enquête est d'approximativement 10 minutes. Dans cette période de 10 minutes, un ou plusieurs thèmes peuvent être combinés et intégrés à l'enquête. |
| | Contenu optionnel | <ul style="list-style-type: none"> Permettre une certaine couverture en réponse aux besoins en données et aux priorités locales. Le temps d'interview alloué au contenu optionnel est d'environ 10 minutes. |

Source : Institut de la Statistique du Québec, Document d'information pour la consultation sur le contenu optionnel québécois de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 2007-2008.

Pour les utilisateurs potentiels, l'accès aux résultats de l'ESCC peut se faire par l'exploitation de trois ensembles de données, soit le fichier maître, le fichier de partage et le fichier de microdonnées à grande diffusion (FMGD). Le **fichier maître** contient l'ensemble de l'information recueillie sur les répondants, pour chacune des régions sociosanitaires de chaque province canadienne. Lors de la collecte des données, on demandait aux répondants des provinces et territoires s'ils acceptaient que leur information soit partagée avec les ministères provinciaux et territoriaux de la santé; le **fichier de partage** contient donc les données des personnes qui ont accepté ce partage⁴. Il est à noter qu'à l'exception du Québec, le fichier de partage remis aux provinces contient l'ensemble des répondants canadiens qui ont accepté le partage de leur information. Conséquence de la formulation de la question sur le partage des données dans le questionnaire québécois (qui demande également le partage avec l'ISQ), le fichier remis au Québec contient exclusivement les répondants québécois ayant accepté le partage. Pour ce qui est du **FMGD**⁵, pour des raisons de protection de renseignements personnels, certaines régions sociosanitaires, pour lesquelles la population a été jugée trop modeste, ont été regroupées dans certaines provinces. Pour le Québec, aucun regroupement n'a été fait. Par contre, les régions Nord-du-Québec et Terres-Cries-de-la-Baie-James (cycle 2.1 seulement) ont été exclues du fichier dû à leur faible population et à leurs caractéristiques démographiques ne se prêtant pas à un regroupement avec d'autres régions. Le prochain tableau présente le nombre de répondants présents dans chacun des fichiers. Il est à noter que puisque les utilisateurs de l'Infocentre disposent du FMGD pour l'analyse, les nombres présentés dans ce document font en général référence à ce fichier, sauf lorsqu'autrement mentionné.

⁴ L'annexe 3 présente les taux de partage observés pour le Québec par région sociosanitaire et par cycle.

⁵ Pour chacun des cycles de l'ESCC, un FMGD a été créé à partir du fichier maître. L'application de mesures de confidentialité a permis la création d'un fichier masqué pouvant être diffusé.

Tableau du nombre de répondants présents dans chacun des fichiers de données disponibles pour chacun des cycles de l'ESCC, Québec.

| Cycle | Fichier | Nombre de répondants |
|--|--------------------|----------------------|
| 1.1 | Fichier maître | 22 660 ¹ |
| | Fichier de partage | 21 621 |
| | FMGD | 22 012 |
| 2.1 | Fichier maître | 29 100 |
| | Fichier de partage | 27 181 |
| | FMGD | 27 599 |
| 3.1 | Fichier maître | 29 905 ¹ |
| | Fichier de partage | 27 963 |
| | FMGD | 29 165 |
| 2007-2008 | Fichier maître | 24 443 |
| | Fichier de partage | 23 362 |
| | FMGD | 23 545 |
| Sources : Communication avec Statistique Canada, données des cycles 1.1 (2000-2001), 2.1 (2003), 3.1 (2005) et 2007-2008 de l'ESCC. Fichier de partage de l'ESCC, cycles 1.1 (2000-2001), 2.1 (2003), 3.1 (2005) et 2007-2008. Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC, cycles 1.1 (2000-2001), cycles 2.1 (2003), 3.1 (2005) et 2007-2008. | | |

L'utilisateur qui souhaite obtenir plus d'information sur ces trois types de fichiers de données peut consulter le document « Algorithme décisionnel relatif à l'utilisation des trois types de fichiers de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes » (Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec, 2009). Comme son nom l'indique, le document contient un algorithme facilitant l'identification du fichier à utiliser selon les besoins de l'utilisateur.

II Aspects méthodologiques et statistiques

Cette partie du guide présente la méthodologie générale de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes et discute des changements survenus lors des quatre cycles de l'ESCC. Précisons que, en général, les tableaux exposés dans cette partie présentent les données des quatre cycles, tant au niveau canadien que provincial et régional. Les exemples qui sont présentés afin d'illustrer certaines notions sont tirés des données du cycle 3.1, sauf s'ils reflètent une situation observable uniquement à l'un des autres cycles. Enfin, soulignons que les données utilisées pour produire les tableaux de ce guide proviennent des fichiers de microdonnées à grande diffusion (FMGD), à l'exception des données des régions Nord-du-Québec et Terres-Cries-de-la-Baie-James, qui proviennent pour leur part des fichiers de partage⁶.

⁶ De plus, les résultats de certains tableaux qui présentent des statistiques pour le cycle 1.1 selon la base de sondage employée, sont produits à partir des données du fichier de partage étant donné que l'information sur la base de sondage n'est pas disponible dans le FMGD de ce cycle.

1. Plan d'échantillonnage et stratégie de collecte

Le plan d'échantillonnage est l'un des trois éléments du plan de sondage. Les deux autres éléments, les méthodes d'estimation et les méthodes de mesure de la précision sont traités respectivement aux sections 2 et 3.

Le plan d'échantillonnage couvre la description des unités qui constituent la population cible, la base de sondage dans laquelle sont sélectionnés les individus à enquêter, la méthode de sélection de ces individus et la taille de l'échantillon à sélectionner. La collecte des données inclut la description des méthodes de collecte utilisées et certains résultats de collecte, notamment les taux de réponse et de déclaration par procuration. Tous ces éléments sont discutés dans la présente section.

1.1. Population cible

Les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes sont recueillies auprès de personnes âgées de 12 ans et plus des dix provinces et des trois territoires canadiens. Les individus vivant en institution, dans les réserves amérindiennes, sur les terres de la Couronne, les membres à temps plein des Forces armées, ainsi que les personnes vivant dans certaines régions éloignées sont exclus de l'enquête. Au Québec, seule la région du Nunavik a été exclue pour l'ensemble des cycles et la région Terres-Cries-de-la-Baie-James a été intégrée à l'enquête au cycle 2.1 seulement. L'ESCC couvre environ 98 % de la population canadienne âgée de 12 ans et plus, et ce, pour chacun des cycles.

1.2. Base de sondage et méthode de sélection

Pour répondre à l'objectif de l'enquête, qui est d'obtenir des statistiques précises par région sociosanitaire (RSS), chacune des provinces a été divisée en plusieurs RSS⁷, alors que chaque territoire a été considéré comme une RSS unique. Le tableau 1-1 présente, pour chacun des cycles de l'enquête, le nombre de RSS défini pour chacune des provinces canadiennes et pour l'ensemble du Canada.

À l'exception de quelques régions sociosanitaires, deux bases de sondage ont été utilisées dans chaque RSS. La première est une base aréolaire formée d'unités géographiques définies selon le recensement canadien. La seconde est une base téléphonique formée de numéros de téléphone listés dans les annuaires. Pour les quelques régions du Canada non couvertes par la base aréolaire, dont la région Nord-du-Québec, seule une base de numéros de téléphone générés aléatoirement (GANT) a été employée. Le tableau 1-2 présente la répartition pondérée des répondants canadiens selon la base de sondage pour chacun des cycles de l'ESCC.

Si le découpage du Canada en provinces et régions est demeuré relativement fixe depuis la création de l'ESCC, ce ne fut pas le cas de la méthodologie d'échantillonnage déterminée à chaque cycle par Statistique Canada. Il est apparu, au fil des cycles, que la méthodologie d'échantillonnage ne présentait pas la stabilité à laquelle on aurait pu s'attendre. Le lecteur constatera, à la lecture du tableau 1-2, une variation importante de la proportion pondérée de l'échantillon des répondants en

⁷ Les limites de certaines RSS de l'Ontario et de Terre-Neuve-et-Labrador ont été légèrement modifiées afin de correspondre aux données géographiques du dernier recensement disponible (1996 pour le cycle 1.1 et 2001 pour les cycles 2.1, 3.1 et 2007-2008). Pour plus de détails, consulter les guides sur la diffusion des FMGD de l'enquête de Statistique Canada.

provenance de la base aréolaire d'un cycle à l'autre. En effet, la proportion de l'échantillon du Québec qui provient de cette base varie de 38 % à 95 % selon le cycle. La proportion observée au cycle 1.1 (95 %) est particulièrement élevée par rapport à celles observées aux cycles ultérieurs.

Le tableau 1-3, qui présente la répartition des répondants entre les bases pour les régions sociosanitaires de la province de Québec, montre que les variations observées d'un cycle à l'autre sont généralisées à l'ensemble des régions. On remarque également des variations régionales importantes de cette répartition pour tous les cycles, sauf pour le cycle 2007-2008 où cette proportion s'est stabilisée.

Tableau 1-1 Nombre de RSS pour chacune des provinces pour les quatre cycles de l'ESCC, Canada.

| Province | Cycle 1.1 | Cycle 2.1 | Cycle 3.1 | Cycle 2007-2008 |
|---------------------------|------------|------------|------------|-----------------|
| Terre-Neuve-et-Labrador | 6 | 6 | 6 | 4 |
| Île-du-Prince-Édouard | 2 | 4 | 4 | 3 |
| Nouvelle-Écosse | 6 | 6 | 6 | 6 |
| Nouveau-Brunswick | 7 | 7 | 7 | 7 |
| Québec | 16 | 17 | 16 | 16 |
| Ontario | 37 | 37 | 37 | 36 |
| Manitoba | 11 | 10 | 10 | 10 |
| Saskatchewan | 11 | 11 | 11 | 11 |
| Alberta | 17 | 9 | 9 | 9 |
| Colombie-Britannique | 20 | 16 | 16 | 16 |
| Yukon | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Territoires du Nord-Ouest | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Nunavut | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Canada | 136 | 126 | 125 | 121 |

Sources : Statistique Canada, Guide du fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC, cycles 1.1 (2000-2001), 2.1 (2003), 3.1 (2005) et 2007-2008.

Tableau 1-2 Répartition pondérée des répondants québécois selon la base de sondage pour chacun des cycles de l'ESCC, Québec.

| Cycle | Base aréolaire | Bases téléphoniques |
|------------------|----------------|---------------------|
| 1.1 | 95 % | 5 % |
| 2.1 | 44 % | 56 % |
| 3.1 | 38 % | 62 % |
| 2007-2008 | 59 % | 41 % |

Sources : Fichier de partage de l'ESCC 1.1 (2000-2001).
Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC, cycles 2.1 (2003), 3.1 (2005) et 2007-2008.

Les changements méthodologiques importants apportés au plan de sondage compromettent la comparabilité des données des différents cycles de l'ESCC, et ce, pour trois principales raisons. Premièrement, la couverture de la population n'est pas la même d'un cycle à l'autre : la base aréolaire a une couverture supérieure à celle d'une base de numéros de téléphone listés. Deuxièmement, le recours à une base aréolaire implique généralement une entrevue en face à face, alors qu'avec une base téléphonique est associée une entrevue téléphonique. Selon Statistique Canada, ce second impact

est le plus important⁸. Troisièmement, de meilleurs taux de réponse sont en général obtenus avec des entrevues en face à face qu'au téléphone, ce qui engendre une donnée de meilleure qualité.

Par ailleurs, il était possible pour les régions sociosanitaires d'acheter des unités d'échantillons supplémentaires afin de permettre des estimations fiables à l'échelle infrarégionale⁹. Or, à une exception près, ces unités ont été tirées de la base de numéros de téléphone listés, ce qui a eu pour effet d'accentuer le déséquilibre entre les cycles, tant au niveau de la couverture de la population que de la répartition de l'échantillon selon le mode de collecte.¹⁰

Tableau 1-3 Proportion pondérée des répondants provenant de la base aréolaire pour chacune des régions sociosanitaires et chacun des cycles de l'ESCC, Québec.

| Région sociosanitaire | Base aréolaire | | | |
|---|----------------|-------------|-------------|-----------------|
| | Cycle 1.1 | Cycle 2.1 | Cycle 3.1 | Cycle 2007-2008 |
| | (%) | (%) | (%) | (%) |
| 2401 Bas-Saint-Laurent | 89,5 | 52,0 | 18,2 | 53,6 |
| 2402 Saguenay – Lac-Saint-Jean | 99,4 | 45,1 | 49,2 | 54,5 |
| 2403 Capitale Nationale | 100,0 | 24,6 | 47,9 | 58,0 |
| 2404 Mauricie – Centre-du-Québec | 99,5 | 39,0 | 41,4 | 55,0 |
| 2405 Estrie | 99,7 | 46,6 | 42,4 | 52,9 |
| 2406 Montréal | 100,0 | 58,5 | 27,3 | 62,7 |
| 2407 Outaouais | 99,9 | 27,5 | 43,2 | 57,9 |
| 2408 Abitibi – Témiscamingue | 85,1 | 48,9 | 44,1 | 52,8 |
| 2409 Côte-Nord | 70,0 | 42,7 | 49,6 | 51,3 |
| 2410 Nord-du-Québec ^{1,2} | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 |
| 2411 Gaspésie – Îles-de-la-Madeleine | 69,0 | 57,1 | 46,3 | 51,8 |
| 2412 Chaudière – Appalaches | 98,5 | 49,1 | 44,1 | 58,5 |
| 2413 Laval | 60,1 | 52,5 | 28,1 | 63,0 |
| 2414 Lanaudière | 86,0 | 51,3 | 49,3 | 57,2 |
| 2415 Laurentides | 90,6 | 24,6 | 44,3 | 58,1 |
| 2416 Montérégie | 99,8 | 37,4 | 38,8 | 62,1 |
| 2418 Terres-Cries-de-la-Baie-James ¹ | - | 100,0 | - | - |
| Ensemble du Québec (FMGD)³ | 95,0 | 44,1 | 38,1 | 59,2 |

1. Données tirées du fichier de partage.

2. Seule la base GANT a été utilisée pour la sélection des unités de cette région.

3. Exclut les régions Nord-du-Québec et Terres-Cries-de-la-Baie-James.

Sources : Fichier de partage de l'ESCC, cycles 1.1 (2000-2001).

Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC, cycles 2.1 (2003), 3.1 (2005) et 2007-2008.

Sélection des ménages

La base aréolaire provient de l'*Enquête sur la population active* (EPA) de Statistique Canada. Cette base est constituée de petites aires géographiques où vit la population visée. Ces petites aires sont appelées unités primaires d'échantillonnage (UPE). Celles-ci ont été regroupées pour constituer des régions sociosanitaires. Pour cette base, la sélection de l'échantillon des logements au 1^{er} degré s'est effectuée de la façon suivante (voir schéma 1) : tout d'abord, un échantillon d'UPE a été sélectionné indépendamment pour chaque RSS avec probabilité proportionnelle au nombre de logements privés. Une liste de logements a ensuite été dressée pour chaque UPE choisie aléatoirement au 1^{er} degré, puis un échantillon de logements a été tiré au 2^e degré de façon systématique. Enfin, pour chaque logement correspondant à un ménage privé et répondant à la définition de la population visée par l'ESCC, une

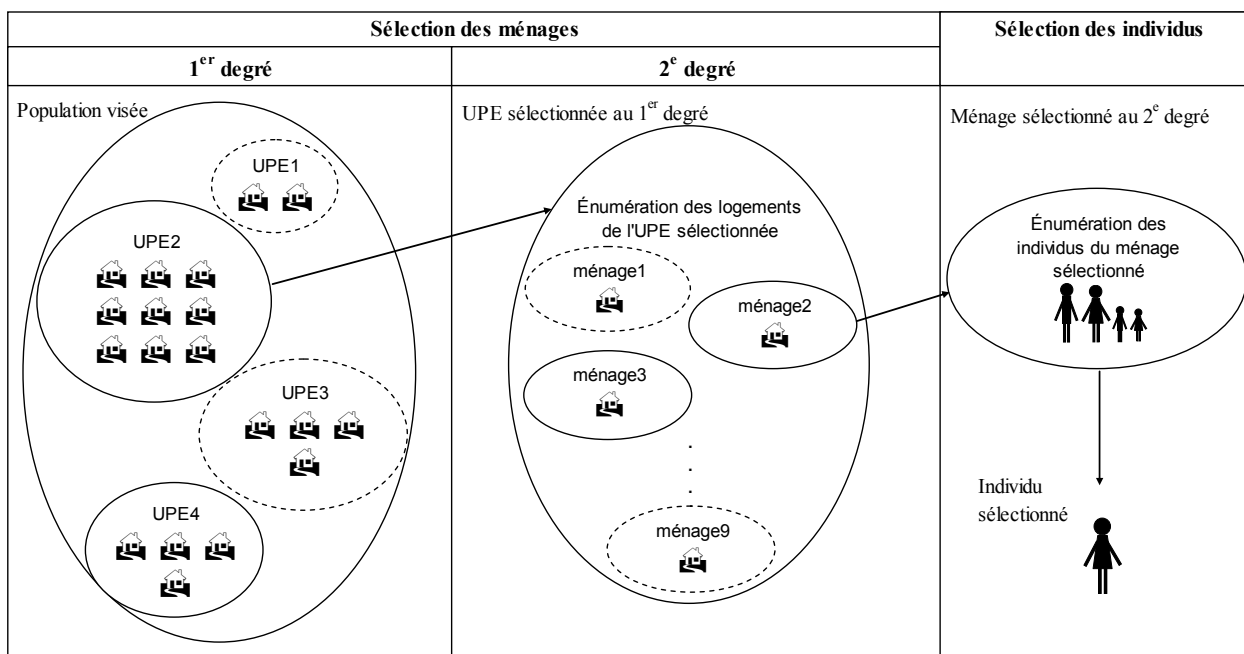
⁸ Plus de détails sur ce changement et ses impacts sont fournis à la section 5.1.1.

⁹ Les achats d'échantillon sont discutés à la fin de la section 1.3.

¹⁰ Les échantillons supplémentaires du Québec ont été tirés en totalité de la base de numéros de téléphone listés.

liste des membres admissibles du ménage a été dressée. Une seule personne a été sélectionnée selon une procédure décrite plus loin.

Schéma 1 Exemple de sélection des ménages et des individus dans la base aréolaire, ESCC 3.1



Note : Les pointillés indiquent qu'une unité n'a pas été sélectionnée dans l'échantillon.

Pour la seconde base de sondage formée de numéros de téléphone listés dans les annuaires, les numéros ont été regroupés en région sociosanitaire, puis un échantillon de numéros de téléphone a été sélectionné indépendamment pour chacune d'entre elles. Lors de la collecte, l'intervieweur vérifiait l'admissibilité du ménage à l'aide de questions préalablement définies. Une seule personne a été sélectionnée dans le ménage selon une méthode décrite plus loin.

Comme mentionné précédemment, pour quelques régions du Canada, dont la région Nord-du-Québec, la couverture de la base aréolaire n'était pas suffisamment bonne. Seule une base de numéros de téléphone générés aléatoirement (GANT) a alors été employée. Il existe plusieurs méthodes de génération aléatoire de numéros de téléphone. Celle retenue par Statistique Canada utilise le concept de l'élimination des banques invalides. Une banque est constituée des 8 premiers chiffres du numéro de téléphone incluant l'indicatif régional. Il y a donc 100 numéros dans une banque. Une banque est dite valide si elle contient au moins un numéro de téléphone résidentiel listé. Les banques valides sont regroupées en région sociosanitaire, puis un échantillon de banques est sélectionné indépendamment par région. Pour chaque banque échantillonnée, un nombre entre 00 et 99 est sélectionné. Le résultat de ces deux opérations forme un échantillon de numéros de téléphone. Pour chacun des numéros échantillonnés, l'intervieweur doit vérifier si le numéro en question correspond à un ménage privé admissible. Si ce n'est pas le cas, il rejette le numéro de téléphone. Celui-ci est classé comme inadmissible (ex. : numéro associé à une entreprise) ou non valide (ex. : numéro non attribué). Si le numéro correspond à un ménage privé, il dresse la liste des personnes admissibles dans le ménage. L'aboutissement du processus survient alors qu'une seule personne par ménage est sélectionnée aux fins de l'enquête.

Sélection des personnes

Quelle que soit la base de sondage d'où était tiré l'échantillon, la probabilité de sélectionner une personne au sein d'un ménage variait selon son âge et la structure du ménage. Statistique Canada désirait s'assurer qu'il y avait un nombre suffisant de répondants par groupe d'âge, et ainsi permettre des estimations précises pour tous les groupes d'âge. Choisir aléatoirement une personne par ménage avec la même probabilité de sélection pour chaque membre du ménage aurait entraîné un nombre insuffisant de personnes répondantes de 12 à 19 ans, celles-ci se retrouvant en plus grande proportion dans les ménages « nombreux ». Statistique Canada a mis en place certaines mesures pour contourner ce problème. Le Tableau 1-4 donne les facteurs multiplicatifs de poids de sélection utilisés pour déterminer les probabilités de sélection des personnes dans les ménages échantillonnés, selon leur âge. À titre d'exemple, pour un ménage où vivent 3 personnes, l'une d'entre elles étant âgée de 12 à 19 ans et les deux autres étant âgées de 45 à 64 ans, la personne de 12 à 19 ans avait 5 fois plus de chances d'être sélectionnée que les personnes de 45 à 64 ans.

Il y a cependant une exception à la règle qui permet d'éviter une trop grande variabilité des probabilités de sélection, ce qui a pour impact de réduire les effets de plan¹¹ : si la taille du ménage est plus grande ou égale à 5 ou si le nombre de personnes âgées de 12 à 19 ans est plus grand ou égal à 3, alors le facteur multiplicatif du poids de sélection est égal à 1 pour toutes les personnes du ménage. Dans ce cas, toutes les personnes du ménage ont la même probabilité d'être sélectionnées.

La méthode de sélection des personnes décrite précédemment est celle utilisée pour les cycles 3.1 et 2007-2008. La méthode utilisée pour les deux premiers cycles de l'enquête est quelque peu différente, notamment en raison de l'absence d'effort de stabilisation des probabilités de sélection. Par ailleurs, il est important de mentionner que contrairement aux cycles 2.1, 3.1 et 2007-2008 où une seule personne par ménage était sélectionnée, deux personnes par ménage étaient sélectionnées aléatoirement dans près de 20 % des ménages du cycle 1.1.

Tableau 1-4 Facteurs multiplicatifs du poids de sélection pour la stratégie d'échantillonnage au niveau de la personne, par âge, cycles 3.1 et 2007-2008 de l'ESCC

| | Âge (années) | | | | |
|---------|--------------|-------|-------|-------|-----|
| | 12-19 | 20-29 | 30-44 | 45-64 | 65+ |
| Facteur | 5 | 2 | 2 | 1 | 1 |

Source : Statistique Canada, Guide du fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 3.1 (2005) et 2007-2008.

1.3. Taille d'échantillon

Compte tenu des objectifs de précision de l'enquête au niveau régional et de l'enveloppe budgétaire accordée à l'enquête, une taille d'échantillon globale a été établie. Les prochains paragraphes présentent les éléments importants de l'étape de détermination d'une taille d'échantillon adéquate et de sa répartition. L'idée présentée est celle qui provient du cycle 1.1 et qui a été reprise aux cycles subséquents.

¹¹ En d'autres termes, on obtient une meilleure précision pour un même nombre de répondants.

D'une part, la taille et la répartition de l'échantillon global ont été déterminées de façon à produire des estimations fiables pour chacune des provinces et des régions sociosanitaires. Statistique Canada a établi un nombre minimal de répondants pour chacune des RSS. Une fois la répartition par province effectuée, l'échantillon du Québec a été réparti entre les RSS proportionnellement à la racine carrée de leur population estimée de façon à leur accorder une importance plus ou moins égale, et ce, tout en respectant la contrainte du nombre minimal de répondants. La province de Québec, estimant que la répartition proposée était insuffisante pour atteindre les objectifs de précision de toutes ses régions, a proposé une modification à la répartition des répondants de manière à s'assurer l'obtention d'au moins 1 200 répondants par RSS, sauf pour la région Nord-du-Québec pour laquelle ce nombre demeure à environ 800. Cette modification a eu comme effet d'ajuster à la baisse la taille de certaines régions afin de redistribuer ces unités aux régions en dessous du nombre minimal établi par le Québec.

D'autre part, afin d'améliorer la précision de la donnée provinciale, Statistique Canada a pris la décision d'augmenter le nombre de répondants attendu de certaines régions sociosanitaires plus peuplées. Finalement, l'effectif des échantillons a été augmenté dans le but de tenir compte des logements hors du champ de l'enquête ou vacants ainsi que du taux de réponse anticipé. Au total, l'échantillon québécois vise à obtenir 24 280 répondants à chacun des cycles. Le tableau 1-5 illustre la répartition selon la province pour chacun des cycles, alors que le tableau 1-6 présente la répartition selon les RSS de la province de Québec pour le cycle 1.1 seulement. Puisque la stratégie de répartition de l'échantillon est identique pour tous les cycles de l'enquête, le nombre de répondants visé dans chaque RSS à chacun des cycles demeure très semblable¹² à celui présenté pour le cycle 1.1.

Tableau 1-5 Nombre de répondants visé par province pour les quatre cycles de l'ESCC, Canada.

| Province | Nombre de répondants visé | | | |
|---------------------------|---------------------------|----------------|----------------|-----------------|
| | Cycle 1.1 | Cycle 2.1 | Cycle 3.1 | Cycle 2007-2008 |
| Terre-Neuve-et-Labrador | 4 010 | 4 010 | 4 010 | 4 010 |
| Île-du-Prince-Édouard | 2 000 | 2 000 | 2 000 | 2 480 |
| Nouvelle-Écosse | 5 040 | 5 040 | 5 040 | 5 040 |
| Nouveau-Brunswick | 5 150 | 5 150 | 5 150 | 5 160 |
| Québec | 24 280 | 24 280 | 24 280 | 24 280 |
| Ontario | 42 260 | 42 260 | 42 260 | 44 460 |
| Manitoba | 8 000 | 7 500 | 7 500 | 7 510 |
| Saskatchewan | 7 720 | 7 720 | 7 720 | 7 720 |
| Alberta | 14 200 | 14 200 | 12 200 | 12 210 |
| Colombie-Britannique | 18 090 | 16 090 | 16 090 | 16 100 |
| Yukon | 850 | 850 | 850 | 1 200 |
| Territoires du Nord-Ouest | 900 | 900 | 900 | 1 200 |
| Nunavut | 800 | 700 | 700 | 700 |
| Canada | 133 300 | 130 700 | 128 700 | 132 070 |

Sources : Statistique Canada, Guide du fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC, cycles 1.1 (2000-2001), 2.1 (2003), 3.1 (2005) et 2007-2008.

¹² Cela vaut lorsque l'on exclut les échantillons supplémentaires.

Tableau 1-6 Nombre de répondants visé pour chacune des régions sociosanitaires au cycle 1.1 de l'ESCC, Québec.

| Région sociosanitaire | Nombre de répondants visé cycle 1.1 |
|--------------------------------------|--|
| 2401 Bas-Saint-Laurent | 1 200 |
| 2402 Saguenay – Lac-Saint-Jean | 1 255 |
| 2403 Capitale Nationale | 1 850 |
| 2404 Mauricie – Centre-du-Québec | 1 605 |
| 2405 Estrie | 1 235 |
| 2406 Montréal | 3 105 |
| 2407 Outaouais | 1 290 |
| 2408 Abitibi – Témiscamingue | 1 200 |
| 2409 Côte-Nord | 1 200 |
| 2410 Nord-du-Québec | 800 |
| 2411 Gaspésie – Îles-de-la-Madeleine | 1 200 |
| 2412 Chaudière – Appalaches | 1 445 |
| 2413 Laval | 1 340 |
| 2414 Lanaudière | 1 435 |
| 2415 Laurentides | 1 520 |
| 2416 Montérégie | 2 600 |
| 2418 Terres-Cries-de-la-Baie-James | - |
| Ensemble du Québec | 24 280 |

Sources : Statistique Canada, Guide du fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 1.1 (2000-2001).

Statistique Canada offre également aux régions la possibilité d'acheter un échantillon supplémentaire dans le but d'obtenir des estimations fiables à l'échelle infrarégionale (tableau 1-7). Trois régions du Québec se sont prévaluées de ce droit au cycle 3.1 de l'enquête : le Bas-Saint-Laurent, Montréal-Centre et Laval. Trois autres régions s'en sont prévaluées au cycle 2.1 (Capitale-Nationale, Outaouais et Laurentides), alors qu'aucun échantillon supplémentaire n'avait été acheté pour le Québec lors du cycle 1.1. Rappelons que ces échantillons ont été tirés exclusivement à partir de la base de numéros de téléphone listés. Cet aspect soulevant des questions de comparabilité, Statistique Canada n'a pas intégré l'échantillon supplémentaire québécois du cycle 2007-2008 au FMGD. L'échantillon supplémentaire de ce cycle n'est par conséquent pas discuté dans ce document.

Aux cycles 1.1, 2.1 et 3.1, dans chaque région et pour chacune des bases de sondage, l'échantillon initial de logements/numéros de téléphone a été réparti au hasard, de façon égale, sur l'ensemble de la période de collecte de données (d'une durée de 11 à 12 mois), de telle façon qu'il soit représentatif de la population, et également afin de réduire au minimum les effets saisonniers éventuels sur des caractéristiques importantes telles que l'activité physique. Au cycle 2007-2008, pour ces mêmes raisons et puisque l'on a opté pour une collecte en continu, l'échantillon de la base de numéros de téléphone listés de chaque région a été réparti au hasard, de façon égale pour chaque période de collecte de deux mois. Les UPE de l'échantillon de la base aréolaire ont quant à elles été réparties plus au moins au hasard entre les périodes de collecte afin de faire face aux contraintes logistiques, mais tout en conservant une taille égale pour chaque période. L'échantillon total en résultant est représentatif de la population canadienne pour chacune des périodes de six mois composant le cycle.

Par ailleurs, bien que l'échantillon de la première année de collecte du cycle 2007-2008 soit représentatif à l'échelle de chacune des RSS du Québec, le nombre de répondants observé par RSS demeure faible pour cette période. Il en résulte une précision des estimations et une puissance statistique limitées, soit inférieures à celles visées avec l'ensemble de l'échantillon de ce cycle. Dans ce contexte, on peut se questionner sur la pertinence de produire des statistiques régionales sur une seule année du cycle 2007-2008. Pour plus de détails sur la question, le lecteur est invité à consulter une note méthodologique produite par l'ISQ pour l'analyse des données du cycle 2009-2010 (Plante et Courtemanche, 2010), cycle pour lequel la collecte des données s'est aussi déroulée selon un protocole de collecte continue échelonnée sur deux années.

Tableau 1-7 Tailles des échantillons supplémentaires achetés par certaines RSS de la province de Québec pour les cycles 2.1 et 3.1 de l'ESCC, Québec.

| Cycle | Région sociosanitaire | Taille d'échantillon supplémentaire |
|-----------|-------------------------|-------------------------------------|
| Cycle 2.1 | 2403 Capitale-Nationale | 1 560 |
| | 2407 Outaouais | 1 910 |
| | 2415 Laurentides | 1 630 |
| Cycle 3.1 | 2401 Bas-Saint-Laurent | 2 400 |
| | 2406 Montréal | 2 295 |
| | 2413 Laval | 1 080 |

Sources : Statistique Canada, Guide du fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC, cycles 2.1 (2003) et 3.1 (2005).

1.4. Méthode de collecte

La collecte des données de l'ESCC a été réalisée au moyen d'interviews assistées par ordinateur (IAO). Parmi les unités sélectionnées à partir de la base aréolaire, une majorité a répondu aux questions suivant la méthode d'interview sur place (face à face) assistée par ordinateur (IPAO), alors que les autres ont répondu aux questions suivant la méthode d'interview téléphonique assistée par ordinateur (ITAO). Les unités sélectionnées des bases téléphoniques ont, pour leur part, utilisé uniquement la méthode d'ITAO pour répondre aux questions. Bien que, dans certaines situations, les intervieweurs en face à face aient été autorisés à mener une interview par téléphone¹³, en totalité ou en partie, il s'avère qu'une grande majorité des interviews ont été effectuées exclusivement en face à face.

L'IAO procure un certain nombre d'avantages quant à la qualité des données par rapport aux autres méthodes de collecte. Premièrement, le libellé des questions, comprenant les périodes de référence et les pronoms, est personnalisé automatiquement en fonction de facteurs comme l'âge et le sexe du répondant, de la date de l'interview et des réponses aux questions précédentes. En second lieu, on applique des mesures de contrôle qui isolent les réponses incohérentes ou hors norme, et des instructions apparaissent à l'écran lorsqu'une entrée incorrecte est enregistrée. Le répondant reçoit une rétroaction immédiate et l'intervieweur peut corriger toute incohérence. Troisièmement, le processus permet de sauter automatiquement les questions qui ne concernent pas le répondant. Pour plus de détails sur ces applications, consulter Statistique Canada (2003, 2005, 2006, 2009 et 2010).

¹³ Les interviews par téléphone réalisées par les intervieweurs en face à face ont été effectuées à partir de leur domicile et non à l'un des centres d'appels des bureaux centraux de Statistique Canada.

Pour chacun des cycles, avant le début de chaque période de collecte, les ménages échantillonnés ont reçu des lettres d'introduction qui expliquaient l'objet de l'enquête. Elles énonçaient, notamment, l'importance de l'enquête et offraient des exemples de l'utilisation prévue des données tirées de l'ESCC.

Le mode de collecte étant dans certains cas étroitement lié à la base de sondage à partir de laquelle l'unité est sélectionnée, le tableau 1-8 montre des différences évidentes entre les cycles en ce qui a trait à la répartition de l'échantillon selon le mode de collecte et la base de sondage. Trois constats ressortent de ces résultats. En effet, en plus des variations importantes observées dans la répartition pondérée de l'échantillon issu de la base aréolaire (de 38 % à 95 %), les variations de la proportion des répondants interviewés en face à face parmi ceux issus de la base aréolaire (de 60 % à 87 %) font en sorte que la proportion de l'ensemble des répondants interviewés en face à face varie aussi passablement (de 26 % à 70 %). Les impacts de cette variation sur les estimations sont discutés plus amplement à la section 5.1.1.

Tableau 1-8 Répartition pondérée des répondants selon le mode de collecte et la base de sondage pour chacun des cycles de l'ESCC, Québec.

| Base | Mode de collecte | | | | | | | | | | | |
|---------------|------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|-----------------|------------|------------|
| | Cycle 1.1 | | | Cycle 2.1 | | | Cycle 3.1 | | | Cycle 2007-2008 | | |
| | IPAO | ITAO | Total | IPAO | ITAO | Total | IPAO | ITAO | Total | IPAO | ITAO | Total |
| Aréolaire | 74% | 26% | 95% | 60% | 40% | 44% | 87% | 13% | 38% | 76% | 24% | 59% |
| Téléphoniques | 0% | 100% | 5% | 0% | 100% | 56% | 0% | 100% | 62% | 0% | 100% | 41% |
| Total | 70% | 30% | | 26% | 74% | | 33% | 67% | | 45% | 55% | |

Sources : Statistique Canada, Fichier de partage de l'ESCC 1.1 (2000-2001).

Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC, cycles 2.1 (2003), 3.1 (2005) et 2007-2008.

1.5. Taux de réponse et taux de déclaration par procuration

1.5.1. Taux de réponse

Pour être sélectionné pour participer à l'enquête, un individu doit avoir été choisi parmi les membres de son ménage, mais il faut au préalable que son ménage ait été choisi parmi les ménages admissibles, comme décrit à la section 1.2. En d'autres termes, la probabilité de sélection globale d'un individu doit tenir compte des deux niveaux de sélection. De même, lorsqu'on désire calculer le taux de réponse global de l'enquête, il est nécessaire d'intégrer chacun de ces niveaux dans nos calculs, tant au niveau des probabilités de sélection que des ajustements afin de tenir compte de la non-réponse.

Pour connaître les équations qui ont servi à calculer les taux de réponse (individu, ménage et global) aux cycles 2.1, 3.1 et 2007-2008 de l'ESCC, consultez l'annexe 4.

Par exemple, pour le cycle 3.1 de l'ESCC et en excluant la région Nord-du-Québec qui n'apparaît pas au FMGD, 167 436 ménages admissibles (c'est-à-dire une fois les unités hors du champ de l'enquête retirées) ont été sélectionnés pour participer à l'enquête. De ce nombre, 142 267 ont accepté de participer à l'enquête, ce qui conduit à un taux de réponse au niveau du ménage de 85,0 %¹⁴. Parmi chacun de ces ménages répondants, une personne par ménage a été sélectionnée pour participer à l'enquête. Sur les 142 267 personnes sélectionnées, 132 221 ont accepté de participer à l'enquête, pour un taux de réponse au niveau de l'individu de 92,9 % au cycle 3.1. Pour le cycle 2007-2008, le taux de réponse au niveau du ménage est de 83,6 % (143 402 sur 171 485) et il est de 91,4 % (131 061 sur 143 402) au niveau individuel. Au cycle 2.1, ces taux sont respectivement de 87,1 % (144 836 sur 166 222) et de 92,6 % (134 072 sur 144 836). Finalement, les taux de réponse équivalents au cycle 1.1 sont de 91,4 % (125 159 sur 136 937) et de 91,9 % (130 827 sur 142 421)¹⁵.

Au terme de la collecte de données des différents cycles, des taux de réponse globaux de 85 % (cycle 1.1), 81 % (cycle 2.1), 79 % (cycle 3.1) et 76 % (cycle 2007-2008) ont été atteints. On a donc assisté à une baisse graduelle du taux de réponse global au fil des cycles de l'enquête. Le tableau 1-9 présente les taux de réponse globaux non pondérés obtenus au Canada et par province, ainsi que le nombre de répondants pour chacun des cycles, alors que le tableau 1-10 présente ceux de chaque RSS de la province de Québec.

¹⁴ Habituellement, les taux de réponse produits par l'Institut de la statistique du Québec sont pondérés afin de refléter la qualité de l'estimation et de permettre la comparaison entre différentes enquêtes. Par contre, dans le cas de l'ESCC, Statistique Canada a produit des taux de réponse non pondérés, qui sont par conséquent présentés dans ce guide. Les taux non pondérés visent davantage à évaluer l'efficacité du processus de collecte.

¹⁵ Au cycle 1.1, contrairement aux cycles ultérieurs, pour certains ménages, une sélection de deux personnes était effectuée au lieu d'une seule personne, ce qui fait que le nombre de personnes admissibles est supérieur au nombre de ménages répondants. Pour cette raison, le taux de réponse combiné ne peut être obtenu en multipliant les taux de réponse des niveaux ménage et individu.

Tableau 1-9 Taux de réponse globaux non pondérés et nombre de répondants pour chacun des cycles de l'ESCC, Canada.

| Province | Cycle 1.1 | | Cycle 2.1 | | Cycle 3.1 | | Cycle 2007-2008 | |
|-------------------------|-------------|----------------------------|-------------|----------------|-------------|----------------|-----------------|----------------|
| | (%) | (n) | (%) | (n) | (%) | (n) | (%) | (n) |
| Terre-Neuve et Labrador | 86,8 | 3 870 | 87,0 | 4 054 | 85,7 | 4 111 | 81,8 | 4 098 |
| Île-du-Prince-Édouard | 84,7 | 3 651 | 83,4 | 2 062 | 83,4 | 2 031 | 78,2 | 2 367 |
| Nouvelle-Écosse | 88,8 | 5 319 | 84,0 | 4 956 | 83,8 | 5 066 | 80,5 | 5 152 |
| Nouveau-Brunswick | 88,5 | 4 996 | 86,3 | 4 929 | 83,6 | 5 100 | 81,1 | 5 509 |
| Québec ² | 85,5 | 22 012 ¹ | 78,0 | 27 599 | 76,4 | 29 165 | 76,7 | 23 545 |
| Ontario | 82,0 | 39 278 | 78,5 | 42 777 | 77,0 | 41 766 | 73,6 | 43 958 |
| Manitoba | 89,5 | 8 470 | 85,3 | 7 632 | 83,3 | 7 352 | 82,4 | 7 520 |
| Saskatchewan | 86,8 | 8 009 | 84,3 | 7 587 | 84,1 | 7 765 | 81,4 | 7 819 |
| Alberta | 85,1 | 14 456 | 82,7 | 13 871 | 81,5 | 11 800 | 75,4 | 11 925 |
| Colombie-Britannique | 84,7 | 18 302 | 81,2 | 16 058 | 77,3 | 15 407 | 74,2 | 15 903 |
| Territoires* | 78,3 | 2 517 | 81,2 | 2 547 | 83,3 | 2 658 | 84,3 | 3 265 |
| Canada (FMGD) | 84,7 | 130 880¹ | 80,7 | 134 072 | 79,0 | 132 221 | 76,4 | 131 061 |

* Dans le FMGD, les trois territoires ont été regroupés ensemble pour des raisons de confidentialité.

1. Données tirées du FMGD de l'ESCC 1.1 (2000-2001). Pour des raisons inconnues, le nombre d'individus pour le Québec dans le FMGD diffère du nombre indiqué dans le guide de Statistique Canada.

2. Les quantités présentées excluent la région Nord-du-Québec, qui n'apparaît pas dans le FMGD.

Sources : Statistique Canada, Guide du fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC, cycles 1.1 (2000-2001), 2.1 (2003), 3.1 (2005) et 2007-2008.

Par ailleurs, il s'avère que le Québec présente le taux de réponse obtenu le plus bas des provinces canadiennes pour les cycles 2.1 et 3.1 de l'ESCC avec des taux de 78,0 % et 76,4 %, alors qu'il se situe légèrement au-dessus du taux observé pour l'ensemble du Canada pour les cycles 1.1 et 2007-2008, avec des taux respectifs de 85,5 % et 76,7 % (tableau 1-9). À l'instar des autres provinces canadiennes, le taux de réponse du Québec a diminué considérablement entre les cycles 1.1 et 2007-2008. Cependant, contrairement aux autres provinces qui ont connu une baisse graduelle, une perte de huit points de pourcentage a été observée au Québec dès le cycle 2.1, après quoi le taux de réponse s'est pour ainsi dire stabilisé¹⁶.

Lorsqu'on examine le taux de réponse des régions sociosanitaires de la province (tableau 1-10), on constate que toutes les régions ont connu une baisse entre les cycles 1.1 et 2007-2008. Les régions de Montréal et de Laval ont, pour chacun des cycles, les taux de réponse les plus faibles. La région de Laval est la seule région qui affiche un taux de réponse assez stable d'un cycle à l'autre (baisse d'un point de pourcentage par cycle). Hormis les régions du Bas-Saint-Laurent et du Saguenay – Lac-Saint-Jean, les autres régions ont connu une baisse importante entre les cycles 1.1 et 2.1.

¹⁶ À noter que le changement de méthodologie survenu entre les deux premiers cycles (la diminution du nombre d'unités sélectionnées dans la base aréolaire impliquant une augmentation du nombre d'unités sélectionnées dans la base téléphonique) a davantage affecté le Québec que les autres provinces. Cela pourrait expliquer cette diminution plus importante dans le cas de cette province. L'achat d'échantillons supplémentaires en 2003 et 2005 pourrait également être un facteur. Ces deux éléments ont pour effet d'augmenter la proportion de l'échantillon issue de la base téléphonique, et par conséquent la proportion de répondants interviewés par téléphone.

Tableau 1-10 Taux de réponse globaux non pondérés et nombre de répondants pour chacun des cycles de l'ESCC, Québec.

| Région sociosanitaire | Cycle 1.1 | | Cycle 2.1 | | Cycle 3.1 | | Cycle 2007-2008 | |
|--|-------------|------------------|-------------|------------------|-------------|------------------|-----------------|---------------|
| | (%) | (n) ³ | (%) | (n) | (%) | (n) | (%) | (n) |
| 2401 Bas-Saint-Laurent | 89,3 | 1 127 | 86,3 | 1 198 | 79,6 | 3 518 | 84,7 | 1 233 |
| 2402 Saguenay – Lac-Saint-Jean | 84,6 | 1 122 | 86,1 | 1 374 | 83,0 | 1 230 | 79,2 | 1 192 |
| 2403 Capitale Nationale | 85,6 | 1 653 | 74,0 | 3 478 | 78,5 | 1 883 | 75,5 | 1 893 |
| 2404 Mauricie – Centre-du-Québec | 91,2 | 1 622 | 81,0 | 1 548 | 80,7 | 1 682 | 80,1 | 1 654 |
| 2405 Estrie | 86,0 | 1 180 | 79,3 | 1 148 | 77,4 | 1 233 | 76,9 | 1 228 |
| 2406 Montréal | 79,3 | 2 721 | 72,0 | 2 768 | 69,0 | 5 390 | 69,5 | 3 075 |
| 2407 Outaouais | 84,8 | 1 185 | 76,7 | 3 262 | 77,3 | 1 256 | 74,4 | 1 285 |
| 2408 Abitibi – Témiscamingue | 89,8 | 1 253 | 82,7 | 1 068 | 82,5 | 1 170 | 85,0 | 1 282 |
| 2409 Côte-Nord | 86,5 | 1 098 | 80,2 | 1 090 | 80,2 | 1 175 | 79,0 | 1 198 |
| 2410 Nord-du-Québec | 88,0 | 655 ¹ | 74,5 | 581 ¹ | 70,6 | 726 ¹ | 73,4 | 898 |
| 2411 Gaspésie – Îles-de-la-Madeleine | 87,8 | 1 184 | 82,1 | 1 017 | 81,8 | 1 214 | 80,7 | 1 173 |
| 2412 Chaudière – Appalaches | 91,0 | 1 427 | 82,4 | 1 372 | 79,4 | 1 414 | 81,0 | 1 414 |
| 2413 Laval | 73,4 | 1 045 | 72,6 | 1 257 | 71,4 | 2 432 | 70,4 | 1 358 |
| 2414 Lanaudière | 88,0 | 1 494 | 79,6 | 1 350 | 78,3 | 1 447 | 76,1 | 1 421 |
| 2415 Laurentides | 85,4 | 1 440 | 75,5 | 3 182 | 76,3 | 1 532 | 76,8 | 1 528 |
| 2416 Montérégie | 86,7 | 2 461 | 81,0 | 2 487 | 77,2 | 2 589 | 76,9 | 2 611 |
| 2418 Terres-Cries-de-la-Baie-James | - | - | 77,9 | 920 ¹ | - | - | - | - |
| Ensemble du Québec (FMGD)² | 85,5 | 22 012 | 78,0 | 27 599 | 76,4 | 29 165 | 76,7 | 23 545 |

1. Approximation du nombre de répondants calculée à partir du fichier de partage du cycle correspondant.

2. Exclut les régions Nord-du-Québec et Terres-Cries-de-la-Baie-James.

3. Données tirées du FMGD de l'ESCC 1.1 (2000-2001). Pour des raisons inconnues, le nombre d'individus pour les régions du Québec dans le FMGD diffère du nombre indiqué dans le guide de Statistique Canada.

Sources : Statistique Canada, Guide du fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC, cycles 1.1 (2000-2001), 2.1 (2003), 3.1 (2005) et 2007-2008.

Statistique Canada, Fichier de partage de l'ESCC, cycles 1.1 (2000-2001) et 3.1 (2005)

Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 1.1 (2000-2001)

Communication avec Statistique Canada (données du cycle 2.1 de l'ESCC).

Le tableau 1-11, qui présente le taux de réponse non pondéré de chaque RSS de la province de Québec selon la base et le cycle, fait ressortir l'effet de la base sur le taux de réponse, ou du mode de collecte, car le choix du mode est très lié au type de base. En effet, on constate que, sauf quelques exceptions, les taux de réponse des personnes sélectionnées dans la base aréolaire sont plus élevés que ceux des personnes sélectionnées dans l'une des bases téléphoniques. Ce constat est valide pour tous les cycles de l'ESCC. La différence est dans certains cas assez importante, comme dans les régions Bas-Saint-Laurent (cycles 3.1 et 2007-2008), Montréal (cycle 2007-2008), Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine (cycles 2.1 et 2007-2008) et Chaudière-Appalaches (cycles 3.1 et 2007-2008), avec des écarts de près de quinze points de pourcentage.

Tableau 1-11 Taux de réponse global non pondérés pour chacun des cycles de l'ESCC, selon la base et la région sociosanitaire, Québec.

| Région sociosanitaire | Cycle 1.1 | | | Cycle 2.1 | | | Cycle 3.1 | | | Cycle 2007-2008 | | |
|---|----------------|-------------|-------------|----------------|-------------|-------------|----------------|-------------|-------------|-----------------|-------------|-------------|
| | Base aréolaire | Bases tél. | Global | Base aréolaire | Bases tél. | Global | Base aréolaire | Bases tél. | Global | Base aréolaire | Bases tél. | Global |
| | (%) | (%) | (%) | (%) | (%) | (%) | (%) | (%) | (%) | (%) | (%) | (%) |
| 2401 Bas-Saint-Laurent | 89,3 | 89,5 | 89,3 | 89,9 | 81,7 | 86,3 | 91,1 | 76,9 | 79,6 | 92,1 | 78,2 | 84,7 |
| 2402 Saguenay – Lac-Saint-Jean | 84,6 | - | 84,6 | 88,0 | 84,0 | 86,1 | 86,6 | 79,4 | 83,0 | 82,5 | 76,1 | 79,2 |
| 2403 Capitale Nationale | 85,6 | - | 85,6 | 81,6 | 71,7 | 74,0 | 82,4 | 74,7 | 78,5 | 79,8 | 71,6 | 75,5 |
| 2404 Mauricie – Centre-du-Québec | 91,2 | - | 91,2 | 85,2 | 76,9 | 81,0 | 86,6 | 75,5 | 80,7 | 84,8 | 76,3 | 80,1 |
| 2405 Estrie | 86,0 | - | 86,0 | 78,2 | 80,6 | 79,3 | 79,2 | 75,6 | 77,4 | 78,0 | 75,8 | 76,9 |
| 2406 Montréal | 79,3 | - | 79,3 | 77,3 | 65,5 | 72,0 | 77,8 | 65,9 | 69,0 | 78,2 | 62,6 | 69,5 |
| 2407 Outaouais | 84,8 | - | 84,8 | 84,1 | 75,0 | 76,7 | 78,9 | 75,8 | 77,3 | 77,1 | 71,8 | 74,4 |
| 2408 Abitibi – Témiscamingue | 90,2 | 87,8 | 89,8 | 83,9 | 81,5 | 82,7 | 85,6 | 80,1 | 82,5 | 89,3 | 80,5 | 85,0 |
| 2409 Côte-Nord | 86,2 | 87,4 | 86,5 | 87,5 | 79,1 | 80,2 | 83,0 | 77,2 | 80,2 | 85,4 | 73,2 | 79,0 |
| 2410 Nord-du-Québec ¹ | - | 88,0 | 88,0 | - | 74,5 | 74,5 | - | 70,6 | 70,6 | - | 73,4 | 73,4 |
| 2411 Gaspésie – Îles-de-la-Madeleine | 87,7 | 88,0 | 87,8 | 88,8 | 73,1 | 82,1 | 88,3 | 75,9 | 81,8 | 89,5 | 73,0 | 80,7 |
| 2412 Chaudière – Appalaches | 91,1 | 80,0 | 91,0 | 86,6 | 78,3 | 82,4 | 86,2 | 73,1 | 79,4 | 89,1 | 73,8 | 81,0 |
| 2413 Laval | 70,7 | 78,9 | 73,4 | 72,4 | 72,8 | 72,6 | 76,1 | 69,6 | 71,4 | 76,8 | 64,9 | 70,4 |
| 2414 Lanaudière | 89,8 | 78,1 | 88,0 | 81,7 | 77,4 | 79,6 | 84,6 | 72,2 | 78,3 | 80,8 | 71,9 | 76,1 |
| 2415 Laurentides | 86,5 | 75,2 | 85,4 | 82,7 | 73,6 | 75,5 | 80,6 | 72,5 | 76,3 | 82,7 | 71,2 | 76,8 |
| 2416 Montérégie | 86,7 | - | 86,7 | 85,2 | 77,1 | 81,0 | 81,9 | 73,2 | 77,2 | 81,9 | 72,2 | 76,9 |
| 2418 Terres-Cries-de-la-Baie-James ² | - | - | - | 77,9 | - | 77,9 | - | - | - | - | - | - |
| Ensemble du Québec (FMGD)³ | 85,7 | 83,3 | 85,5 | 82,6 | 74,8 | 78,0 | 82,6 | 72,5 | 76,4 | 82,4 | 71,6 | 76,7 |

1. Seule la base GANT a été utilisée pour la sélection des unités pour la région Nord-du-Québec.

2. Seule la base aréolaire a été utilisée pour la sélection des unités pour la région Terres-Cries-de-la-Baie-James.

3. Exclut les régions Nord-du-Québec et Terres-Cries-de-la-Baie-James.

Sources : Statistique Canada, Guide du fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC, cycles 1.1 (2000-2001), 2.1 (2003), 3.1 (2005) et 2007-2008.

Communication avec Statistique Canada (données des cycles 1.1 et 2.1 de l'ESCC).

1.5.2. Taux de déclaration par procuration

Dans le cadre de l'ESCC, les interviews devaient s'effectuer directement auprès de la personne sélectionnée dans le ménage. Or, si la personne était incapable de répondre à l'interview pour des raisons de santé physique ou mentale, ou en cas d'absence prolongée, les renseignements à son sujet étaient alors fournis par un autre membre bien informé du ménage. Cette façon de faire est qualifiée de déclaration par procuration. Quoique les interviewés aient été en mesure de donner des réponses exactes à la plupart des questions de l'enquête, les questions plus délicates ou personnelles pouvaient dépasser les connaissances d'un répondant substitut. Par conséquent, certaines questions, telles « avez-vous des problèmes à vous endormir ou à rester endormi ? », sont demeurées sans réponse¹⁷. Les tableaux 1-12 et 1-13 présentent les taux pondérés de déclaration par procuration de chacun des cycles pour les provinces canadiennes et pour les régions sociosanitaires du Québec respectivement.

Ce qui émane tout d'abord du tableau 1-12, c'est l'écart important entre le taux global de déclaration par procuration du cycle 1.1 et les taux des cycles subséquents (8,2 % en 2000-2001 contre 2,4 % en 2003, 1,9 % en 2005 et 2,5 % en 2007-2008). Ces résultats s'expliquent par le raffermissement des consignes établies pour la substitution d'une personne échantillonnée par un tiers à partir du cycle 2.1. En plus d'être beaucoup plus élevés que ceux des autres cycles, les taux du cycle 1.1 sont très variables d'une province à l'autre. Ce n'est pas le cas pour les taux des cycles subséquents qui varient peu.

¹⁷ Consulter la section 2.3 pour connaître les résultats des analyses sur les caractéristiques des répondants par procuration.

La même tendance s'observe au niveau des régions sociosanitaires du Québec (tableau 1-13). Les taux par procuration des RSS obtenus au cours des trois derniers cycles de l'ESCC sont jugés faibles et ne nécessitent pas d'analyse particulière pour caractériser les non-répondants partiels. De façon générale, le biais engendré par la non-réponse partielle est considéré comme négligeable pour les estimations tirées des cycles 2.1, 3.1 et 2007-2008 de l'ESCC. Par contre, pour le cycle 1.1, on constate des écarts allant même jusqu'à 16 points de pourcentage entre les régions. Statistique Canada a jugé nécessaire de procéder à de l'imputation de valeurs afin de compléter les renseignements non recueillis durant les interviews par procuration pour certaines variables. La méthode d'imputation retenue est celle du « plus proche voisin ». À noter qu'aucune imputation n'a été réalisée dans le cas où le répondant était la personne sélectionnée. De plus amples détails sur la méthode d'imputation retenue par Statistique Canada sont présentés dans St-Pierre et Béland (2002).

Tableau 1-12 Taux pondérés de déclaration par procuration des provinces canadiennes pour chacun des cycles de l'ESCC, Canada.

| Province | Cycle 1.1 (%) | Cycle 2.1 (%) | Cycle 3.1 (%) | Cycle 2007-2008 (%) |
|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------------|
| Terre-Neuve et Labrador | 5,6 | 2,3 | 2,2 | 3,3 |
| Île-du-Prince-Édouard | 7,6 | 3,2 | 1,5 | 2,4 |
| Nouvelle-Écosse | 4,9 | 2,8 | 2,3 | 2,6 |
| Nouveau-Brunswick | 11,4 | 3,3 | 1,9 | 4,3 |
| Québec | 6,8 | 2,2 | 1,6 | 2,2 |
| Ontario | 7,5 | 2,4 | 2,2 | 2,0 |
| Manitoba | 12,5 | 1,8 | 1,8 | 2,6 |
| Saskatchewan | 6,8 | 2,0 | 1,7 | 2,7 |
| Alberta | 7,7 | 1,9 | 1,4 | 2,1 |
| Colombie-Britannique | 12,7 | 2,9 | 1,7 | 4,1 |
| Territoires* | 11,4 | 2,4 | 1,8 | 2,4 |
| Canada (FMGD) | 8,2 | 2,4 | 1,9 | 2,5 |

* Dans le FMGD les trois territoires ont été regroupés ensemble pour des raisons de confidentialité.

Sources : Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC, cycles 1.1 (2000-2001), 2.1 (2003), 3.1 (2005) et 2007-2008.

Tableau 1-13 Taux pondérés de déclaration par procuration des RSS pour chacun des cycles de l'ESCC, Québec.

| Région sociosanitaire | Cycle 1.1 (%) | Cycle 2.1 (%) | Cycle 3.1 (%) | Cycle 2007-2008 (%) |
|---|------------------|------------------|------------------|------------------------|
| 2401 Bas-Saint-Laurent | 4,9 | 2,4 | 1,8 | 1,8 |
| 2402 Saguenay – Lac-Saint-Jean | 6,0 | 1,6 | 1,8 | 2,0 |
| 2403 Capitale Nationale | 5,3 | 1,5 | 1,4 | 1,5 |
| 2404 Mauricie – Centre-du-Québec | 6,3 | 2,8 | 2,0 | 1,6 |
| 2405 Estrie | 6,3 | 1,7 | 1,8 | 2,3 |
| 2406 Montréal | 6,4 | 2,9 | 1,9 | 2,4 |
| 2407 Outaouais | 0,7 | 2,5 | 1,1 | 1,7 |
| 2408 Abitibi – Témiscamingue | 8,2 | 2,0 | 1,7 | 1,4 |
| 2409 Côte-Nord | 6,1 | 2,3 | 1,2 | 1,6 |
| 2410 Nord-du-Québec ¹ | 4,1 | 2,0 | 1,4 | 1,6 |
| 2411 Gaspésie – Îles-de-la-Madeleine | 6,7 | 2,6 | 2,5 | 3,8 |
| 2412 Chaudière – Appalaches | 16,7 | 2,0 | 1,8 | 2,7 |
| 2413 Laval | 11,2 | 2,2 | 1,7 | 3,1 |
| 2414 Lanaudière | 3,9 | 1,7 | 1,3 | 1,1 |
| 2415 Laurentides | 5,9 | 1,5 | 1,3 | 1,8 |
| 2416 Montérégie | 7,2 | 1,8 | 1,1 | 2,9 |
| 2418 Terres-Cries-de-la-Baie-James ¹ | - | 1,4 | - | |
| Ensemble du Québec (FMGD)² | 6,8 | 2,2 | 1,6 | 2,2 |

1. Données tirées du fichier de partage.

2. Exclut les régions Nord-du-Québec et Terres-Cries-de-la-Baie-James.

Sources : Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC, cycles 1.1 (2000-2001), 2.1 (2003), 3.1 (2005) et 2007-2008.

Statistique Canada, Fichier de partage de l'ESCC, cycles 1.1 (2000-2001), 2.1 (2003), 3.1 (2005) et 2007-2008.

2. Estimation des proportions et des effectifs

2.1. Définition

Deux types d'estimations peuvent habituellement être calculés à partir des données de l'ESCC : des effectifs et des proportions. L'estimation d'effectifs est utilisée lorsqu'on désire savoir combien de personnes dans une population possèdent une caractéristique donnée. Celle-ci est obtenue en faisant la somme des poids populationnel de ces individus (voir section 2.5). Si l'on désire plutôt savoir quel pourcentage de la population ces personnes représentent, alors on utilise l'estimation de proportions. Pour ce faire, il suffit de diviser la valeur obtenue pour l'effectif par le nombre de personnes de l'ensemble de la population, qu'elles possèdent ou non cette caractéristique (voir section 2.4).

Parce qu'elles sont calculées à partir de données d'enquête, chacune de ces estimations utilise la pondération afin de produire des résultats adéquats, c'est-à-dire pouvant être inférés à la population. La pondération permet de tenir compte, entre autres, de la probabilité de sélection et de la non-réponse totale, mais n'inclut pas d'ajustement pour la non-réponse partielle. Or, la présence de non-réponse à la question analysée (non-réponse partielle) a pour effet de fausser les estimations. L'ampleur de cet effet et la nécessité de procéder à des ajustements dépendent de l'importance de la non-réponse partielle. Les prochaines sections fournissent des précisions à propos de ces deux éléments.

2.2. Pondération

Afin que les estimations produites à partir des données de l'ESCC soient représentatives de la population, et non pas seulement représentatives de l'échantillon, une pondération a été calculée. L'objectif de la pondération est d'attribuer une valeur, un poids, à un répondant à l'enquête qui correspond au nombre de personnes qu'il « représente » dans la population. Ce poids est appelé « poids populationnel ».

Il est essentiel d'utiliser la pondération pour l'obtention des diverses estimations tirées de l'ESCC. C'est ce qui permet d'inférer les résultats de l'échantillon à la population visée par cette enquête et c'est également un des éléments à considérer pour estimer correctement la précision. À titre d'exemple, la répartition de l'échantillon selon les régions ne représente pas bien celle de la population. En utilisant la pondération, on corrige cette distorsion créée par le plan de sondage (sélection de l'échantillon). De plus, dans ce type d'enquête, il est connu que la probabilité de répondre des différents groupes d'âge et de sexe n'est pas la même. Il est donc nécessaire de tenir compte de ces éléments, qui doivent dès lors être intégrés à la pondération lors de la production de statistiques tirées de l'ESCC. Pour savoir comment utiliser la pondération, consultez l'annexe 5.

La stratégie de pondération qui a été développée par Statistique Canada pour l'ESCC est relativement complexe et tient compte, entre autres, des bases de sondage multiples utilisées, des unités hors champ, de la non-réponse (ménage et individu), de même que d'un possible effet saisonnier et d'un ajustement aux comptes de population du recensement.

La stratégie de pondération des cycles 1.1 à 3.1 de l'ESCC est essentiellement la même, outre le fait que, pour le cycle 1.1, la pondération doit tenir compte du fait qu'une ou deux personnes pouvaient être sélectionnées dans chaque ménage, contrairement à une seule personne sélectionnée pour les cycles 2.1 et 3.1. Le tableau 2-1 présente un condensé des étapes ayant mené à la création d'un poids final pour le cycle 3.1 de l'ESCC.

Au cycle 2007-2008, la méthode de pondération a été modifiée considérablement. Elle est décrite à la section 2.2.2 et schématisée au tableau 2-2.

2.2.1. Description générale des étapes pour le cycle 3.1

Cette section décrit, de façon générale, les différentes étapes de la stratégie de pondération, présentées au tableau 2-1, pour le cycle 3.1 de l'ESCC. Cette stratégie s'apparente de près à celle adoptée aux cycles 1.1 et 2.1. L'objectif est de présenter les grandes étapes de la pondération et non de fournir des détails précis sur chacune d'entre elles. Ainsi, les utilisateurs qui, à la suite de ce survol, désirent obtenir plus d'information sur les définitions ou les concepts sont invités à consulter la documentation de Statistique Canada portant sur le sujet (Statistique Canada, 2006).

Comme décrit dans les premières sections de ce document, le cycle 3.1 de l'ESCC a eu recours à trois bases de sondage pour la sélection de son échantillon : une base aréolaire de logements agissant comme base principale, puis deux bases formées de numéros de téléphone utilisées à titre de complément de la base aréolaire. Puisque seulement quelques différences mineures distinguent les deux bases de numéros de téléphone pour la pondération, elles ont été traitées conjointement. On réfère à celles-ci comme composant la base téléphonique.

La stratégie de pondération a été développée en traitant séparément la base aréolaire et la base téléphonique. Cependant, le fondement des ajustements des deux parties est commun. Ainsi, la première étape de chacune des parties (A0 et T0) et les étapes A5, T7 et T9 réfèrent à la probabilité de

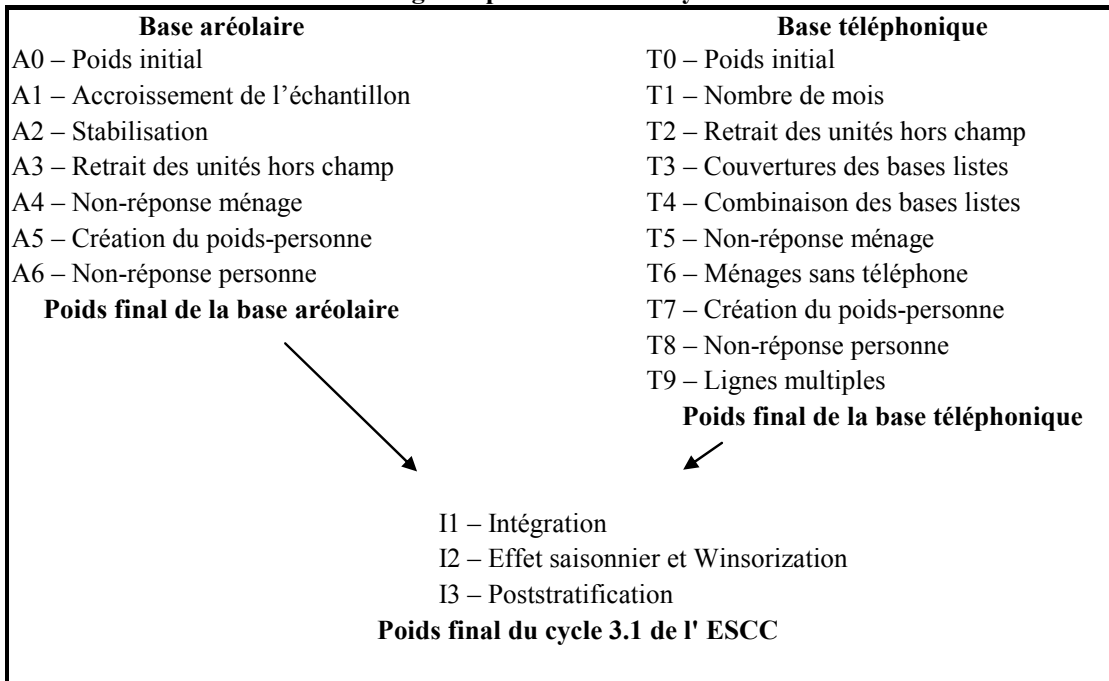
sélection globale de l'unité (tableau 2-1). La probabilité de sélection globale possède deux niveaux : la sélection du ménage et la sélection de la personne dans le ménage. Le poids créé à partir de ces probabilités de sélection est lié aux chances qu'a une unité d'être choisie dans l'échantillon, et celui-ci varie en fonction de la base, car la méthode de sélection est différente d'une base à l'autre. En fait, le poids correspond à l'inverse de la probabilité de sélection globale de l'unité et représente des individus de la population visée qui n'ont pas été sélectionnés pour participer à l'enquête. L'étape T9 sert à tenir compte du fait que certains ménages possèdent plus d'une ligne téléphonique, ce qui leur donne plus de chance d'être sélectionnés pour répondre à l'enquête.

Les étapes A1, A2, T1, T3, T4 et T6 sont également liées à la probabilité de sélection des unités et correspondent à des ajustements apportés aux poids afin de tenir compte de certaines particularités du mécanisme de sélection de l'échantillon ou de la couverture de la base de sondage. En particulier, les poids de la base téléphonique ont été gonflés à l'étape T3 afin de tenir compte du fait que celle-ci ne couvre pas toute la population visée, puisque certains numéros de téléphone ne sont pas listés ou que certains ménages n'ont aucune ligne téléphonique fixe. Le gonflement des poids est appliqué sous l'hypothèse que les personnes couvertes ou non par la base téléphonique ont des caractéristiques similaires. Tous ces ajustements sont faits indépendamment dans chaque RSS, car les probabilités de sélection et les taux de couverture sont variables selon la région. Pour plus de détails concernant ces étapes, consulter Statistique Canada (2006).

Les étapes A3 et T2 correspondent, quant à elles, à des étapes d'ajustement liées aux résultats de collecte. En effet, lors de la collecte des données, certaines unités correspondent à des établissements, des entreprises, des logements vacants ou secondaires, des numéros hors service, etc. Ces unités ne sont pas admissibles à l'enquête et sont simplement retirées du fichier. En termes statistiques, ce geste repose sur l'hypothèse selon laquelle les unités représentées par celles qui ont été retirées sont également des unités hors champ.

La pondération doit inclure un ajustement afin de tenir compte de la non-réponse. Cette non-réponse peut survenir au niveau du ménage (A4 et T5) ou au niveau de l'individu (A6 et T8). Que ce soit parce qu'un ménage ou une personne refuse de répondre à l'enquête ou que l'unité n'a pu être rejointe pour réaliser l'entrevue, ces unités non répondantes doivent être retirées du fichier de données. Par conséquent, les poids des unités répondantes doivent être ajustés afin de représenter ces unités exclues. Cela implique que les poids ajustés, qui sont associés aux répondants à l'enquête, représentent les individus qui n'ont pas été sélectionnés pour participer à l'enquête, ainsi que les individus qui l'ont été, mais qui n'ont pas répondu. Les ajustements pour la non-réponse sont appliqués de façon indépendante à l'intérieur de chaque RSS. De plus, des classes d'ajustement sont formées afin de regrouper les unités qui ont une propension à répondre aux questions de manière similaire. Pour plus de détails sur les facteurs d'ajustement, consulter Statistique Canada (2006).

Tableau 2-1 Sommaire de la stratégie de pondération au cycle 3.1 de l'ESCC



Source : Statistique Canada, Guide du fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 3.1.

Les poids résultant de ces deux bases sont ensuite combinés en un seul ensemble de poids lors d'une étape appelée « intégration » (I1). L'ajustement des poids pour cette étape représente l'importance relative de chaque échantillon (aréolaire et téléphonique) dans l'échantillon total. Cette importance relative est mesurée en fonction de la taille d'échantillon efficace, c'est-à-dire la taille d'échantillon divisée par l'effet de plan (voir la section 3.1.3 pour une définition de l'effet de plan). Étant donné les ajustements apportés à l'étape T3 pour pallier la sous-couverture de la base téléphonique, l'étape d'intégration est appliquée sous l'hypothèse que chacune des bases de sondage est représentative de l'ensemble de la population visée.

Par ailleurs, bien que la collecte des données ait été planifiée à l'origine pour être répartie également sur les 12 mois de l'année, un ajustement supplémentaire (I2) a été nécessaire pour contrôler l'effet saisonnier¹⁸ dans les estimations produites à partir des données du cycle 3.1 de l'ESCC. Cette étape est combinée à un ajustement dit de « winsorization » visant à abaisser le poids des répondants qui sont anormalement élevés par rapport à ceux observés dans le même groupe RSS-âge-sexe. Pour plus de détails sur l'intégration ou sur l'ajustement pour l'effet saisonnier et la winsorization, consulter Statistique Canada (2006).

La dernière étape nécessaire afin d'obtenir le poids final du cycle 3.1 de l'ESCC, appelée poststratification (I3), consiste dans l'ajustement aux données de population, de sorte que la somme des poids finaux correspond aux estimations de populations définies à l'échelle des RSS, pour chacun des dix groupes d'âge-sexe d'intérêt, c'est-à-dire les cinq groupes d'âge 12-19, 20-29, 30-44, 45-64, 65+, pour chacun des deux sexes. Il est à noter que pour les trois régions du Québec qui ont fait l'achat d'un échantillon supplémentaire en 2005, la poststratification a été appliquée à l'échelle infra régionale plutôt que par RSS. Les estimations de population de 2005 utilisées sont basées sur les

¹⁸ Certaines caractéristiques peuvent varier selon le moment de l'année où elles sont mesurées. Un tel effet saisonnier potentiel se doit d'être minimisé afin de ne pas affecter les comparaisons.

comptes du Recensement de 2001 et d'une estimation du sous-dénombrement, de même que sur les comptes de naissance, décès, immigration et émigration depuis ce temps. Suite à ces derniers ajustements de l'étape d'intégration, le poids poststratifié devient le poids final du cycle 3.1 de l'ESCC. Le lecteur qui souhaite obtenir plus d'information sur la façon d'utiliser les poids lors de la production d'estimations à partir des données de l'ESCC est invité à consulter l'annexe 5.

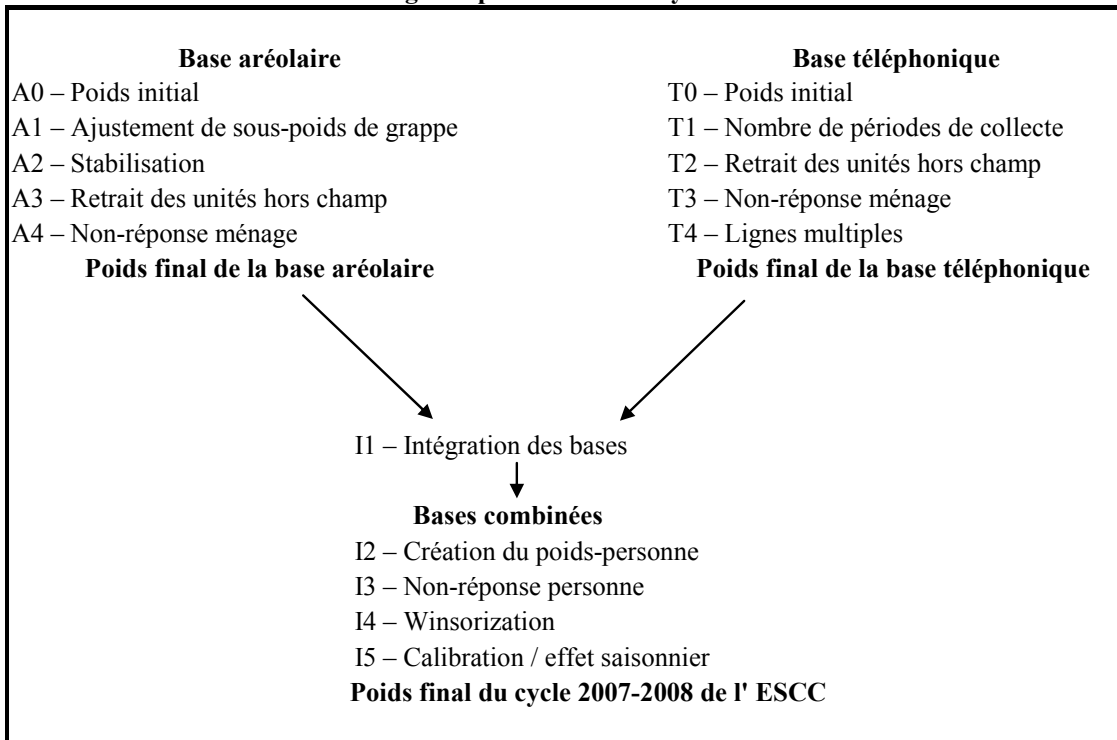
2.2.2. Modifications apportées au cycle 2007-2008

Au cycle 2007-2008, une nouvelle méthode de pondération a été mise en place dans le but de réduire le nombre d'ajustements requis pour la pondération. Le principal changement consiste à intégrer les poids issus des deux bases de sondage au niveau du ménage plutôt qu'au niveau de la personne, comme c'était le cas aux cycles antérieurs. Ainsi, au cycle 2007-2008, tel qu'indiqué au tableau 2-2, la stratégie de pondération est développée en parallèle pour les bases aréolaire et téléphonique jusqu'à la dernière étape d'ajustement au niveau du ménage (A4 et T4). L'étape suivante consiste à intégrer les deux bases au niveau du ménage (I1), puis à faire un ajustement aux poids intégrés pour la non-réponse individuelle en une seule étape (I3) pour l'ensemble des ménages issus des deux bases, d'où simplification du processus. La base de sondage est pour ce faire considérée parmi les facteurs prédictifs de la non-réponse individuelle.

Par ailleurs, l'intégration est faite uniquement sur la portion commune aux deux bases, qui est composée des unités possédant un numéro de téléphone listé. Autrement dit, les poids des unités se retrouvant uniquement sur la base aréolaire ne subissent aucun ajustement. De cette façon, la nouvelle pondération ne repose plus sur l'hypothèse que la base téléphonique est représentative de l'ensemble de la population, comme c'est le cas pour la base aréolaire.

Finalement, au cycle 2007-2008, après un ajustement à la baisse des poids anormalement élevés par winsorization (I4), l'ajustement pour l'effet saisonnier a été combiné à l'ajustement de poststratification (I5) par un calage aux marges tenant compte à la fois de la RSS, de l'âge, du sexe (10 groupes âge-sexe) et de la période de collecte. L'ajustement de poststratification était auparavant effectué séparément, de sorte qu'il pouvait affecter l'ajustement pour l'effet saisonnier effectué à l'étape précédente. Les impacts des modifications apportées à la stratégie de pondération sont discutés à la section 5.1.3.

Tableau 2-2 Sommaire de la stratégie de pondération au cycle 2007-2008 de l'ESCC



Source : Statistique Canada, Guide du fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 2007-2008.

2.3. Non-réponse partielle

Outre la non-réponse totale¹⁹, au niveau du ménage et de l'individu, dont l'impact est habituellement minimisé par la pondération (section 2.2), il existe également un autre type de non-réponse, soit celle associée à une question précise, qu'on appelle non-réponse partielle. Elle se définit comme le rapport entre le nombre pondéré d'individus n'ayant pas répondu à la question sur le nombre pondéré d'individus devant y répondre.

$$\text{Taux pondéré de non-réponse partielle} = \frac{\text{nombre pondéré d'individus n'ayant pas répondu à la question}}{\text{nombre pondéré d'individus devant répondre à la question}}$$

La non-réponse partielle peut entraîner des biais dans les estimations si les non-répondants présentent des caractéristiques différentes de celles des répondants. Plus la proportion de non-réponse partielle est élevée, plus le risque de biais est grand.

En général, lorsqu'on analyse des données d'enquête, telles que celles de l'ESCC, il est raisonnable de faire l'hypothèse que, pour une non-réponse partielle inférieure à 5 % au niveau provincial, les risques de biais, occasionnés par un débalancement des caractéristiques des non-répondants par rapport à celles des répondants, sont plutôt faibles. Cela signifie que l'opération qui sera présentée à

¹⁹ Le terme « non-réponse totale » fait référence à l'absence de réponse pour l'ensemble des questions d'un questionnaire. Le taux de non-réponse totale s'obtient en soustrayant le taux de réponse de la valeur unitaire. Pour l'ESCC, on peut calculer trois taux différents de non-réponse totale : celui au niveau de l'individu, celui au niveau du ménage et celui au niveau global. Ce dernier correspond au complément du taux de réponse global de l'enquête décrit à la section 1.5.1.

la section 2.4, consistant à redistribuer la non-réponse partielle dans les autres catégories de réponse, sans toutefois tenir compte des caractéristiques des non-répondants, est une démarche acceptable. Elle est acceptable du fait que le biais des estimations est en général peu important comparativement à l'erreur d'échantillonnage (c'est-à-dire la précision de l'estimation) et peut être considéré comme négligeable. Par exemple, un biais de 3 % pour une estimation dont la marge d'erreur est de 20 % peut être considéré négligeable. Par contre, par rapport à une marge d'erreur de 2 %, ce biais de 3 % ne peut pas être considéré négligeable.

Ainsi, pour des estimations au niveau régional, en raison de la précision plus faible de celles-ci, on considère que les risques de biais sont faibles pour une proportion de non-réponse partielle de moins de 10 %. Les questions pour lesquelles le taux de non-réponse partielle dépasse le seuil critique doivent en général être analysées plus à fond au regard des biais, les non-répondants pouvant présenter des caractéristiques différentes des répondants, ce qui à son tour peut entraîner un impact non négligeable sur les estimations présentées (sous ou surestimation). Pour savoir comment procéder au diagnostic et à l'analyse de la non-réponse partielle pour les données de l'ESCC, consultez l'annexe 6. Notons que pour le cycle 3.1 de l'ESCC, les risques de biais importants associés à la non-réponse partielle relativement à la précision des estimations sont assez minimes²⁰. Il peut donc s'avérer plus pertinent de faire une analyse qualitative, plutôt que quantitative, de la non-réponse partielle²¹. Plus de détails sont fournis à la section 2.4.

Le fait que les répondants aient rempli le questionnaire avec l'aide d'un intervieweur, soit en face à face ou au téléphone, a permis de minimiser la non-réponse partielle, comparativement à un questionnaire autoadministré, où le répondant ne bénéficie pas du support de l'intervieweur. Par contre, l'emploi de la déclaration par procuration a eu l'effet contraire, c'est-à-dire qu'il a contribué à augmenter la non-réponse partielle, du fait que certaines sections du questionnaire n'ont pas pu être complétées en raison de leur caractère intime ou personnel (voir section 1.5.2). Or, tel qu'il a été mentionné à la section 1.5.2, le taux global de déclaration par procuration a été plus important que prévu au cycle 1.1 et varie substantiellement d'une région du Québec à l'autre (voir tableau 1-13). Il est par ailleurs supérieur à celui des autres cycles (6,8 % en 2000-2001 contre 2,2 % en 2003, 1,6 % en 2005 et 2,2 % en 2007-2008 pour le Québec). C'est pour cette raison que certaines actions prises pour minimiser la non-réponse partielle de l'enquête générale sur la santé portent principalement sur la non-réponse occasionnée par la déclaration par procuration.

Des analyses réalisées par l'Institut de la statistique du Québec ont montré que les répondants par procuration du cycle 1.1 ont plus souvent les caractéristiques suivantes : âgés de 12 à 24 ans; de sexe masculin; vivant dans un ménage de 5 personnes ou plus; sans diplôme d'études secondaires; de scolarité inférieure ou égale à la 8^e année; sans travail la semaine précédant l'enquête à cause d'une incapacité permanente. Il semble que la déclaration par procuration touche davantage deux types de répondants : ceux qui ont une incapacité permanente et ceux qui n'étaient jamais présents, même après plusieurs tentatives de l'intervieweur. Évidemment, le taux de non-réponse partielle (ou le taux de déclaration par procuration) varie selon la sous-population à l'étude.

²⁰ Au cycle 2007-2008, il y a eu peu de non-réponse partielle.

²¹ Les estimations produites sur le portail de l'Infocentre sont ajustées afin de tenir compte de la non-réponse partielle de façon globale, mais elles ne tiennent pas compte du fait que la non-réponse peut être plus importante dans certains sous-groupes. Puisque l'impact d'une non-réponse partielle différenciée est jugé négligeable au cycle 3.1, les estimations ne doivent pas nécessairement être ajustées pour en tenir compte. Toutefois, lorsque souhaité, l'interprétation des statistiques peut inclure s'il y a lieu des éléments ayant trait aux sous-groupes ayant répondu en moins grande proportion et au sens du biais, bien que faible, ainsi généré.

L'approche adoptée par Statistique Canada, pour le cycle 1.1, a été de procéder à l'imputation des données manquantes. Seules les données manquantes dues à la procuration ont été imputées. Cependant, certaines de ces données n'ont pu être imputées à cause de la nature même de la question correspondante²², ce qui explique que le taux de non-réponse partielle demeure élevé pour ce cycle, après imputation.

Pour les données des cycles 2.1, 3.1 et 2007-2008 de la province de Québec, Statistique Canada a jugé qu'il n'était pas nécessaire d'avoir recours à l'imputation de valeurs étant donné que les taux de déclaration par procuration de ces cycles sont faibles. De plus, ils ne varient que légèrement d'une région sociosanitaire à l'autre (voir tableau 1-13). Par ailleurs, pour ces mêmes raisons, aucune analyse particulière n'a été effectuée par l'ISQ pour caractériser les non-répondants partiels résultant ou non de la déclaration par procuration.

2.4. Estimation de proportions

Bien qu'en général, celle-ci soit plutôt faible ou négligeable, la non-réponse partielle doit être considérée dans l'analyse des données de l'ESCC, en particulier lorsqu'il s'agit de comparaisons de proportions impliquant le cycle 1.1.

Chaque tableau d'estimations produit peut inclure ou non une catégorie correspondant aux non-répondants partiels identifiée par « NRP » dans les tableaux du guide²³. La décision de les introduire ou non dans un tableau a cependant une influence sur les estimations, et par conséquent un impact potentiel sur les conclusions qui en découlent.

Pour les estimations de proportions, on recommande de répartir les non-répondants partiels dans les mêmes proportions que les répondants se distribuent au sein des différentes catégories de la variable. L'hypothèse sous-jacente est que les répondants sont représentatifs des non-répondants partiels.

En pratique, on doit exclure la catégorie « NRP » de l'analyse, de sorte que la distribution des réponses soit estimée sans considérer cette catégorie. Ainsi, le dénominateur servant à calculer la proportion diminue alors que le numérateur (pour chaque catégorie de réponse) demeure inchangé, ce qui a pour effet de gonfler les proportions en redistribuant, en quelque sorte, la représentation des non-répondants partiels de façon proportionnelle à la distribution des répondants. Ne pas répartir les non-répondants partiels dans les autres catégories de réponse correspondrait à faire l'hypothèse que tous les individus qui n'ont pas fourni de réponse à la question n'ont pas la caractéristique étudiée.

Les tableaux 2-3 et 2-4 illustrent la problématique de la non-réponse partielle et montrent respectivement des proportions avant et après répartition de la non-réponse partielle. Étant donné que toutes les estimations de proportions produites sur le portail, à partir des données de l'ESCC, sont calculées en appliquant la méthode décrite ci-dessus, les proportions du tableau 2-4 (mais pas les effectifs – voir la note au bas du tableau) correspondent aux valeurs que l'on retrouve sur le portail.

²² Par exemple : « Avez-vous des problèmes à vous endormir ou à rester endormi? »

²³ Pour les besoins du guide, nous avons regroupé sous l'appellation « NRP » les catégories de non-réponse suivantes : « ne sait pas », « refus » et « non déclaré ».

Tableau 2-3 Effectifs et proportions pondérés de l'indice de l'activité physique pour la région de Chaudière-Appalaches (incluant la catégorie NRP), cycle 1.1 de l'ESCC, Québec.

| PACADPAI (Indice de l'activité physique) | Effectif | Proportion | Effectif cumulatif | Proportion cumulative |
|---|----------|------------|-----------------------|--------------------------|
| NRP | 55 142 | 16,66 | 55 142 | 16,66 |
| Actif | 34 438 | 10,41 | 89 580 | 27,07 |
| Modéré | 60 500 | 18,28 | 150 080 | 45,34 |
| Inactif | 180 895 | 54,66 | 330 975 | 100,00 |

Source : Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 1.1 (2000-2001).

Tableau 2-4 Effectifs et proportions pondérés de l'indice de l'activité physique pour la région de Chaudière-Appalaches (excluant la catégorie NRP), cycle 1.1 de l'ESCC, Québec.

| PACADPAI (Indice de l'activité physique) | Effectif ¹ | Proportion | Effectif cumulatif ¹ | Proportion cumulative |
|---|-----------------------|------------|------------------------------------|--------------------------|
| NRP | . | . | . | . |
| Actif | 34 438 | 12,49 | 34 438 | 12,49 |
| Modéré | 60 500 | 21,93 | 94 938 | 34,42 |
| Inactif | 180 895 | 65,58 | 275 833 | 100,00 |

Source : Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 1.1 (2000-2001).

1. Les valeurs présentées dans cette colonne ne sont pas des estimations sans biais de l'effectif de population car la non-réponse partielle n'a pas été intégrée adéquatement aux calculs. Ces valeurs ne sont présentées que pour illustrer le traitement recommandé pour l'estimation de proportions. La question de l'estimation sans biais des effectifs est abordée à la section 2.5.

Bien qu'aucune étude n'ait été réalisée pour les cycles 3.1 et 2007-2008, on estime, à l'image de l'étude effectuée sur les données du cycle 2.1 (qui a montré que pour la majorité des variables, le taux de non-réponse partielle au niveau de l'ensemble du Québec est inférieur à 5 %) que les risques de biais importants associés à la non-réponse partielle relativement à la précision des estimations sont assez minimes. Ainsi, aucune attention particulière n'est nécessaire au moment d'analyser les données de l'édition de 2005 ou de 2007-2008 de l'ESCC. Il y a certes quelques variables avec un taux de non-réponse partielle supérieur à 5 %, mais elles portent, sauf exception, sur de petites populations pour lesquelles la précision est déjà faible. Si de tels cas se présentent, l'utilisateur pourra alors se questionner sur la signification d'un tel résultat en procédant plutôt à une analyse qualitative, notamment en s'interrogeant sur les causes d'un tel taux de non-réponse partielle. L'annexe 6 fournit des indications supplémentaires pour procéder à une analyse quantitative de la non-réponse partielle.

Pour les estimations régionales du cycle 3.1 ou du cycle 2007-2008, les taux de non-réponse partielle sont comparables à ceux du cycle 2.1, cycle pour lequel on a constaté des taux inférieurs à 10 % dans la grande majorité des cas. Ainsi, les mêmes recommandations s'appliquent, à savoir que le biais des estimations de proportions semble peu important par rapport à l'erreur d'échantillonnage (c'est-à-dire la précision de l'estimation) et peut être considéré comme négligeable.

2.4.1. Différence par rapport aux estimations produites par Statistique Canada au cycle 1.1

Au cycle 1.1, Statistique Canada, dans son système CANSIM, a choisi de considérer la catégorie « NRP » comme une réponse possible pour une question donnée lors de la production de tableaux d'estimations de proportions²⁴. Ce choix permet aux utilisateurs des données de connaître l'ampleur de la non-réponse partielle pour chaque variable étudiée. Cependant, sans traitement de la non-réponse partielle, cette approche fournit des estimations nous renseignant sur la déclaration du phénomène étudié, mais ne permet pas de produire des estimations non biaisées pour les proportions associées directement à ce phénomène.

Donc, bien qu'informatrice sur l'ampleur de la non-réponse partielle à une question, l'approche utilisée par Statistique Canada pour le cycle 1.1 dans son système CANSIM ne permet pas de dresser de bons constats quant à l'étude d'un phénomène précis. Cette façon différenciée de traiter la non-réponse partielle au cycle 1.1 par rapport aux cycles subséquents fait en sorte qu'il faut être particulièrement vigilant lors de la comparaison des données du cycle 1.1 avec celles des autres cycles de l'ESCC. À cela s'ajoute le problème de la déclaration par procuration qui peut hausser le taux de non-réponse partielle, particulièrement au cycle 1.1. À titre d'exemple, le tableau 2-5 présente les estimations que l'on obtient avec CANSIM pour le temps consacré à la réalisation d'exercices à la maison pour les deux premiers cycles de l'enquête. L'analyse de CANSIM ne permet pas de comparer la proportion de personnes ayant effectué trente minutes ou moins d'exercices à la maison entre les cycles 1.1 et 2.1 puisque le cycle 1.1 inclut une catégorie « NRP » qui représente 29,1 % de la population, alors que cette catégorie n'est pas considérée pour le cycle 2.1. Les estimations basées sur CANSIM suggéreraient une augmentation de la proportion de gens qui consacrent trente minutes ou moins à l'exercice à la maison (50,5 % c. 70,4 %). Par contre, lorsque l'on répartit la non-réponse partielle aux deux cycles (comme c'est fait sur le portail de l'Infocentre), cette différence s'estompe complètement (71,2 % c. 70,4 %). Cet exemple démontre bien l'impact potentiel de la catégorie « NRP » sur les conclusions de certaines analyses de résultats tirés de l'ESCC.

Tableau 2-5 Temps consacré à la réalisation d'exercices à la maison (par séance)¹ selon l'approche de Statistique Canada (CANSIM) et celle implantée sur le portail de l'Infocentre pour les cycles 1.1 et 2.1 de l'ESCC, Québec.

| Temps consacré à l'exercice à la maison (par séance) | Cycle 1.1 | | Cycle 2.1 |
|--|--------------------|-------------------------|---|
| | Statistique Canada | Portail de l'Infocentre | Statistique Canada et Portail de l'Infocentre |
| NRP | 29,1% | - | - |
| De 1 à 30 minutes | 50,5% | 71,2% | 70,4% |
| Plus de 30 minutes | 20,5% | 28,9% | 29,6% |

1. Chez les personnes ayant déclaré faire de l'exercice à la maison.

Sources : Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC, cycles 1.1 (2000-2001) et 2.1 (2003).

²⁴ Statistique Canada utilisait initialement la même méthode de traitement de la non-réponse partielle dans CANSIM pour les cycles 2.1 et 3.1 que pour le cycle 1.1 de l'ESCC. Confronté à une hausse des taux de non-réponse partielle dans l'ESCC, il a toutefois décidé de revoir ses manières de la traiter. Ainsi, à l'heure actuelle, la non-réponse partielle est exclue (à moins d'avis contraire), tel que nous le recommandons dans ce guide, dans les résultats qu'il est possible d'extraire par l'entremise des outils de Statistique Canada aux cycles 2.1, 3.1 et 2007-2008.

2.5. Estimation des effectifs

Dans le cas de l'estimation des effectifs de population, la non-réponse partielle a pour effet direct de sous-estimer les effectifs. Et plus la non-réponse partielle est importante, plus les effectifs de population sont sous-estimés. Ainsi, des corrections doivent être apportées pour l'estimation des effectifs de façon à produire des estimations pour lesquelles on minimise les biais quel que soit le taux de non-réponse partielle observé.

L'estimation des effectifs provient de l'addition du poids populationnel des individus qui possèdent la caractéristique étudiée. Ce poids a préalablement été ajusté pour tenir compte des personnes qui n'ont pas participé à l'enquête – non-réponse totale – (voir section 2.2.1), mais n'a pas été ajusté pour tenir compte du fait que certains individus n'ont pas répondu à une question donnée – non-réponse partielle – (voir section 2.3). Ainsi, la méthode recommandée à la section 2.4 pour l'estimation de proportions ne peut être appliquée pour l'estimation d'effectifs. En effet, si l'on produisait un tableau sans la catégorie « NRP », la somme des poids s'en trouverait diminuée proportionnellement à la représentativité des poids des « NRP ». Cela mènerait à une sous-estimation des effectifs de population pour ce phénomène. Les poids des non-répondants partiels doivent être redistribués au sein des différentes catégories de la variable d'analyse, proportionnellement à la répartition observée chez les répondants.

Les tableaux 2-3 et 2-4 montrent qu'en présence de non-réponse partielle non redistribuée, la valeur de l'effectif, qui correspond à la somme des poids populationnels, sous-estime le nombre d'individus de la population qui possèdent la caractéristique étudiée. L'explication vient du fait qu'un certain nombre de personnes n'ayant pas fourni de réponse possèdent peut-être cette caractéristique. Ainsi, il n'est pas approprié d'utiliser uniquement la somme des poids populationnels des unités possédant la caractéristique étudiée pour estimer les effectifs de population lorsqu'on est en présence de non-réponse partielle. Il faut aussi tenir compte de cette dernière afin d'estimer adéquatement les effectifs. Une solution simple consiste à multiplier l'effectif estimé en présence de non-réponse partielle par l'inverse du taux de réponse à la question (parmi l'ensemble des unités qui avaient à répondre à la question). On redistribue ainsi l'effectif de la non-réponse dans les autres catégories de réponse en tenant compte de la distribution des effectifs des répondants. Les résultats offerts sur le portail de l'Infocentre ont été produits en utilisant cette méthode et correspondent, pour notre exemple, aux estimations du tableau 2-6 (voir le détail des calculs à l'annexe 7)²⁵.

Tableau 2-6 Effectifs et proportions pondérées de l'indice de l'activité physique après répartition de la non-réponse partielle pour la région de Chaudière-Appalaches, cycle 1.1 de l'ESCC, Québec.

| PACADPAI (Indice de l'activité physique) | Effectif | Proportion | Effectif cumulatif | Proportion cumulative |
|---|----------|------------|-----------------------|--------------------------|
| Actif | 41 322 | 12,49 | 41 322 | 12,49 |
| Modéré | 72 594 | 21,93 | 113 916 | 34,42 |
| Inactif | 217 057 | 65,58 | 330 973 | 100,00 |

Source : Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 1.1 (2000-2001).

Note : Les effectifs cumulatifs totaux des tableaux 2-3 et 2-6 diffèrent en raison des arrondis.

²⁵ Il est à noter que les estimations d'effectifs produites sur le portail sont toutes arrondies à la centaine près.

Non-réponse en cascade

Lorsque l'on analyse les réponses à une question pour laquelle une sous-population (domaine d'étude) est définie par la réponse à une autre question, il faut considérer l'effet de cascade émanant de la non-réponse partielle à cette question filtre. Par exemple, si l'on souhaite estimer le nombre de fumeurs réguliers qui ont commencé à fumer entre l'âge de 15 et 19 ans en 2000-2001 (tableau 2-7), on doit tenir compte non seulement de la non-réponse à la question sur l'âge d'initiation au tabagisme, mais également de la non-réponse à la question filtre qui définit la sous-population des fumeurs réguliers (tableau 2-8)²⁶.

Tableau 2-7 Proportions pondérées de chacun des groupes d'âge d'initiation au tabagisme quotidien parmi les fumeurs réguliers, cycle 1.1 de l'ESCC, Québec.

| SMKAG203 (Âge à laquelle a commencé à fumer tous les jrs) | Effectif ¹ | Proportion | Effectif cumulatif ¹ | Proportion cumulative |
|--|-----------------------|------------|---------------------------------|-----------------------|
| NRP | 9 739 | . | 9 739 | . |
| Entre 5 et 11 ans | 38 755 | 2,52 | 48 494 | 2,52 |
| Entre 12 et 14 ans | 339 604 | 22,08 | 388 098 | 24,60 |
| Entre 15 et 19 ans | 852 319 | 55,41 | 1 240 417 | 80,01 |
| 20 ans et plus | 307 482 | 19,99 | 1 547 899 | 100,00 |

Source : Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 1.1 (2000-2001).

1. L'effectif de la catégorie "NRP" n'a pas été redistribué afin de présenter les valeurs à redistribuer.

Tableau 2-8 Proportions pondérées de chacun des types de fumeurs, cycle 1.1 de l'ESCC, Québec.

| SMKA_202 (Actuellement, fumez-vous des cigarettes tous les jours, à l'occasion ou jamais?) | Effectif ¹ | Proportion | Effectif cumulatif ¹ | Proportion cumulative |
|---|-----------------------|------------|---------------------------------|-----------------------|
| NRP | 4 347 | . | 4 347 | . |
| Tous les jours | 1 547 899 | 24,92 | 1 552 247 | 24,92 |
| À l'occasion | 282 964 | 4,55 | 1 835 211 | 29,47 |
| Jamais | 4 381 511 | 70,53 | 6 216 722 | 100,00 |

Source : Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 1.1 (2000-2001).

1. L'effectif de la catégorie "NRP" n'a pas été redistribué afin de présenter les valeurs à redistribuer.

Selon la codification des données de l'ESCC faite par Statistique Canada, règle générale, les unités classées dans les catégories « ne sait pas », « refus » et « non déclaré » (toutes trois, rappelons-le, regroupées sous l'appellation « NRP » dans les tableaux du guide) d'une question filtre sont toutes automatiquement reportées à la catégorie « NRP » de la question d'analyse. Le schéma 2 présente les catégories de réponse de la question d'analyse selon la codification faite par Statistique Canada dans le cas d'une sous-population définie à partir d'une question filtre. Dans cet exemple, la sous-population visée pour la question d'analyse correspond à l'ensemble des unités de la catégorie A. Or contrairement à ce que la codification laisse croire, bien qu'un certain nombre de personnes n'ayant pas fourni de réponse à la question filtre puissent appartenir à cette sous-population, elles n'en font pas toutes nécessairement partie et n'avaient donc par conséquent pas toutes à répondre à la question d'analyse. Ainsi, on ne peut analyser telles quelles les réponses à la question d'analyse car cela présupposerait que toutes les unités qui sont classées « NRP » à la question filtre font partie de la catégorie A et avaient à répondre à la question d'analyse.

²⁶ La question portant sur l'âge de début de consommation de cigarettes n'a été posée qu'aux répondants ayant d'abord déclaré être fumeurs.

Pour estimer adéquatement un effectif de population pour une sous-population définie à partir d'une question filtre, on doit d'abord décomposer la non-réponse partielle à la question filtre en deux parties, soit la non-réponse des unités qui appartiennent ou non à la catégorie A. Le schéma 3 illustre cette décomposition. Dans la boîte de gauche (question filtre), la section en gris pâle représente une estimation des unités qui, bien que n'ayant pas fourni de réponse à la question filtre, possèdent la caractéristique de la catégorie A (sous-population visée). La section en gris foncé de cette même boîte représente quant à elle une estimation des unités n'ayant pas fourni de réponse à la question filtre et qui n'avaient pas à répondre à la question d'analyse car elles n'ont pas la caractéristique de la catégorie A. Pour l'estimation des effectifs de la question d'analyse, on doit considérer les non-répondants partiels à la question d'analyse parmi les répondants de la catégorie A de la question filtre (section en gris moyen de la boîte de droite), en plus des non-répondants à la question filtre qui appartiennent à la catégorie A (section en gris pâle de la boîte de gauche et de droite). Ces deux types d'unités non répondantes doivent être réparties dans les différentes catégories de la question d'analyse, dans les mêmes proportions que les répondants.

L'annexe 7 présente les détails du calcul pour l'estimation en cascade d'un effectif pour l'exemple présenté aux tableaux 2-7 et 2-8. Les données disponibles à l'Infocentre ont été recodées afin de permettre l'application de la méthode proposée, de sorte que les résultats offerts sur le portail de l'Infocentre sont conformes à cette approche (tableau 2-9). Il est à noter que les estimations d'effectifs présentées sur le portail de l'Infocentre sont toutes arrondies à la centaine près.

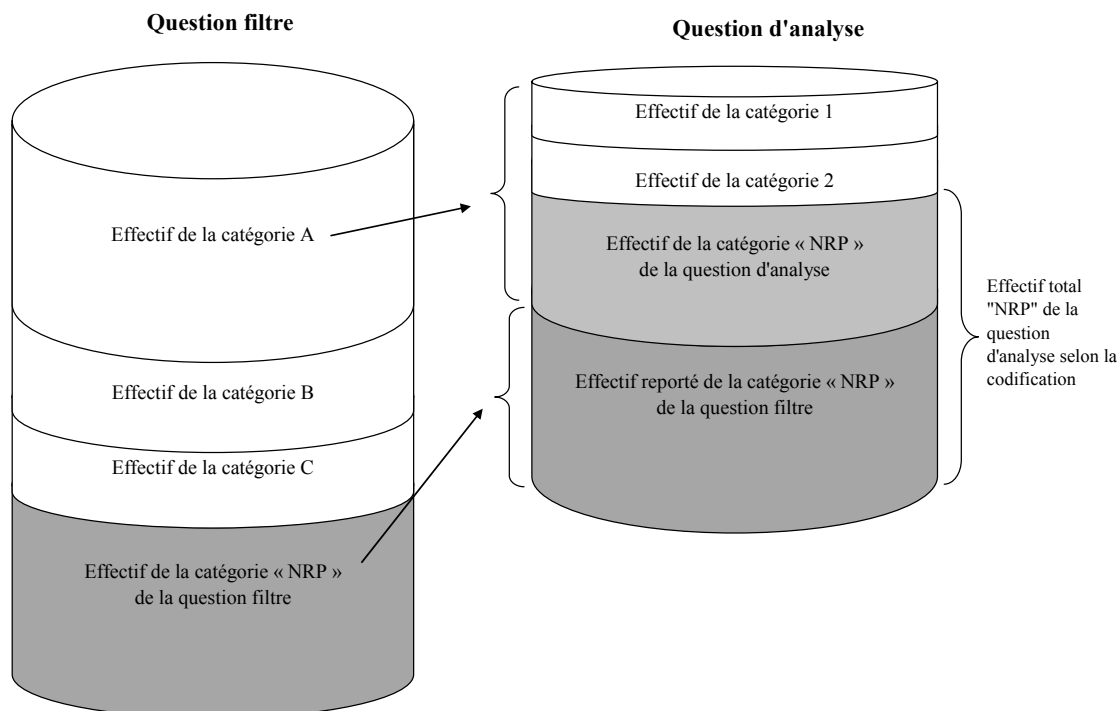
Tableau 2-9 Répartition des fumeurs réguliers selon l'âge d'initiation au tabagisme quotidien, ESCC Cycle 1.1 - 2000-2001

Proportion brute

| Région | Sexe | Âge d'initiation | Nombre ¹ | % | C.V. | Erreur-type | I.C. à 95 % | Méthode d'estimation | % non réponse partielle |
|--------------------|-------|--------------------|---------------------|------|------|-------------|---------------|----------------------|-------------------------|
| Ensemble du Québec | Total | entre 5 et 11 ans | 39 000 | 2,5 | 12,2 | . | (2,0 - 3,2) | binomiale | 0,7 ¹ |
| | | entre 12 et 14 ans | 342 000 | 22,1 | 3,7 | 0,81 | (20,5 - 23,7) | normale | 0,7 |
| | | entre 15 et 19 ans | 858 300 | 55,4 | 1,8 | 0,97 | (53,5 - 57,3) | normale | 0,7 |
| | | 20 ans et plus | 309 600 | 20,0 | 3,9 | 0,78 | (18,5 - 21,5) | normale | 0,7 |

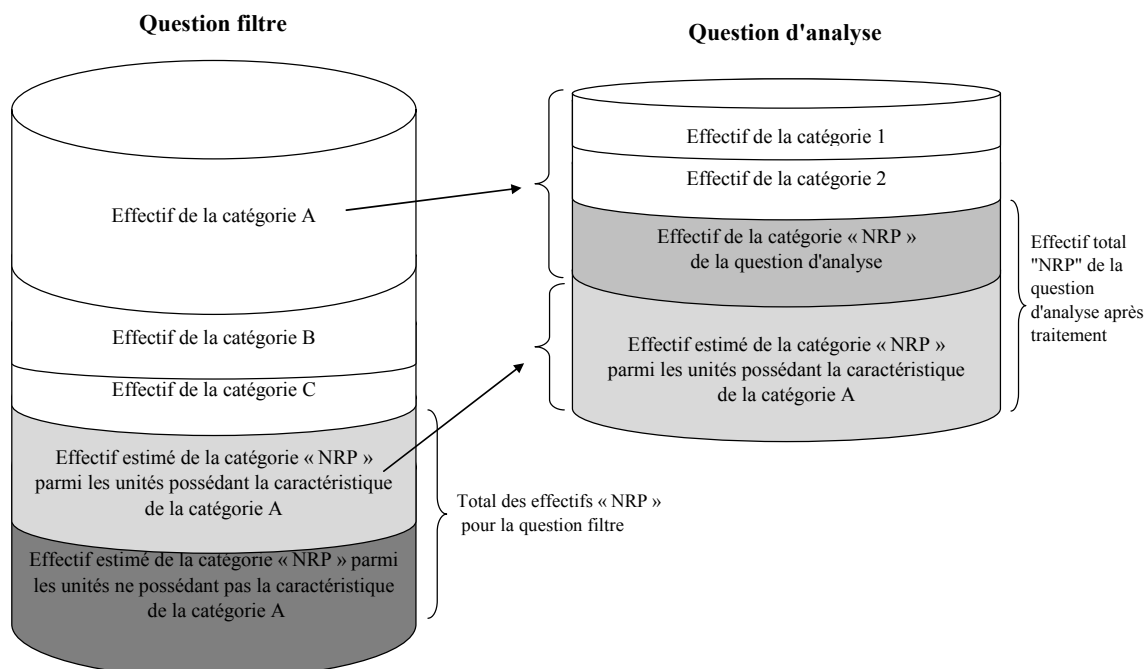
Source : Infocentre de santé publique, mars 2009.

Schéma 2 Catégories de réponse selon la codification des données de l'ESCC faite par Statistique Canada dans le cas d'une sous-population définie à partir d'une question filtre.



Note: la catégorie « NRP » représente l'ensemble de la non-réponse partielle, ce qui veut dire qu'elle inclut les « ne sait pas », « refus » et « non-déclaré ».

Schéma 3 Catégories de réponse après le traitement de la non-réponse partielle pour l'estimation d'effectifs dans le cas d'une sous-population définie à partir d'une question filtre.



Note: La catégorie « NRP » de la question filtre est scindée en deux parties, celle représentée en gris pâle étant l'effectif estimé des personnes possédant la caractéristique de la catégorie A, mais qui n'ont pas répondu à la question filtre.

Étant donné que cette solution repose sur la même hypothèse que celle portant sur l'estimation de proportions, à savoir que les répondants sont représentatifs des non-répondants partiels, cette solution est valable uniquement lorsque la non-réponse partielle n'est pas trop élevée. Dans le cas contraire, une analyse de biais est recommandée afin de confirmer la validité de l'hypothèse selon laquelle les caractéristiques des non-répondants ne sont pas différentes de celles des répondants. Pour savoir comment procéder au diagnostic et à l'analyse de la non-réponse partielle, consultez l'annexe 6.

3. Mesures de précision pour les proportions

3.1. Estimation de la variance

3.1.1. Définition

Comme toutes les estimations d'enquête par échantillon, celles tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes sont entachées d'erreurs puisque les données proviennent d'un échantillon plutôt que de l'ensemble de la population. Lorsqu'on infère les caractéristiques d'une population à partir d'un échantillon, on ne peut parler de valeurs exactes, mais bien d'une estimation de ces valeurs exactes. Il s'avère donc nécessaire d'estimer la précision de chaque proportion que l'on extrait de l'échantillon.

La complexité du plan de sondage de l'ESCC influence grandement la précision des estimateurs : la répartition régionale non proportionnelle, la concentration de l'échantillon pour les unités échantillonnées de la base aréolaire et la probabilité de sélection variable d'une personne au sein d'un ménage font diminuer la précision par rapport à la précision que l'on obtiendrait à partir d'un échantillon aléatoire simple de même taille. L'impact n'est pas négligeable et doit être inclus dans l'estimation de la précision.

Les procédures standards de logiciels tels que SPSS ou SAS ne permettent pas d'obtenir des estimations sans biais de la précision pour un plan de sondage complexe comme celui utilisé dans l'ESCC. Il faut donc envisager une autre solution. Notamment, des macro-procédures SAS et SPSS développées par Statistique Canada (Bootvar) ou des logiciels spécialisés comme SUDAAN, STATA ou WESVAR peuvent être utilisés pour calculer correctement la précision des estimations faites à partir d'un plan complexe. Cependant, ces macro-procédures et logiciels utilisent des méthodes qui nécessitent l'accès à de l'information liée au plan de sondage. Or, cette information est jugée confidentielle et n'est donc pas disponible dans le FMGD de l'ESCC²⁷. Ainsi, un utilisateur qui souhaiterait analyser les données de l'ESCC par le biais du FMGD doit utiliser une autre méthode. Cette méthode, basée sur le calcul d'effets de plan, est discutée à la section 3.1.3.

Étant donné que les tableaux produits par le biais de l'Infocentre sont construits à partir des données du FMGD, les résultats fournis tiennent compte de la méthode basée sur le calcul d'effets de plan.

3.1.2. Poids Bootstrap

Statistique Canada indique que le calcul de variance exact n'est pas chose évidente étant donné la complexité du plan de sondage et recommande plutôt de l'estimer à l'aide de la méthode du bootstrap (méthode par ré-échantillonnage). Statistique Canada a donc construit des poids bootstrap afin d'estimer de façon précise la variabilité des estimations. Cette méthode, parmi celles pouvant être

²⁷ Les variables liées au plan de sondage (stratification, poids bootstrap, etc.) sont disponibles uniquement avec le fichier maître et le fichier de partage.

utilisées pour analyser les données de l'ESCC, est la plus appropriée du fait qu'elle est plus précise et qu'elle tient compte de la non-réponse dans l'estimation de la variance.

Les poids bootstrap sont produits et fournis avec les données de l'enquête, sauf dans le cas du FMGD²⁸. Ils servent à l'estimation de la variance des estimations, de même qu'au calcul d'autres mesures de variabilité telles que l'erreur-type, l'intervalle de confiance et le coefficient de variation. Ces poids devraient également être utilisés pour effectuer des tests statistiques.

Pour avoir plus de détails sur la méthode par ré-échantillonnage du bootstrap, consultez l'annexe 8.

3.1.3. Effets de plan et poids échantillonnaires

Comme indiqué dans les sections précédentes, il est nécessaire de tenir compte de la complexité du plan de sondage pour l'estimation de la précision, mais également lors de la construction de tests statistiques faits à partir des données de l'ESCC. Il a également été mentionné que l'information sur les poids bootstrap n'est pas disponible dans le FMGD pour des raisons de confidentialité. On doit alors considérer une autre approche pour tenir compte du plan de sondage. Cette approche, basée sur l'effet de plan, est plus simple, mais moins précise.

L'effet de plan est une mesure de précision qui renseigne sur la perte ou le gain en précision associée à une estimation attribuable au plan de sondage retenu par rapport à la précision qu'on aurait eue si l'on avait tiré un échantillon aléatoire simple de même taille. Par exemple, un effet de plan égal à 2, associé à un échantillon de 20 000 répondants sélectionné à partir d'un plan de sondage complexe fournit une précision identique à celle qu'on obtiendrait en sélectionnant un échantillon de 10 000 unités à l'aide d'un plan de sondage simple (échantillon aléatoire simple). On dit alors que la taille d'échantillon efficace est de 10 000 unités.

Chaque estimation (ou caractéristique analysée) possède son propre effet de plan. Les effets de plan sont variables d'une caractéristique à l'autre et leur valeur dépend également du domaine d'estimation. Par exemple, il est possible de calculer un effet de plan associé à l'estimation de la proportion de fumeurs au Québec, ou encore l'effet de plan associé à la même estimation, mais pour les hommes uniquement.

Afin d'outiller les utilisateurs qui analysent les données des FMGD, Statistique Canada a procédé de la façon suivante pour déterminer les effets de plan à utiliser pour l'ESCC. Pour un niveau géographique donné, Statistique Canada a d'abord calculé, à l'aide de la méthode bootstrap, les effets de plan pour une vaste gamme de caractéristiques, au global et selon le croisement âge-sexe. Par la suite, pour chaque niveau géographique, la valeur correspondant au 70^e percentile des valeurs d'effets de plan calculés a été retenue. Ce sont ces valeurs qui ont été transmises pour l'utilisation des données des FMGD²⁹.

Bien que la méthode de détermination des effets de plan n'ait pas changé au cours des différents cycles de l'ESCC, ce n'est qu'au cycle 3.1 que l'ISQ, responsable de la production d'un compendium de tableaux, a utilisé les effets de plan fournis par Statistique Canada. En effet, pour les cycles 1.1 et

²⁸ Pour des raisons de confidentialité, les poids bootstrap sont disponibles uniquement avec le fichier maître et le fichier de partage.

²⁹ Prenez note que, pour le cycle 1.1 de l'ESCC, les valeurs des effets de plan se trouvent directement dans le guide du fichier de microdonnées à grande diffusion à la section 11 du document, alors que pour les cycles 2.1 et 3.1, celles-ci se retrouvent plutôt à l'annexe E de chacun des guides. Les effets de plan se trouvent également dans un document distinct au cycle 2007-2008.

2.1, l'ISQ a plutôt utilisé la valeur médiane des effets de plan globaux, c'est-à-dire sans croisement par l'âge et le sexe, de façon à correspondre aux façons de faire déjà en place à l'ISQ dans d'autres enquêtes de santé³⁰. Ces deux approches utilisées par les deux organismes sont légèrement différentes, mais tout aussi bonnes et mènent à des résultats semblables. En fait, les effets de plan fournis par Statistique Canada sont simplement plus conservateurs que ceux produits par l'ISQ. Le tableau 3-1 présente les effets de plan régionaux et provinciaux retenus par l'ISQ, de même que ceux fournis par Statistique Canada.

La décision prise par le Comité tripartite MSSS-INSPQ-ISQ sur les aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires, selon laquelle les résultats de l'ESCC offerts sur le portail de l'Infocentre ont utilisé les effets de plan de l'ISQ pour les cycles 1.1 et 2.1 et ceux de Statistique Canada à compter du cycle 3.1, assure la cohérence avec les résultats du *Portrait de santé du Québec et de ses régions 2006*.

Tableau 3-1 Effets de plan régionaux et provincial recommandés par le Comité tripartite MSSS-INSPQ-ISQ pour chacun des cycles de l'ESCC, Québec.

| Région sociosanitaire | Effets de plan | | | | | |
|---------------------------------------|----------------|-------------------------|-------------------|-------------|------------------------|------------------------------|
| | Cycle 1.1 | | Cycle 2.1 | | Cycle 3.1 ¹ | Cycle 2007-2008 ¹ |
| | SC | ISQ | SC | ISQ | SC et ISQ | SC et ISQ |
| 2401 Bas-Saint-Laurent | 1,45 | 1,30 | 1,89 | 1,65 | 2,15 | 1,59 |
| 2402 Saguenay – Lac-Saint-Jean | 1,51 | 1,40 | 2,27 | 1,99 | 1,85 | 1,67 |
| 2403 Capitale Nationale | 1,65 | 1,40 | 1,88 | 1,65 | 1,69 | 1,83 |
| 2404 Mauricie – Centre-du-Québec | 1,90 | 1,50 | 2,15 | 1,86 | 2,04 | 2,17 |
| 2405 Estrie | 2,13 | 1,70 | 2,14 | 1,71 | 1,99 | 1,98 |
| 2406 Montréal | 1,44 | 1,40 | 1,75 | 1,53 | 1,76 | 1,91 |
| 2407 Outaouais | 1,45 | 1,30 | 2,68 | 2,35 | 1,71 | 1,87 |
| 2408 Abitibi – Témiscamingue | 1,55 | 1,30 | 2,00 | 1,61 | 1,72 | 1,69 |
| 2409 Côte-Nord | 2,21 | 1,80 | 2,71 | 1,99 | 1,76 | 1,95 |
| 2410 Nord-du-Québec | .. | 1,20 | 1,85 ² | 1,61 | 2,08 ² | 1,51 ² |
| 2411 Gaspésie – Îles-de-la-Madeleine | 1,55 | 1,40 | 1,91 | 1,70 | 2,10 | 1,67 |
| 2412 Chaudière – Appalaches | 1,69 | 1,50 | 2,34 | 2,05 | 1,81 | 2,10 |
| 2413 Laval | 1,43 | 1,20 | 1,77 | 1,54 | 1,76 | 2,02 |
| 2414 Lanaudière | 1,57 | 1,40 | 1,77 | 1,52 | 1,82 | 1,75 |
| 2415 Laurentides | 1,63 | 1,40 | 2,20 | 1,94 | 1,82 | 2,08 |
| 2416 Montérégie | 2,09 | 1,90 | 2,74 | 2,34 | 2,02 | 2,24 |
| 2418 Terres-Cries-de-la-Baie-James | - | - | 1,25 ² | 1,14 | - | - |
| Province de Québec³ | 2,08 | 2,08⁴ | 2,97 | 2,84 | 2,31 | 2,41 |

.. Donnée non disponible.

1. Les valeurs retenues par le Comité tripartite MSSS-INSPQ-ISQ pour les cycle 3.1 et 2007-2008 sont celles fournies par Statistique Canada.

2. Effet de plan obtenu à partir des données du fichier de partage de l'ESCC, cycles 2.1 (2003), 3.1 (2005) et 2007-2008.

3. Valeurs à utiliser pour les analyses provinciales et les comparaisons région - reste du Québec.

4. La valeur diffusée par l'ISQ au niveau provincial est celle fournie par Statistique Canada.

Sources : Institut de la statistique du Québec, Aspects statistiques - Analyses régionales ESCC, cycles 1.1 et 2.1.

Statistique Canada, Guide du fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC, cycles 1.1 (2000-2001), 2.1 (2003), 3.1 (2005) et 2007-2008.

Communication avec Statistique Canada (données des cycles 2.1 et 3.1 de l'ESCC).

³⁰ Notons qu'aucun compendium de tableaux n'a été produit pour le cycle 2007-2008.

Mais comment intègre-t-on ces effets de plan à nos calculs ? Tout d'abord, il faut comprendre que l'effet de plan influence la précision d'une estimation de proportion et non la proportion elle-même. C'est pourquoi on incorpore l'effet de plan en le multipliant à la variance obtenue avec les procédures standards de SAS³¹. Une autre façon d'incorporer l'effet de plan à la variance, souvent utilisée en pratique, est de l'inclure dans la pondération en divisant la variable de poids par la valeur de l'effet de plan. Cependant, pour que cette façon de faire soit adéquate, mais surtout que la variance soit calculée correctement, le poids utilisé doit correspondre à un poids échantillonnal, aussi appelé poids à moyenne 1. Pour plus de détails sur le poids échantillonnal, consultez l'annexe 9.

Chaque région possède son propre effet de plan, qui diffère de l'effet de plan estimé au niveau provincial. À titre d'exemple, pour estimer adéquatement la variance d'une proportion calculée pour la région de l'Estrie au cycle 3.1, on doit multiplier la variance obtenue à l'aide des procédures standards des logiciels tels que SAS par la valeur de l'effet de plan de l'Estrie, c'est-à-dire 1,99. Par ailleurs, pour ce même cycle, lors de la comparaison d'une région, par exemple la Côte-Nord, à l'ensemble du Québec, on doit utiliser l'effet de plan de la Côte-Nord pour estimer la variance de cette région (soit 1,76) et utiliser l'effet de plan de la province de Québec pour estimer la variance au niveau provincial (soit 2,31). Autre exemple, pour comparer la région Montréal-Centre au reste du Québec, on doit utiliser la valeur de 1,76 comme effet de plan pour la région Montréal-Centre, alors que pour le reste du Québec, on doit utiliser l'effet de plan provincial.

3.2. Coefficient de variation

3.2.1. Définition et méthode de calcul

La précision d'une estimation peut s'exprimer sous diverses formes : marge d'erreur, coefficient de variation, intervalle de confiance, cote, etc. L'utilisation des poids bootstrap ou l'incorporation de l'effet de plan permettent de tenir compte du plan de sondage dans la mesure de la précision. La mesure de précision recommandée par Statistique Canada pour l'ESCC s'avère être le coefficient de variation.

Le coefficient de variation (CV) est une mesure de précision relative. Exprimé en pourcentage, le CV s'obtient très facilement en calculant le rapport entre l'erreur-type de l'estimation et l'estimation même. L'erreur type d'une estimation correspond à la racine carrée de la variance de l'estimation. Par exemple, pour une proportion estimée :

$$CV = \frac{\text{Erreur-type de la proportion}}{\text{Proportion}}$$

Plus le CV est petit, meilleure est la précision. À l'inverse, un CV élevé commande la prudence.

3.2.2. Recommandations sur les seuils de diffusion

Bien entendu, certaines estimations ont une excellente précision alors que d'autres ont une précision moins bonne. Le potentiel d'analyse des premières est clair alors que celui de la deuxième catégorie soulève plus de questionnement. L'ISQ utilise un système de classification des estimations, en matière de précision, pour la diffusion des résultats produits à partir de ses enquêtes. Ce système est différent de celui de Statistique Canada. Les tableaux 3-2 et 3-3 présentent les systèmes de classification utilisés par les deux organismes. Contrairement à Statistique Canada, qui recommande

³¹ Celle-ci correspond au calcul de variance en supposant un échantillon aléatoire simple.

de ne pas publier les estimations dont le CV est supérieur à un certain seuil, l'ISQ recommande plutôt, pour juger de la pertinence de la diffusion d'une statistique, d'examiner l'utilité de cette statistique par rapport aux autres sources disponibles. L'ISQ recommande également, dans le cas de statistiques peu précises, d'émettre des indications claires sur les limites à l'usage de ces estimations.

Or, il faut préciser que c'est l'utilisateur des données qui est responsable de la diffusion et du choix de la norme à utiliser. Cependant, dans un souci d'uniformisation des normes utilisées pour toutes les enquêtes sociosanitaires au Québec, le Comité tripartite MSSS-INSPQ-ISQ a décidé que les normes de l'ISQ seront utilisées pour les résultats des indicateurs de l'ESCC du Plan commun de surveillance offerts sur le portail de l'Infocentre de santé publique³². Néanmoins, étant donné que la valeur du CV est également diffusée, il sera possible pour l'utilisateur d'adopter le système de classification de Statistique Canada.

Tableau 3-2 Système de classification des estimations, en termes de précision, en vigueur à l'Institut de la statistique du Québec

| Précision de l'estimation (CV) | Signe distinctif | Réserve à mentionner lors de la diffusion |
|--------------------------------|------------------|--|
| $CV \leq 15\%$ ¹ | (aucun signe) | Estimation diffusée sans mention |
| $15\% < CV \leq 25\%$ | * | Estimation à interpréter avec prudence |
| $CV > 25\%$ | ** | Estimation à utiliser avec circonspection, fournie à titre indicatif seulement |

1. Au besoin, il est possible de définir des catégories plus fines pour les estimations dont les C.V. sont inférieurs à 15 %. Par exemple, les cotes A : ($0\% < C.V. \leq 5\%$); B : ($5\% < C.V. \leq 10\%$) et C : ($10\% < C.V. \leq 15\%$) peuvent être utilisées.

Source : Institut de la statistique du Québec.

³² Il est à noter que pour certaines publications des cycles 1.1 et 2.1, par exemple les compendiums de tableaux, l'ISQ a utilisé les normes de diffusion de Statistique Canada.

Tableau 3-3 Système de classification des estimations, en termes de précision, en vigueur à Statistique Canada.

| Précision de l'estimation (CV) ¹ | Type d'estimation | Lignes directrices |
|---|-------------------|--|
| CV ≤ 16,5 % | Acceptable | On peut envisager une diffusion générale non restreinte des estimations. Aucune annotation particulière n'est nécessaire. |
| 16,6 % < CV ≤ 33,3 % | Marginale | On peut envisager une diffusion générale non restreinte des estimations, en y joignant une mise en garde aux utilisateurs quant à la variabilité d'échantillonnage élevée liée aux estimations. Les estimations de ce genre doivent être identifiées par la lettre E (ou d'une autre manière similaire). |
| CV > 33,3% | Inacceptable | Statistique Canada recommande de ne pas publier des estimations dont la qualité est inacceptable. Toutefois, si l'utilisateur choisit de le faire, il doit alors adjoindre la lettre F (ou un autre identificateur semblable) et les diffuser avec l'avertissement suivant : « Nous avisons l'utilisateur que ...(précisez les données)... ne répondent pas aux normes de qualité de Statistique Canada pour ce programme statistique. Les conclusions tirées de ces données ne sauraient être fiables et seront fort probablement erronées. Ces données et toute conclusion qu'on pourrait en tirer ne doivent pas être publiées. Si l'utilisateur choisit de les publier, il est alors tenu de publier également le présent avertissement. ». |

1. Avant même de calculer le coefficient de variation d'une estimation, l'utilisateur doit s'assurer que le nombre de répondants ayant la caractéristique à l'étude est supérieur ou égal à une certaine valeur critique. Si ce n'est pas le cas, l'estimation ne doit pas être diffusée. La valeur critique a été établie par Statistique Canada à 30 pour chacun des trois premiers cycles de l'ESCC. À noter que, pour le cycle 2.1, la documentation peut être incohérente à ce sujet.

Source : Statistique Canada, Guide du fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC, cycles 1.1 (2000-2001), 2.1 (2003), 3.1 (2005) et 2007-2008.

3.3. Intervalle de confiance

3.3.1. Définition

Une autre mesure de la précision d'une estimation est l'étendue de l'intervalle de confiance (IC). L'intervalle de confiance associé à une proportion représente la zone d'incertitude liée à cette estimation. Cette zone d'incertitude est étroitement liée au niveau de confiance choisi. Ainsi, un intervalle de confiance pour une proportion à un niveau de confiance de 95 %, signifie que si on répétait l'enquête 100 fois et qu'à chaque reprise on estimait la proportion et on calculait l'intervalle de confiance correspondant, alors 95 des 100 intervalles ainsi créés contiendraient la vraie valeur de la proportion observée dans la population.

L'intervalle de confiance a l'avantage de fournir, dans un seul terme, deux informations à la fois, soit une idée de la valeur de l'estimation et de sa précision.

3.3.2. Méthode de calcul

L'intervalle de confiance est, en général, déterminé à l'aide de la marge d'erreur, qui se calcule de la façon suivante :

$$\text{marge d'erreur} = Z_{(1-\alpha/2)} \times \text{l'erreur - type de l'estimation}$$

où $z_{(1-\alpha/2)}$ est le 100(1- $\alpha/2$)ème centile de la distribution Normale centrée réduite. Par exemple, si le seuil α est fixé à 5 %, alors $z_{(1-\alpha/2)} = 1,96$.

Dans le cas des proportions, la plupart du temps, la loi Normale est une bonne approximation de la loi de l'estimateur de la proportion. Toutefois, dans certaines conditions, principalement lorsque la proportion étudiée est faible et que le nombre de répondants est petit, l'approximation normale n'est plus valide. Dans ce cas, la marge d'erreur se calcule différemment. Implicitement, la construction d'un intervalle de confiance se fait aussi autrement. Pour plus de détails, consultez l'annexe 10.

En somme, un intervalle de confiance pour une proportion, lorsque l'approximation par la loi Normale est utilisée, se définit comme suit :

$$IC = \text{estimation} \pm \text{marge d'erreur}$$

En pratique, l'intervalle de confiance est fréquemment utilisé pour faire un test approximatif³³ d'égalité de deux proportions. Cette méthode est discutée plus en détail à la section 5.2.

3.3.3. Recommandations relatives au choix du niveau de confiance

Les résultats publiés dans le *Portrait de santé du Québec et de ses régions 2006* ont été produits sur la base d'un seuil de signification unique. En effet, les tests qui ont servi à la comparaison des régions ont utilisé un seuil de signification de 1 %, ce qui correspond également à utiliser un niveau de confiance de 99 % pour la construction des intervalles de confiance du Portrait de santé. Par contre, pour les résultats offerts sur le portail de l'Infocentre, le comité tripartite MSSS-INSPQ-ISQ a choisi de permettre à l'utilisateur de choisir parmi trois seuils de signification pour la réalisation des tests statistiques.

Ainsi, parce que le nombre de répondants de l'échantillon provincial de l'ESCC assure aux tests de comparaison une bonne puissance statistique, le comité tripartite recommande de fixer le seuil des tests de comparaison à 1 %. Au niveau provincial, le niveau de confiance recommandé est donc de 99 %.

Puisque les tests de comparaison au niveau régional (ou pour toute autre sous-population de taille semblable ou inférieure à celle des régions) seront moins puissants, le seuil recommandé par le comité est plutôt de 5 %. Le niveau de confiance recommandé des intervalles de confiance est donc de 95 %. Pour plus d'explications concernant le choix du niveau de confiance, consultez l'annexe 11.

4. Ajustement des proportions selon l'âge

4.1. Définition

Dans la plupart des situations, les proportions issues des données d'enquête sont estimées sans égard à la façon dont la population est constituée. Ces proportions sont dites brutes. Elles permettent ainsi d'estimer le fardeau réel d'un facteur de risque ou la prévalence d'une maladie ou de tout autre indicateur de santé dans la population. Mais qu'en est-il de leur utilisation dans la comparaison de deux populations différentes en termes de structure d'âge ?

Bien que l'ajustement des proportions selon l'âge soit une pratique peu courante pour des données d'enquête, nous suggérons de produire des proportions ajustées lorsque le phénomène qu'on veut étudier est fortement lié à l'âge. C'est le cas, entre autres, des indicateurs de l'état de santé pour

³³ Cette méthode fournit un test conservateur, c'est-à-dire qu'elle pourrait ne pas permettre de détecter certains écarts qui seraient pourtant significatifs suivant un test statistique approprié.

lesquels l'âge est un déterminant majeur. Il est en effet normal, par exemple, d'observer plus de problèmes de santé au sein d'une population dont la structure d'âge indique une plus grande proportion de gens âgés. Cet ajustement selon l'âge permet donc d'épurer les mesures de l'effet confondant de l'âge, afin de pouvoir comparer les mesures de deux populations ayant des structures d'âge différentes. Mentionnons que les proportions ajustées n'ont de signification que lorsqu'elles sont utilisées pour comparer l'état de santé de diverses populations. Par conséquent, elles ne représentent aucunement une mesure du fardeau réel supporté par les populations, contrairement aux proportions brutes (Fleiss, 1981).

4.2. Méthode de calcul

Nous recommandons de calculer les proportions ajustées selon l'âge en utilisant la méthode d'ajustement directe qui consiste à appliquer les proportions par âge d'une population, pour une année donnée, à la structure d'âge d'une population de référence. Consultez l'annexe 12 pour voir un exemple détaillé de calcul de proportions ajustées selon l'âge. Ces proportions synthétiques reflètent ainsi ce qu'auraient été les proportions brutes des populations étudiées si celles-ci avaient la même structure d'âge que la population de référence (Muecke et autres, 2005). La population de référence est généralement celle de l'ensemble du Québec, pour les comparaisons régionales, ou celle du Canada pour les comparaisons provinciales, au plus récent recensement, sexes réunis et corrigée pour le sous-dénombrement. Toute autre population de référence peut également être considérée dépendamment du type et de la période de comparaison. Mentionnons enfin qu'il est possible d'utiliser différentes structures d'âge de la population de référence. Il est cependant important de considérer des groupes d'âge pour lesquels nous pouvons obtenir des estimations de proportions avec une assez bonne précision. Nous proposons ainsi la structure par âge suivante pour les indicateurs se rapportant à la population des personnes de 12 ans et plus : 12-24 ans, 25-44 ans, 45-64 ans, 65-74 ans et 75 ans et plus. Cette structure d'âge est celle implantée à l'Infocentre pour s'assurer de la validité et d'une bonne précision des estimations ajustées.

4.3. Variance des proportions ajustées

L'utilisation des poids bootstrap pour calculer la variance d'une proportion est la méthode la plus précise qui est recommandée, car elle tient compte du plan de sondage complexe et de la non-réponse.

Toutefois, même si ces poids ne sont pas disponibles avec le FMGD, il est possible, à partir de ce fichier, d'obtenir une approximation grossière de cette variance. Il s'agit de calculer de façon indépendante la variance de la proportion brute de chacun des groupes d'âge à l'aide des effets de plan (voir la section 3.1.3) et de faire la somme pondérée de ces variances. Le poids considéré pour ce calcul est la proportion élevée au carré que représente le groupe d'âge dans la population de référence (voir à cet effet un exemple à l'annexe 12). Cette approximation est somme toute grossière, car en plus de considérer des effets de plan, elle ne tient pas compte des covariances qui existent, attribuables au plan de sondage complexe, entre les proportions estimées de deux différents groupes d'âge.

5. Comparaison de proportions

Avant de procéder à une comparaison de proportions, il est important d'examiner la comparabilité régionale et la comparabilité des données entre les cycles. Par conséquent, on présente d'abord, à la section 5.1, les éléments qui peuvent avoir un impact sur cette comparabilité. Ensuite, à la section 5.2, on présente les tests statistiques utilisés pour analyser les données de l'ESCC en présentant la théorie sous-jacente aux tests, leurs avantages, leurs limites et leurs conditions d'application. À la section 5.3 sont présentées les recommandations du Comité tripartite MSSS-INSPQ-ISQ sur les aspects

méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires quant aux tests retenus et implantés sur le portail de l'Infocentre, ceux-ci variant selon la comparaison effectuée.

5.1. Comparabilité des résultats dans l'espace et dans le temps

5.1.1. Impact des modifications apportées à la méthode de collecte

Comme mentionné à la section 1.2, la proportion pondérée de l'échantillon du Québec qui provenait de la base aréolaire a varié de façon importante du cycle 1.1 au cycle 2007-2008, l'écart le plus important ayant été observé entre le cycle 1.1 et le cycle 2.1 (baisse de 95 % à 44 %, tableau 1-2). Les prochains paragraphes traitent de l'impact de ce changement méthodologique sur la comparabilité des données.

Le changement survenu entre les cycles d'enquête quant à la répartition de l'échantillon (base aréolaire versus base téléphonique) touche trois éléments qui peuvent avoir un impact sur la comparabilité. Premièrement, la couverture de la population n'est pas la même d'un cycle à l'autre : la base de sondage aréolaire a une couverture supérieure à celle d'une base de sondage constituée de numéros de téléphone listés. Deuxièmement, de meilleurs taux de réponse sont en général obtenus avec des entrevues en face à face qu'au téléphone, ce qui implique une donnée de meilleure qualité. Troisièmement, le mode de collecte, qui influence certaines mesures, est lié à la base de sondage retenue : la collecte en face à face est principalement utilisée pour l'échantillon provenant de la base aréolaire, alors que le mode de collecte de la base téléphonique est associé uniquement à une collecte téléphonique.

Considérant le troisième élément comme celui ayant le plus d'impact sur la comparabilité, Statistique Canada a procédé, en 2004, à une étude visant à examiner l'impact direct du mode de collecte de l'ESCC (face-à-face versus téléphonique) sur les estimations de certaines variables clés pour quelques régions sociosanitaires du Canada (St-Pierre et Béland, 2004). Le tout a été réalisé à l'aide des données du cycle 2.1. L'étude qu'a réalisée Statistique Canada est intéressante du point de vue théorique, car elle permet de voir l'effet particulier du mode de collecte sur certaines estimations, tout en contrôlant les autres facteurs tels que la base de sondage. Précisons que cette étude a été réalisée en utilisant seulement la base de sondage téléphonique. À partir de cette même base et pour quelques régions, Statistique Canada a tiré aléatoirement à la fois un premier sous-échantillon régional dont la collecte a été réalisée au téléphone et un deuxième sous-échantillon régional dont la collecte a été réalisée en face à face, ce qui est tout à fait inhabituel. Statistique Canada a obtenu des taux de réponse semblables pour les deux modes de collecte. Tout ceci ne pouvait se faire que dans le cadre d'une étude expérimentale, planifiée antérieurement au déroulement de l'enquête.

Un des résultats importants qui ressort de cette étude est que des différences significatives ont été détectées entre les estimations issues des deux modes de collecte pour des variables importantes, tels que l'indice de masse corporelle et l'intensité de l'activité physique. Cela suggère que les réponses fournies à certaines questions peuvent être influencées par le mode de collecte. Malgré ces conclusions probantes, aucune ligne directrice claire sur la comparabilité entre les cycles de l'ESCC n'a alors été émise par Statistique Canada.

Afin d'éclairer les utilisateurs des données québécoises de l'ESCC et de leur fournir des balises pour les comparaisons entre les deux premiers cycles de l'enquête, l'ISQ a poussé plus avant les travaux de Statistique Canada en réalisant, en 2005, une étude visant à examiner l'impact du changement apporté à la répartition de l'échantillon selon la base de sondage pour les cycles 1.1 et 2.1. L'objectif de cette étude était de tester, dans sa globalité, l'effet de la modification simultanée des trois éléments (couverture, taux de réponse et mode de collecte) sur les estimations produites aux cycles 1.1 et 2.1.

Cet objectif est différent de celui de Statistique Canada dont l'étude mesure l'impact seul du mode de collecte sur les résultats. Soulignons que l'étude réalisée par Statistique Canada a nécessité une nouvelle collecte de données à partir d'un plan de sondage légèrement différent de celui de l'ESCC, car dans le contexte d'une enquête comme celle de l'ESCC, il est impossible d'isoler l'impact du mode de collecte. C'est pourquoi Statistique Canada a procédé de la façon décrite dans les paragraphes précédents. Cependant, il est possible, à partir des données de l'ESCC, de constater l'effet du changement de répartition de l'échantillon sur les résultats et sur la comparabilité entre les deux cycles sans avoir recours à une nouvelle collecte de données, car l'échantillon des répondants de l'ESCC provenant de chacune des bases de sondage a été tiré de façon indépendante. Le cycle 2.1 se prête parfaitement à cet exercice, étant donné la taille régionale suffisamment importante pour chacune des deux bases de sondage. C'est donc sur le plan de sondage original de l'ESCC que repose l'étude de l'ISQ.

Les conclusions de cette étude ont d'ailleurs été rendues publiques en 2005 (Côté et autres, 2005). Avec la venue d'un troisième cycle de l'ESCC en 2005, une autre étude s'est avérée nécessaire afin de donner, encore une fois, des balises claires aux utilisateurs des données du FMGD pour la comparaison des indicateurs du Plan commun de surveillance du cycle 3.1 avec ceux des deux cycles précédents, mais également pour les comparaisons régionales intracycle. Cette seconde étude a été complétée en février 2009. Les recommandations de l'ISQ pour l'analyse des indicateurs créés à partir des données du FMGD de l'ESCC 1.1, 2.1 et 3.1 peuvent être consultées à l'annexe 13. En raison des possibilités qu'offre l'Infocentre, il est possible que certaines recommandations émises pour les cycles 1.1 et 2.1 aient été modifiées. Par conséquent, le document des recommandations pour les cycles 1.1, 2.1 et 3.1 de l'ESCC (Plante et autres, 2010) remplace celui publié en 2005 portant sur les deux premiers cycles uniquement (Côté et autres, 2005).

Par ailleurs, étant données les modifications apportées à la méthode de pondération au cycle 2007-2008, les recommandations émises pour la comparaison des cycles 1.1 à 3.1 ne peuvent être mises en œuvre pour la comparaison des données de ces cycles avec celles du cycle 2007-2008. De nouvelles recommandations ont par conséquent été formulées afin de pallier le problème de comparabilité avec les cycles antérieurs (Plante et Courtemanche, 2010). Du point de vue des comparaisons régionales intracycle, l'impact des modifications apportées tant à la pondération qu'à la répartition selon la base de sondage peut être considéré négligeable. Les recommandations de l'ISQ pour l'analyse comparative des données du cycle 2007-2008 figurent à l'annexe 13.

5.1.2. Impact des modifications apportées à la formulation des questions

Dans l'ESCC, des modules ou des questions reviennent d'un cycle à l'autre. Dans certains cas, la question ou le contexte n'est pas tout à fait identique au cycle précédent et cela peut causer des problèmes de comparabilité. La plupart des modifications aux questions ont été apportées entre les cycles 1.1 et 2.1 de l'ESCC. Les modifications ont été relativement moins nombreuses entre les cycles 2.1 et 3.1. Elles ont également été peu nombreuses entre les cycles 3.1 et 2007-2008. Parmi celles-ci, mentionnons que pour les questions du module sur l'utilisation des soins de santé, on fait référence au « médecin régulier » au cycle 2007-2008, contrairement aux cycles précédents où il était question du « médecin de famille ».

En ce qui concerne la comparabilité des résultats dans l'espace, la formulation des questions n'a aucun impact puisque le questionnaire demeure le même pour l'ensemble des répondants québécois d'un même cycle. Du point de vue de la comparaison des résultats entre les cycles de l'ESCC, toutefois, les modifications apportées aux questions n'ont pas toutes un même niveau d'impact. S'il est possible de procéder à la reconstitution des variables pour les rendre similaires à travers le temps, alors l'impact des modifications reste mineur. Par contre, cela peut être contraignant au niveau de

l'analyse; par exemple, si l'on a élargi l'univers des répondants pour un cycle plus récent (par exemple, 15 ans et plus), on doit revenir à la population visée du cycle précédent (par exemple, 18 ans et plus) pour effectuer une comparaison. Voici d'autres exemples de changements qui peuvent être contournés pour permettre une comparaison dans le temps :

- scission des questions en deux questions distinctes;
- ajout d'une ou plusieurs catégories de réponses à une question qui existe dans un cycle précédent. Dans certains cas, il est possible de corriger la situation en regroupant des catégories;
- modifications apportées au texte d'introduction des questions ou de certains modules;
- changement sur l'univers des questions, ce qui concerne le plus souvent le groupe d'âge visé par la question.

Ces situations peuvent aussi mener à une impasse pour la comparabilité, car il n'est pas toujours possible de regrouper les catégories, de recréer le même univers ou d'évaluer l'impact de l'ajout de précisions dans les catégories ou dans l'introduction. D'ailleurs, certaines modifications ont un impact majeur qui empêche la comparabilité des résultats dans le temps. Parmi les modifications qui rendent difficile, voire impossible, toute comparaison entre les cycles de l'ESCC, on cite :

- l'ajout d'exemples pour illustrer les catégories de réponses. Cela pourrait avoir pour conséquence de faire augmenter les prévalences observées des variables issues de ces catégories;
- le changement du libellé de la question;
- le changement des choix de réponse ou le changement des libellés des choix de réponse;
- le changement de l'univers des questions, sans retour possible.

Selon l'importance de l'impact, il peut y avoir une mise en garde quant à l'interprétation des résultats étant donné que la comparabilité est limitée ou encore un constat de l'impossibilité de la comparabilité des résultats dans le temps.

Pour consulter la liste des variables du Plan commun de surveillance (PCS) non identiques entre les cycles 1.1, 2.1 et 3.1 de l'ESCC, consultez l'annexe 14. À ce jour, un tel examen n'a pas été réalisé pour le cycle 2007-2008.

5.1.3. Impact des modifications apportées à la méthode de pondération

La nouvelle stratégie de pondération adoptée au cycle 2007-2008 permet de minimiser l'impact de la sous-couverture de la base téléphonique, ce qui constitue une amélioration par rapport aux cycles antérieurs. Les estimations pondérées selon la nouvelle méthode devraient par conséquent être plus exactes que si l'ancienne méthode de pondération était utilisée.

D'un autre point de vue, les modifications apportées causent problème au niveau de la comparabilité temporelle, pour tous les indicateurs affectés par la base de sondage (ou le mode de collecte). En effet, avec les pondérations fournies par Statistique Canada, l'analyse comparative des données du cycle 2007-2008 avec celles des cycles antérieurs pourrait mener à de fausses conclusions pour

certain indicateurs qui n'ont pas subi de variation dans le temps s'il advenait qu'un écart soit induit par un changement de la méthodologie de pondération. Cet impact s'ajoute à celui occasionné par les modifications apportées à la répartition pondérée selon la base de sondage. Les recommandations de l'ISQ pour l'analyse comparative des données du cycle 2007-2008 figurent à l'annexe 13.

5.2. Tests statistiques

Dans la majorité des cas, lorsqu'on désire analyser un indicateur du Plan commun de surveillance offert sur le portail de l'Infocentre, on se questionne d'abord à savoir si celui-ci varie en fonction d'une variable de croisement, tel que l'âge. Un test global d'indépendance (section 5.2.1) permet de répondre à cette question. Une fois qu'on sait que l'indicateur prend des valeurs différentes selon les catégories de cette variable de croisement, il nous intéresse de savoir lesquelles diffèrent. Pour ce faire, on compare ces catégories entre elles deux à deux (par exemple, deux groupes d'âge) à l'aide d'un test d'égalité de deux proportions (section 5.2.2).

Au même titre que les estimations de variance produites à partir des données du FMGD, les tests statistiques doivent tenir compte du plan de sondage. Entre autres, les tests doivent intégrer la pondération. Mentionnons que l'utilisation (sous-entendu la création) de poids échantillonnaux (à moyenne 1)³⁴ pour chaque sous-population étudiée³⁵ est une pratique recommandée pour obtenir des résultats de meilleure qualité. Or, étant donné que les données de l'ESCC sont maintenant accessibles par le biais du portail de l'Infocentre, cette pratique est possible et est appliquée aux tableaux produits sur le portail; une opération qui était plutôt difficile par le passé, voire impossible, en raison des limites des outils d'analyse disponibles pour l'exploitation des données de l'ESCC.

Les paragraphes qui suivent présentent les tests offerts sur le portail de l'Infocentre pour l'analyse des indicateurs du PCS créés à partir des données de l'ESCC et en donnent les détails théoriques. La prochaine section (section 5.3) présente les recommandations du Comité tripartite MSSS-INSPQ-ISQ quant au test à privilégier selon la comparaison effectuée et le choix du comité quant aux tests à implanter sur le portail pour la comparaison de proportions. On y discute également des renseignements produits pour chacun d'eux. Le lecteur désirent obtenir de l'information générale sur les tests statistiques, leur utilité et ce qu'ils apportent aux analyses, est invité à consulter l'annexe 15.

5.2.1. Test global d'indépendance

Comme mentionné précédemment, lorsqu'on étudie la relation entre des variables à plus de deux catégories (indicateur ou variable de croisement)³⁶, la première démarche à entreprendre est la production d'un test global d'indépendance entre l'indicateur analysé et la variable de croisement (par exemple, le niveau d'activité physique et l'âge). Deux tests ont été implantés sur le portail de l'Infocentre : le test du khi-deux et le test de comparaisons multiples basé sur la correction de Bonferroni. Le test utilisé dépend du croisement demandé et sera discuté dans les prochains paragraphes.

³⁴ Des détails sur les poids échantillonnaux sont disponibles à l'annexe 9.

³⁵ Par exemple, pour des analyses portant sur les femmes d'une région donnée, il faut créer un poids échantillonnaux dont la somme correspondra au nombre de femmes répondantes à l'enquête dans cette région.

³⁶ Dans le cas d'un indicateur à deux catégories et une variable de croisement à deux catégories, se référer à la section 5.2.2.

Ce n'est que lorsque le test global est significatif au seuil voulu qu'il est justifié d'examiner plus attentivement les proportions présentant les écarts les plus importants. Cette démarche est discutée à la section 5.2.2.

5.2.1.1. Test du khi-deux

Le test du khi-deux peut être utilisé pour étudier la relation entre un indicateur et une variable de croisement. En d'autres termes, ce test nous permet de confirmer ou d'infirmer l'hypothèse selon laquelle les valeurs prises par l'indicateur ne dépendent pas des valeurs prises par la variable de croisement³⁷.

Au même titre que les estimations de variance produites à partir des données du FMGD, qui doivent tenir compte correctement du plan de sondage complexe de l'ESCC, le test du khi-deux doit lui aussi en tenir compte pour être adéquat. La littérature statistique contient plusieurs propositions de correction au test du khi-deux usuel pour tenir compte du plan de sondage. L'une d'entre elles consiste à diviser la statistique habituelle du test par un effet de plan. Soulignons également qu'il est nécessaire d'intégrer la pondération au calcul de la statistique du test. À ce titre, nous rappelons qu'il est suggéré de créer et d'utiliser des poids échantillonnaires (à moyenne 1)³⁸ pour les sous-populations analysées³⁹.

Cependant, lorsqu'on souhaite tester si un indicateur varie selon la région, même en utilisant le poids à moyenne 1 provincial pour effectuer le test du khi-deux, la somme des poids de chacune des régions demeure très différente du nombre de répondants de chacune de celles-ci, ce qui ne permet pas d'obtenir une statistique adéquate. Pour cette raison, le test du khi-deux n'est pas recommandé pour ce type de comparaison.

Par ailleurs, il est important de s'assurer que les conditions de validité du test du khi-deux soient satisfaites. Pour plus de détails sur ces conditions, consultez l'annexe 16.

5.2.1.2. Test de comparaisons multiples basé sur la correction de Bonferroni

Une autre façon de faire un test global de l'hypothèse d'indépendance entre un indicateur et une variable de croisement, tout en préservant le seuil global du test, est d'effectuer des tests de comparaison multiples de deux proportions, en appliquant la correction de Bonferroni. Cette correction permet de tenir compte de la multiplicité des comparaisons, ce qui réduit les chances de trouver une différence significative par coïncidence. Pour que le seuil global du test soit d'au plus de niveau α , chacune des n comparaisons peut être effectuée avec un seuil ajusté de niveau α/n , c'est-à-dire le seuil de signification global divisé par le nombre de comparaisons effectuées.

Par exemple, si l'on souhaite comparer l'ensemble des régions au seuil global de 5 %, l'hypothèse nulle prend la forme « aucune région n'est différente du reste du Québec » versus l'hypothèse « au moins une région est différente du reste du Québec »⁴⁰. Ainsi, on effectue 15 comparaisons⁴¹ simultanément. En appliquant la correction de Bonferroni, chacune des régions est comparée avec le

³⁷ Par exemple, on peut faire un test de l'hypothèse que le niveau d'activité physique n'est pas relié à l'âge.

³⁸ Des détails sur les poids échantillonnaires sont disponibles à l'annexe 9.

³⁹ Par exemple, pour des analyses portant sur les femmes d'une région donnée, il faut créer un poids échantillonnal dont la somme correspondra au nombre de femmes répondantes à l'enquête dans cette région.

⁴⁰ Cette hypothèse nulle est équivalente à celle voulant qu'« aucune région ne diffère des autres régions ».

⁴¹ Les données de seulement 15 des 18 régions sociosanitaires sont présentes dans les FMGD de l'ESCC, et ce, peu importe le cycle.

reste du Québec sur la base d'un seuil ajusté de 0,33 % (correspondant à 5 % divisé par 15), ce qui permet de s'assurer que le seuil global du test correspond au plus au seuil désiré, soit 5 %.

On conclut à un résultat global significatif pour le test de comparaisons multiples basé sur la correction de Bonferroni lorsqu'au moins une comparaison ajustée est significative. À l'inverse, lorsqu'aucune comparaison ne donne lieu à un résultat significatif, alors le résultat global est non significatif et l'hypothèse selon laquelle l'indicateur ne varie pas d'une catégorie à l'autre de la variable de croisement ne peut être infirmée. Par exemple, si aucune différence significative n'est détectée entre chacune des régions et le reste du Québec, alors on ne peut rejeter l'hypothèse selon laquelle les régions ne diffèrent pas pour l'indicateur étudié.

Le test global basé sur la correction de Bonferroni est toutefois moins puissant (plus conservateur) que le test du khi-deux. Par contre, il représente une alternative à ce dernier qui, on le rappelle, ne permet pas de produire un résultat adéquat dans le cas de comparaisons entre les régions.

5.2.2. Test d'égalité de deux proportions

Comme mentionné précédemment, une fois la relation entre un indicateur à plusieurs catégories et une variable de croisement déclarée significative (test global d'indépendance significatif), il est de mise d'examiner plus en détail les proportions qui définissent cette relation. Pour ce faire, on utilise un test qui permet de comparer directement les proportions deux à deux. Prenez note que dans le cas d'un indicateur à deux catégories seulement, analysé selon une variable de croisement qui ne possède également que deux catégories, tel que le sexe, alors le test décrit dans cette section fournit un seuil observé approximativement égal à celui du test global du khi-deux présenté à la section précédente. Dans une telle situation, il est inutile d'effectuer au préalable un test du khi-deux.

Pour les besoins du portail de l'Infocentre, le comité tripartite MSSS-INSPQ-ISQ a retenu deux méthodes pouvant servir à comparer deux proportions : le test t d'égalité de deux proportions (méthode 1) et la construction de deux intervalles de confiance, un pour chacune des proportions estimées (méthode 2). Des précisions sur ces deux méthodes ainsi que des recommandations sur le choix de l'une ou l'autre sont données à l'annexe 17.

En bref, l'utilisateur peut conclure que deux proportions sont différentes lorsque le seuil observé p du test t est inférieur au seuil de signification α fixé pour ce test (dans le cas de la méthode 1), ou bien lorsque les deux intervalles de confiances sont disjoints (dans le cas de la méthode 2). L'annexe 17 contient davantage d'information à ce sujet.

Toutefois, il importe de mentionner que le test basé sur la construction de deux intervalles de confiance (méthode 2) est plus conservateur que le test t d'égalité de deux proportions (méthode 1), ce qui veut dire qu'il rejette moins souvent l'hypothèse d'égalité des proportions qu'il ne le devrait, au seuil désiré. C'est pourquoi le test t d'égalité de deux proportions selon la méthode 1 est à privilégier lorsqu'il s'applique. Les situations propices à son application sont présentées à la prochaine section. Toutefois, les justifications théoriques sont fournies à l'annexe 17.

Par ailleurs, lors de l'interprétation des résultats d'un test statistique, certaines précautions sont à prendre. À ce titre, le chapitre III présente un certain nombre de recommandations pour l'interprétation de résultats provenant de données d'enquête.

5.3. Recommandations du Comité tripartite pour chaque type de comparaison

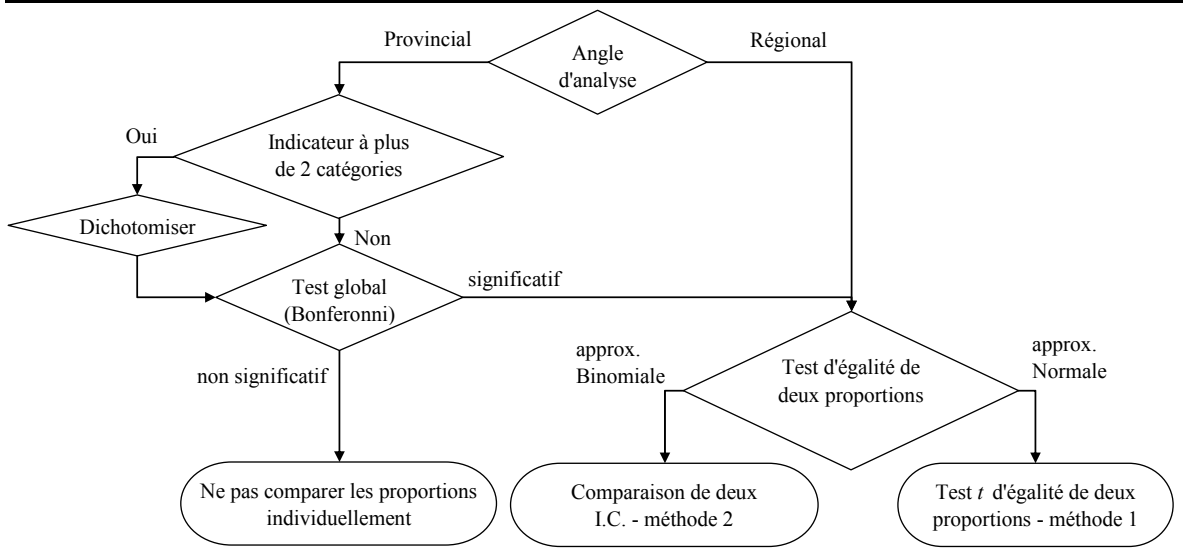
La présente section fournit des recommandations quant aux tests à utiliser pour la comparaison d'indicateurs du PCS offerts sur le portail de l'Infocentre de santé publique en fonction du type de comparaison souhaité : entre les régions sociosanitaires, selon le sexe, selon l'âge, à l'intérieur d'un cycle, entre les cycles, etc. L'ensemble de ces recommandations a été implanté et est produit automatiquement lors de requêtes sur le portail.

Pour chaque type de comparaison présenté, un diagramme illustre le cheminement à suivre par l'utilisateur afin d'expliquer le choix des tests produits lors d'une requête sur le portail.

5.3.1. Comparaison des prévalences d'un indicateur selon la région à l'intérieur d'un même cycle

Pour une analyse sous un angle provincial, c'est-à-dire lorsqu'on souhaite comparer simultanément l'ensemble des régions, le Comité tripartite MSSS-INSPQ-ISQ a décidé que, pour les indicateurs de l'ESCC du Plan commun de surveillance offerts sur le portail de l'Infocentre de santé publique, le test global recommandé est celui intégrant la correction de Bonferroni. La difficulté à tenir compte adéquatement du plan de sondage lorsque le taux d'échantillonnage varie grandement selon la variable de croisement⁴² et la cohérence avec les résultats déjà produits pour le *Portrait de santé du Québec et de ses régions 2006* justifie la décision du comité. Précisons que ce test est applicable uniquement aux indicateurs possédant seulement deux catégories, ce qui représente la très grande majorité des indicateurs du PCS. Les indicateurs possédant plus de deux catégories doivent être dichotomisés pour faire ce type de comparaison (voir diagramme 5-1).

Diagramme 5-1 Recommandations des tests statistiques à utiliser pour la comparaison des prévalences d'un indicateur entre les régions à l'intérieur d'un même cycle .



À titre d'information, le tableau 5-1 présente une sortie du portail pour une comparaison des régions sous un angle provincial. On peut constater le résultat significatif du test global (Bonferroni) ainsi que

⁴² C'est le cas lorsque la variable de croisement est la région.

les résultats des comparaisons individuelles non ajustées⁴³ de chaque région comparée au reste du Québec, réalisées à l'aide de tests d'égalité de deux proportions (la région versus le reste du Québec), tel que décrit à la section 5.2.2. Prenez note que ces comparaisons individuelles sont affichées uniquement pour un résultat global significatif, la comparaison individuelle des régions n'ayant aucun intérêt pour un résultat global non significatif.

Tableau 5-1 Valeur p, obtenue par le test global de comparaison de proportions basé sur la correction de Bonferroni, pour la comparaison selon la région de la proportion de fumeurs dans la population, ESCC Cycle 3.1 - 2005

| Sexe | Valeur p (comparaison régionale) |
|-------|-------------------------------------|
| Total | <0,05 |

Notes

Le tableau « Test de comparaison régionale » n'est présenté, pour un croisement de variables, que si on conclut à une différence régionale (valeur p < seuil) d'après le test global de comparaison de proportions pour ce croisement de variables, présenté dans le tableau des valeurs p.

**Proportion de fumeurs dans la population, ESCC Cycle 3.1 - 2005
Test de comparaison régionale - Proportion brute -**

| Région | Sexe | Type de fumeurs | Nombre ¹ | % | C.V. | Erreur-type | I.C. à 95 % | Méthode d'estimation | % non réponse partielle | Région de comparaison |
|------------------------------------|-------|-----------------|---------------------|------|------|-------------|---------------|----------------------|-------------------------|-----------------------|
| 01 Bas-Saint-Laurent | Total | Fumeurs actuels | 38 600 | 22,1 | 4,6 | 1,03 | (20,1 - 24,1) | normale | 0,0 | Reste du Québec (-) |
| 02 Saguenay - Lac-Saint-Jean | Total | Fumeurs actuels | 59 000 | 25,0 | 6,7 | 1,68 | (21,7 - 28,3) | normale | 0,1 | Reste du Québec ns |
| 03 Capitale-Nationale | Total | Fumeurs actuels | 119 900 | 20,7 | 5,9 | 1,21 | (18,3 - 23,1) | normale | 0,1 | Reste du Québec (-) |
| 04 Mauricie et Centre-du-Québec | Total | Fumeurs actuels | 100 700 | 24,3 | 6,2 | 1,49 | (21,3 - 27,2) | normale | 0,0 | Reste du Québec ns |
| 05 Estrie | Total | Fumeurs actuels | 66 400 | 25,9 | 6,8 | 1,76 | (22,4 - 29,3) | normale | 0,2 | Reste du Québec ns |
| 06 Montréal | Total | Fumeurs actuels | 404 300 | 24,9 | 3,1 | 0,78 | (23,4 - 26,5) | normale | 0,1 | Reste du Québec ns |
| 07 Outaouais | Total | Fumeurs actuels | 86 700 | 29,8 | 5,7 | 1,69 | (26,5 - 33,1) | normale | 0,1 | Reste du Québec (+) |
| 08 Abitibi-Témiscamingue | Total | Fumeurs actuels | 30 800 | 25,6 | 6,5 | 1,67 | (22,3 - 28,9) | normale | 0,2 | Reste du Québec ns |
| 09 Côte-Nord | Total | Fumeurs actuels | 20 500 | 28,6 | 6,1 | 1,75 | (25,2 - 32,0) | normale | 0,0 | Reste du Québec (+) |
| 11 Gaspésie - Îles-de-la-Madeleine | Total | Fumeurs actuels | 21 500 | 26,2 | 7,0 | 1,83 | (22,6 - 29,8) | normale | 0,0 | Reste du Québec ns |
| 12 Chaudière-Appalaches | Total | Fumeurs actuels | 80 200 | 23,6 | 6,4 | 1,52 | (20,6 - 26,6) | normale | 0,0 | Reste du Québec ns |
| 13 Laval | Total | Fumeurs actuels | 81 300 | 25,7 | 4,6 | 1,18 | (23,4 - 28,0) | normale | 0,1 | Reste du Québec ns |
| 14 Lanaudière | Total | Fumeurs actuels | 102 000 | 28,3 | 5,6 | 1,60 | (25,2 - 31,5) | normale | 0,0 | Reste du Québec (+) |
| 15 Laurentides | Total | Fumeurs actuels | 110 100 | 25,5 | 5,9 | 1,50 | (22,5 - 28,4) | normale | 0,0 | Reste du Québec ns |
| 16 Montérégie | Total | Fumeurs actuels | 255 200 | 21,8 | 5,3 | 1,15 | (19,5 - 24,0) | normale | 0,0 | Reste du Québec (-) |

Source : Infocentre de santé publique, novembre 2008.

Pour un angle d'analyse régional, où l'on désire comparer directement une région au reste du Québec ou tout simplement comparer une région à une autre, il n'est pas nécessaire d'effectuer un test global d'indépendance et le Comité recommande d'effectuer directement un test d'égalité de deux proportions à l'aide d'un test *t* (méthode 1), ce qui est produit lors d'une requête sur le portail de l'Infocentre de santé publique. Il est très important de retenir que si pour l'une ou l'autre des deux proportions comparées, les conditions d'utilisation de la loi Normale comme approximation de la loi de l'estimateur ne sont pas satisfaites⁴⁴, alors on doit plutôt utiliser l'approximation par la loi Binomiale et le test qui est produit à l'Infocentre est le test basé sur la comparaison des deux intervalles de confiance (méthode 2), lesquels auront été construits à partir de l'approximation par la loi Binomiale. Les tableaux 5-2a et 5-2b présentent deux exemples de sortie du portail pour une analyse sous un angle régional. Le premier tableau donne un exemple lorsque le test utilisé pour

⁴³ Comme discuté à la section 5.2.1.2, le seuil global du test est ajusté pour tenir compte des multiples comparaisons effectuées. Toutefois, le seuil des comparaisons individuelles ne l'est pas étant donné qu'il s'agit de comparaisons sur la base d'un test de la différence de deux proportions et non d'un test global d'indépendance.

⁴⁴ Les conditions d'utilisation de l'approximation par la loi Normale sont données à la section 3.3.2. De plus, on y aborde brièvement les intervalles de confiances binomiaux. Voir aussi l'annexe 10.

comparer deux régions est celui de la méthode 1, alors que le second donne un exemple lorsque la méthode 2 est utilisée pour comparer les estimations des deux régions.

Le résultat significatif du test en dernière colonne du tableau 5-2a nous permet de conclure que le Saguenay – Lac-Saint-Jean affiche une proportion plus élevée de buveur au cours des 12 derniers mois de 2005 comparativement à Montréal. Par ailleurs, le résultat non significatif du tableau 5-2b, indique plutôt que l'enquête n'a pas permis de détecter de différence entre les régions de l'Abitibi-Témiscamingue et de Montréal en ce qui a trait à la proportion de la population qui a pris 14 consommations ou plus au cours d'une semaine en 2005.

Tableau 5-2a Proportion de buveurs actuels, au cours des 12 derniers mois, ESCC Cycle 3.1 - 2005
Test de comparaison régionale - Proportion brute -

| Région | Sexe | Nombre ¹ | % | C.V. | Erreur-type | I.C. à 95 % | Méthode d'estimation | % non réponse partielle | |
|------------------------------|-------|---------------------|------|------|-------------|---------------|----------------------|-------------------------|-----|
| 02 Saguenay - Lac-Saint-Jean | Total | 195 500 | 82,9 | 1,8 | 1,47 | (80,0 - 85,8) | normale | 1,1 | (+) |
| 06 Montréal | Total | 1 281 800 | 79,0 | 0,9 | 0,74 | (77,6 - 80,5) | normale | 1,0 | |

Source : Infocentre de santé publique, mars 2009.

Note 1 : Parce que la méthode d'estimation utilisée pour les deux estimations comparées est la méthode normale, le test utilisé, et dont le résultat figure dans la dernière colonne du tableau, est le test *t* de la différence de deux proportions (méthode 1).

Note 2 : Sachez qu'il est possible, comme le démontre ce tableau, que les intervalles de confiance de deux estimations se chevauchent (indiquant un résultat non significatif selon la méthode 2), mais que le test *t* de la différence de deux proportions (méthode 1) affiche un résultat significatif à la dernière colonne du tableau. Le caractère plus conservateur du test basé sur la méthode 2, comparativement à celui de la méthode 1, explique cette possible incohérence.

Tableau 5-2b Proportion de la population ayant pris 14 consommations d'alcool et plus au cours d'une semaine, ESCC Cycle 3.1 - 2005 -

Test de comparaison régionale - Proportion brute -

| Région | Sexe | Nombre ¹ | % | C.V. | Erreur-type | I.C. à 95 % | Méthode d'estimation | % non réponse partielle | |
|--------------------------|-------|---------------------|-------|------|-------------|-------------|----------------------|-------------------------|----|
| 08 Abitibi-Témiscamingue | Total | 7 300 | * 6,0 | 15,3 | . | (4,4 - 8,1) | binomiale | 2,1 | ns |
| 06 Montréal | Total | 111 600 | 6,9 | 6,8 | 0,46 | (6,0 - 7,8) | normale | 3,1 | |

Source : Infocentre de santé publique, novembre 2008.

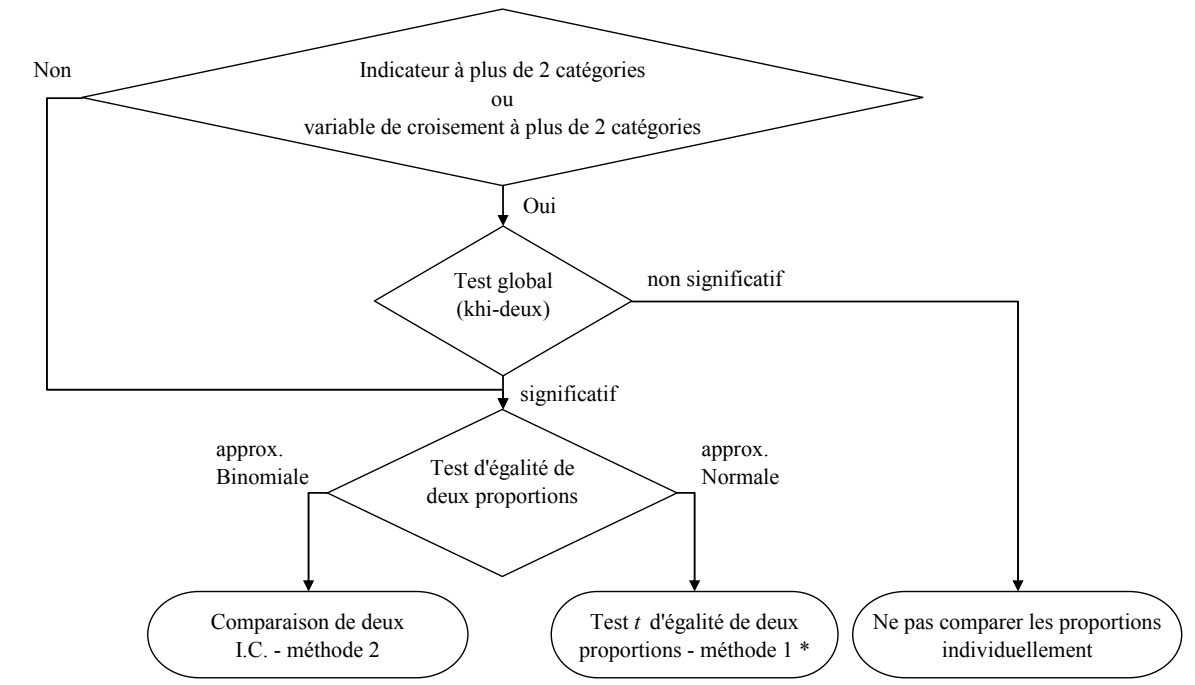
Note : Parce que la méthode d'estimation utilisée pour au moins l'une des deux estimations comparées est la méthode binomiale, le test utilisé, et dont le résultat figure dans la dernière colonne du tableau, est le test basé sur la comparaison des deux intervalles de confiance (méthode 2).

5.3.2. Comparaison des prévalences d'un indicateur selon une variable de croisement autre que la région à l'intérieur d'un même cycle

Pour la comparaison d'indicateurs selon des variables de croisement autres que la région – les principales étant le sexe, l'âge, le niveau de scolarité et le revenu du ménage –, le comité a décidé que le test global utilisé sur le portail de l'Infocentre serait, pour ce type de comparaisons, le test du khi-deux. Le choix du test découle des deux raisons suivantes : le test du khi-deux peut s'appliquer dans ces circonstances, le taux d'échantillonnage étant beaucoup moins variable pour ces variables de

croisement, et ce test est le plus approprié⁴⁵. Ainsi, pour les indicateurs possédant plus de deux catégories, ou lorsque la variable de croisement contient elle-même plus de deux catégories⁴⁶, il est d'abord nécessaire d'effectuer un test global d'indépendance à l'aide d'un test du khi-deux (voir diagramme 5-2).

Diagramme 5-2 Recommandations des tests statistiques à utiliser pour la comparaison des prévalences d'un indicateur selon une variable de croisement autre que la région à l'intérieur d'un même cycle.



* Disponible à l'aide de l'utilitaire EXCEL seulement (voir section 5.3.2).

Sachez que lorsque l'indicateur analysé possède uniquement deux catégories et que la variable de croisement a également deux catégories, il n'est pas nécessaire d'effectuer un test global d'indépendance étant donné que celui-ci est équivalent, dans ce cas, à faire un test d'égalité des proportions. La comparaison de l'indicateur en fonction des deux catégories de la variable de croisement peut alors être effectuée directement sans effectuer au préalable un test global.

Pour les résultats significatifs du test du khi-deux ou ne nécessitant pas de test global d'indépendance, il est ensuite possible de comparer les proportions entre elles. Le test présentement disponible à l'Infocentre de santé publique pour ce type de comparaison est le test basé sur la comparaison des deux intervalles de confiance (méthode 2). Un exemple de tableau produit à l'Infocentre est présenté au tableau 5-3. Prenez note que, pour ce type de comparaison, le résultat du test n'est pas affiché à la dernière colonne du tableau. Le nombre important de comparaisons possibles justifie cette absence. L'utilisateur doit donc lui-même comparer les intervalles de confiance fournis dans le tableau afin de déterminer si l'écart observé est significatif. Ainsi, à l'aide de ce tableau, nous pouvons comparer la proportion de fumeurs chez les 12-19 ans (16,6 %) à celle des 20-24 ans (32,6 %) en comparant les intervalles de confiance respectifs ([14,7 %; 18,5 %] et [29,2 %; 35,9 %]) et conclure à une plus grande proportion de fumeurs chez les 20-24 ans.

⁴⁵ Comme mentionné précédemment, le test basé sur la correction de Bonferroni est plus conservateur que le test du khi-deux.

⁴⁶ C'est le cas, par exemple, pour l'âge, la scolarité et le revenu du ménage.

L'utilisateur qui souhaite effectuer un test moins conservateur, c'est-à-dire un test t d'égalité de deux proportions (méthode 1), doit se servir de l'utilitaire EXCEL. Cet utilitaire est mis à sa disposition sur le site de l'Institut de la Statistique du Québec à l'adresse suivante : http://www.stat.gouv.qc.ca/publications/sante/doc_technique.htm#enquete_sociale. Le résultat du test de la méthode 1 peut être obtenu simplement en inscrivant, aux endroits appropriés de l'utilitaire, certaines des valeurs affichées dans le tableau produit à l'Infocentre pour cette comparaison. Afin de faciliter l'utilisation de cet outil, un exemple détaillé est présenté à l'annexe 17. Dans cet exemple, chacune des étapes devant être effectuées par l'utilisateur afin d'obtenir le résultat du test souhaité est reproduite et imagée.

Toutefois, si pour l'une ou l'autre des deux proportions comparées, les conditions d'utilisation de la loi Normale comme approximation de la loi de l'estimateur ne sont pas satisfaites⁴⁷, alors il n'est pas approprié d'avoir recours à l'utilitaire EXCEL. Le résultat produit dans la sortie de l'Infocentre, qui est basé sur la comparaison des deux intervalles de confiance (méthode 2), est alors le seul test pouvant être utilisé pour déterminer si la différence observée est significative.

Tableau 5-3 Valeur p obtenue par le test du khi-deux, pour la comparaison de la proportion de fumeurs dans la population selon l'âge, ESCC Cycle 3.1 - 2005

| Région | Sexe | Valeur p |
|--------------------|-------|----------|
| Ensemble du Québec | Total | <0,0001 |

Proportion de fumeurs dans la population, ESCC Cycle 3.1 - 2005

| Région | Sexe | Groupe d'âge | Type de fumeurs | Nombre ¹ | % | C.V. | Erreur-type | I.C. à 95 % | Méthode d'estimation | % non réponse partielle |
|--------------------|-------|--------------|-----------------|---------------------|------|------|-------------|---------------|----------------------|-------------------------|
| Ensemble du Québec | Total | 12-19 ans | Fumeurs actuels | 124 300 | 16,6 | 5,8 | 0,97 | (14,7 - 18,5) | normale | 0,0 |
| | | 20-24 ans | Fumeurs actuels | 166 100 | 32,6 | 5,2 | 1,71 | (29,2 - 35,9) | normale | 0,0 |
| | | 25-44 ans | Fumeurs actuels | 633 400 | 29,4 | 2,5 | 0,74 | (28,0 - 30,9) | normale | 0,1 |
| | | 45-64 ans | Fumeurs actuels | 532 300 | 25,4 | 2,7 | 0,69 | (24,0 - 26,7) | normale | 0,0 |
| | | 65 ans et + | Fumeurs actuels | 121 000 | 12,6 | 5,2 | 0,65 | (11,3 - 13,9) | normale | 0,2 |
| | | 12 ans et + | Fumeurs actuels | 1 577 200 | 24,4 | 1,6 | 0,38 | (23,6 - 25,1) | normale | 0,1 |

Source : Infocentre de santé publique, novembre 2008.

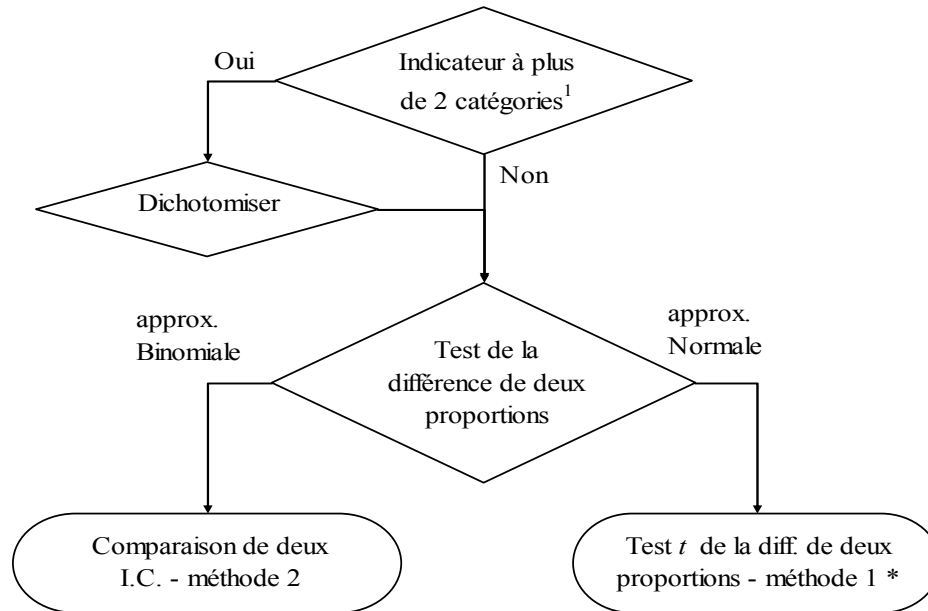
5.3.3. Comparaison des indicateurs entre les cycles

Pour la comparaison d'indicateurs entre les cycles, la construction d'un test global constitue une démarche relativement complexe. C'est pourquoi il est plutôt recommandé de comparer des indicateurs dichotomiques en effectuant directement un test d'égalité de deux proportions. Les indicateurs possédant plus de deux catégories doivent être dichotomisés (voir diagramme 5-3). À l'instar des comparaisons selon une variable de croisement autre que la région à l'intérieur d'un même cycle (section précédente), le test disponible à l'Infocentre pour la comparaison d'indicateurs entre les cycles est le test basé sur la comparaison des deux intervalles de confiance (méthode 2). Pour un exemple de sorties pour ce type de comparaison, voir les tableaux 5-4 et 5-5. Encore une fois, pour ce type de comparaison, le résultat du test n'est pas affiché à la dernière colonne du tableau. La nécessité de produire deux tableaux distincts sur le portail de l'Infocentre, un pour chaque cycle, justifie cette absence. L'utilisateur doit donc lui-même comparer les intervalles de confiance fournis dans les tableaux afin de déterminer si l'écart observé est significatif. Dans cet exemple, la

⁴⁷ Les conditions d'utilisation de l'approximation par la loi Normale sont données à la section 3.3.2. De plus, on y aborde brièvement les intervalles de confiances binomiaux. Voir aussi l'annexe 10.

comparaison de l'intervalle de confiance de l'estimation de 34,4 % observée au cycle 1.1 ([31,5 %; 37,3 %]) à celui de l'estimation de 43,4 % observée au cycle 3.1 ([42,1 %; 44,7 %]) nous permet de conclure à une augmentation significative de la proportion de personnes de 50 ans et plus qui se sont faites vacciner entre 2000-2001 et 2005.

Diagramme 5-3 Recommandations des tests statistiques à utiliser pour la comparaison des indicateurs entre les cycles



1. Pour les indicateurs non affectés par la base de sondage (voir section 5.1.2 pour des détails sur la comparabilité des données).

*Disponible à l'aide de l'utilitaire EXCEL seulement (voir section 5.3.3).

À nouveau, l'utilitaire EXCEL, mis à la disposition des utilisateurs sur le site internet de l'ISQ (http://www.stat.gouv.qc.ca/publications/sante/doc_technique.htm#enquete_sociale) peut être utilisé afin de produire un test moins conservateur, c'est-à-dire pour produire le résultat du test t d'égalité de deux proportions (méthode 1). Rappelons qu'un exemple détaillé d'utilisation de l'utilitaire est présenté à l'annexe 17. Rappelons également que, si pour l'une ou l'autre des deux proportions comparées les conditions d'utilisation de la loi Normale comme approximation de la loi de l'estimateur ne sont pas satisfaites⁴⁸, alors il n'est pas approprié d'utiliser cet outil. Le seul test à utiliser est alors celui disponible dans la sortie de l'Infocentre, soit le test basé sur la comparaison des deux intervalles de confiance (méthode 2).

Toutefois, comme soulevé à la section 5.1.1, il existe des problèmes quant à la comparabilité entre les cycles pour certaines variables de l'ESCC. Ainsi, l'utilisateur qui souhaite réaliser des comparaisons dans le temps à partir des données de l'ESCC devrait d'abord prendre connaissance des recommandations émises par l'ISQ au sujet de la comparabilité des résultats des cycles 1.1, 2.1 et 3.1, qui sont présentées à l'annexe 13, ou consulter le document intégral (Plante et autres, 2010).

⁴⁸ Les conditions d'utilisation de l'approximation par la loi Normale sont données à la section 3.3.2. De plus, on y aborde brièvement les intervalles de confiances binomiaux. Voir aussi l'annexe 10.

Tableau 5-4 Proportion de la population de 50 ans et plus ayant reçu le vaccin contre la grippe au cours d'une période de 12 mois, ESCC Cycle 1.1 - 2000-2001

Proportion brute

| Région | Sexe | Nombre ¹ | % | C.V. | Erreur-type | I.C. à 95 % | Méthode d'estimation | % non réponse partielle |
|--------------------|-------|---------------------|------|------|-------------|---------------|----------------------|-------------------------|
| Ensemble du Québec | Total | 193 300 | 34,4 | 4,3 | 1,48 | (31,5 - 37,3) | normale | 2,1 |

Source : Infocentre de santé publique, novembre 2008.

Tableau 5-5 Proportion de la population de 50 ans et plus ayant reçu le vaccin contre la grippe au cours d'une période de 12 mois, ESCC Cycle 3.1 - 2005

Proportion brute

| Région | Sexe | Nombre ¹ | % | C.V. | Erreur-type | I.C. à 95 % | Méthode d'estimation | % non réponse partielle |
|--------------------|-------|---------------------|------|------|-------------|---------------|----------------------|-------------------------|
| Ensemble du Québec | Total | 1 073 400 | 43,4 | 1,5 | 0,66 | (42,1 - 44,7) | normale | 2,6 |

Source : Infocentre de santé publique, novembre 2008.

III Recommandations pour l'interprétation des résultats

Les recommandations présentées dans ce chapitre s'inspirent des travaux produits dans le cadre des enquêtes de santé de l'Institut de la statistique du Québec; elles ont été particulièrement adaptées à l'interprétation des résultats d'une enquête transversale par sondage, c'est-à-dire lorsque la collecte des données se fait auprès d'un échantillon de la population.

1. Lien de causalité

Les tests du khi-deux servent à établir s'il existe ou non un lien entre deux variables catégorielles. Dans le cas des enquêtes transversales, on ne peut pas parler de lien de causalité entre les variables. Les résultats doivent être présentés en considérant cette restriction. Ainsi, les verbes « influencer », « modifier », « avoir un impact », « avoir pour effet » ou « être affecté » ne peuvent être utilisés puisqu'ils sous-entendent une relation causale. Des expressions du genre « être associé », « être lié » sont plus pertinentes. On ne doit pas dire :

- « Le statut d'activité et la catégorie professionnelle influencent aussi la qualité de l'alimentation... »
- « Les données confirment le fort effet de sexe... »

Il faut plutôt écrire :

- « Le statut d'activité et la catégorie professionnelle sont aussi liés à la qualité de l'alimentation... » ou encore « La qualité de l'alimentation diffère selon le statut d'activité et la catégorie professionnelle. »
- « L'association avec le sexe est très élevée... »

2. Inférence à la population visée

Il ne faut pas décrire les résultats en parlant des répondants; comme les données sont pondérées, on doit plutôt discuter des résultats en les associant à la population visée. On ne doit pas écrire :

- « Les répondantes à l'enquête révèlent qu'environ 4 % des enfants ne vivaient pas avec leur père biologique... »

Il faut plutôt écrire :

- « Les mères québécoises révèlent qu'environ 4 % des enfants ne vivaient pas avec leur père biologique... »

Cependant, il est approprié de parler de « répondants » dans un cas comme suit :

- Le répondant devait indiquer le nombre de fois au cours duquel il s'est enivré au cours des 12 derniers mois.

3. Référence à un nombre

La présentation des estimations de résultats ne doit pas laisser supposer qu'on travaille avec des nombres, mais plutôt avec des proportions; il ne faut pas utiliser des formulations comme :

- « Un peu plus de Québécois se disent... » ou
- « Moins de femmes que d'hommes... »

Il faut plutôt utiliser des expressions comme :

- « Sont plus nombreux, en proportion, à... »
- « Il y a proportionnellement plus de femmes que d'hommes... »
- « Toute proportion gardée, il y a plus de... »
- « La proportion de personnes de tel groupe ayant telle caractéristique est plus grande que celle observée dans tel autre groupe. »

4. Estimations et non des valeurs exactes

Le texte doit refléter le fait que les statistiques présentées sont des estimations, pas des valeurs exactes. Il faut utiliser des expressions comme « environ », « près de », « on estime », « on évalue à », « au moins », etc. Par exemple, la formulation suivante n'est pas adéquate :

- « Dans la population, 31 % des gens souffrent de la maladie... »

Il faut plutôt dire :

- « Dans la population, environ 31 % des gens souffrent de la maladie... »
- « Selon cette étude, 31 % des gens souffrent de la maladie... »

5. Différence statistiquement non significative

Un test statistique effectué dans le cadre d'une enquête par sondage permet de déterminer si deux caractéristiques sont différentes ou s'il existe une association entre elles, mais il ne permet cependant pas de déclarer qu'il n'y a pas de différence ou d'association entre les caractéristiques. On peut toutefois mentionner que l'enquête ne permet pas de détecter ou de déceler de différence ou d'association. On ne doit pas écrire :

- « Cependant lorsque les données sont ventilées selon le sexe, il n'y a aucun écart selon l'âge. »

Il faut plutôt écrire :

- « Cependant lorsque les données sont ventilées selon le sexe, on ne détecte aucun écart selon l'âge. »
- « Cependant lorsque les données sont ventilées selon le sexe, il n'y a aucun écart significatif selon l'âge. »
- « Cependant lorsque les données sont ventilées selon le sexe, il n'y a aucun écart statistique apparent selon l'âge. »

Lorsqu'on compare des proportions et que les estimations ne sont pas statistiquement différentes, on ne peut pas dire que les deux proportions sont égales même si leurs estimations sont proches.

À l'inverse, si une différence est détectée, on mentionne qu'il y a une différence ou une association. Des verbes comme « sembler », « avoir tendance » sont alors à éviter, ces expressions faisant référence à des tests non significatifs. Par contre, on peut écrire :

- « Il y a une différence selon le sexe pour telle caractéristique. »
- « Il existe une association entre telle variable et telle autre variable. »

6. Présentation de résultats sous forme de ratio

Il est parfois hasardeux de présenter les résultats sous forme d'un ratio. Bien qu'une estimation de proportion puisse être, par exemple, six fois plus grande pour une sous-population que pour une autre, l'intervalle de confiance pour ce ratio peut être très grand; à titre d'exemple, il se pourrait que ce ratio ne soit pas significativement différent de trois. Par exemple, on ne devrait pas dire :

- « Les proportions sont deux fois supérieures chez les femmes que chez les hommes (38 % vs 20 %)... »

Il faudrait plutôt dire :

- « Le pourcentage est plus élevé chez les femmes que chez les hommes (38 % vs 20 %)... »

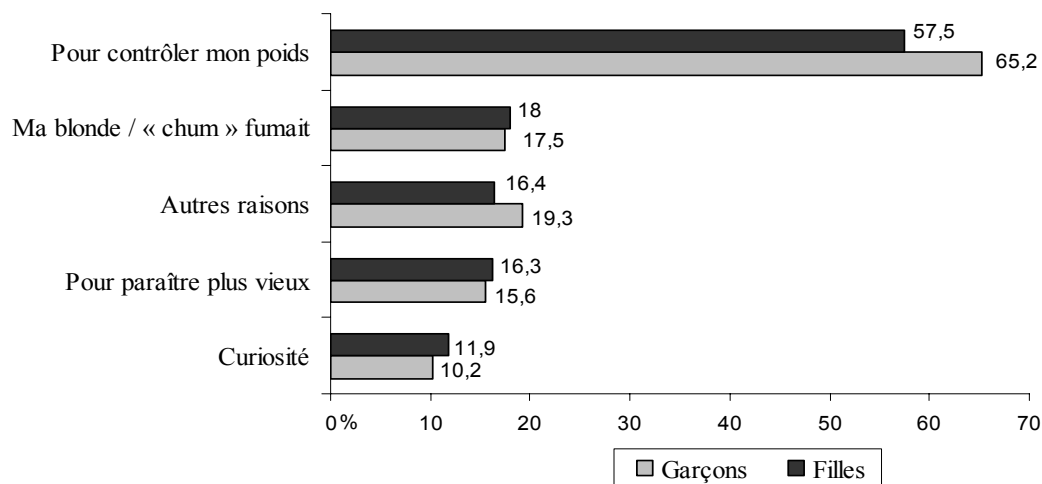
Si la borne inférieure vaut 1,5, on pourrait dire :

- « Le pourcentage est au moins 1,5 fois plus élevé chez les femmes que chez les hommes... »

7. Présentation de résultats selon l'ordre des estimations

Lorsque nous décrivons certaines caractéristiques, nous pouvons être tentés de les présenter selon l'ordre décroissant des estimations. Ordonner ainsi les résultats selon la valeur des proportions (estimations des proportions observées) peut laisser croire qu'il existe une différence significative entre chacun de ces résultats. Dès lors, si l'on souhaite présenter les résultats de cette façon, on devrait s'assurer que des tests de comparaison entre chacun des éléments ordonnés aient été effectués, qu'ils soient significatifs et que l'interprétation de ces tests soit adéquate. Au minimum, une identification des différences qui sont significatives ou un court texte devrait accompagner un tel tableau.

Figure 1 Raisons invoquées pour avoir commencé à fumer selon le sexe, Québec, 2008



Note : La seule différence significative entre les garçons et les filles s’observe au niveau de la raison « Pour contrôler mon poids ». Par ailleurs, cette dernière est la seule raison évoquée qui se distingue significativement des autres par sa fréquence plus élevée.

Source : Données fictives.

8. Tendances

Lorsque le seuil observé d’un test du khi-deux, servant à établir s’il existe ou non un lien entre deux variables catégoriques, est proche du seuil fixé et qu’une ou des enquêtes similaires ont déjà détecté un lien significatif entre ces mêmes variables, alors il est possible de parler de tendance. En effet, même si notre enquête n’a pu déceler un lien significatif (peut-être dû à la taille trop réduite de l’échantillon), une tendance dans le sens de la relation détectée par les autres études, peut être discutée.

De plus, dans le cadre d’un modèle statistique, on peut désirer présenter un résultat dont le seuil est légèrement plus élevé que le seuil théorique pourvu que ce résultat aille dans le sens attendu. La personne connaissant bien le sujet peut juger utile de présenter un tel résultat s’il est intéressant, en mentionnant toutefois que ce résultat n’est pas significatif.

Références bibliographiques

COCHRAN, W.G. (1977). *Sampling Techniques*. Third Edition. John Wiley & Sons, New York, 428 p.

CÔTÉ, L., COURTEMANCHE, R. (2006). *Comment tenir compte d'un changement méthodologique important dans l'analyse des données de l'enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes ?* Recueil du Symposium 2006 de Statistique Canada, Ottawa, 9 p.

CÔTÉ, L., COURTEMANCHE, R. et CARON, B., avec la collaboration de DAVELUY, C., ROBITAILLE, C., BARALDI, R. et BORDELEAU, M. (2005). *Comparabilité entre les cycles 1.1 et 2.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : impact du changement apporté à la répartition de l'échantillon selon la base de sondage*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 55 p.

FLEISS, J.L. (1981). « The Standardization of Rates ». Dans : Fleiss, J.L. (Éd.). *Statistical Methods for Rates and Proportions*. Second Edition. John Wiley & Sons, New York, pp. 237-255.

INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC (2005). *Aspects statistiques – Analyses régionales et provinciales ESCC 2.1* (2003), 65 p.

INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC (2003). *Aspects statistiques – Analyses régionales ESCC 1.1* (2000-2001), 45 p.

INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC (2006) en collaboration avec le MINISTÈRE DE LA SANTÉ ET DES SERVICES SOCIAUX DU QUÉBEC et l'INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC. *Portrait de santé du Québec et de ses régions 2006 : les statistiques – Deuxième rapport national sur l'état de santé de la population*, Québec, 659 p.

KORN, E.L., GRAUBARD, B.I. (1998). *Intervalles de confiance pour les proportions à petit nombre d'événements positifs prévus estimées au moyen des données d'enquête*. Statistique Canada, Techniques d'enquête, décembre, vol. 24, N° 2, pp. 209-218.

MINISTÈRE DE LA SANTÉ ET DES SERVICES SOCIAUX DU QUÉBEC (2009) en collaboration avec l'INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC et l'INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC. *Algorithme décisionnel relatif à l'utilisation des trois types de fichiers de données de l'ESCC*, Québec, 33 p.

MUECKE, C. et autres (2005). *Doit-on utiliser la standardisation directe ou indirecte dans l'analyse géographique de la mortalité à l'échelle des petites régions ?* Institut national de santé publique du Québec, Montréal, 28 p.

PLANTE, N., CÔTÉ, L. et COURTEMANCHE, R., avec la collaboration de V. NANHOU (2010). *Incidence des changements méthodologiques de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes sur la comparabilité entre les cycles 1.1, 2.1 et 3.1 aux niveaux provincial et régional, de même que sur la comparabilité régionale intra-cycle*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 88 p.

PLANTE, N. et COURTEMANCHE, R. (2010). *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2009-2010 – Note méthodologique sur la pertinence de produire des estimations régionales à partir des données de la première année du cycle 2009-2010*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 3 p.

PLANTE, N. et COURTEMANCHE, R. (2010). *Comparabilité des données de l'ESCC, cycle 2007-2008*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 7 p.

ST-PIERRE, M. et BÉLAND, Y. (2004). *Mode effects in the Canadian Community Health Survey : a comparison of CAPI and CATI*, Proceedings of the American Statistical Association Meeting, Survey research Methods Section, Toronto : American Statistical Association, 8 p.

ST-PIERRE, M. et BÉLAND, Y. (2002). *Imputation of proxy respondents in the Canadian Community Health Survey* – Recueil des présentations de la section des méthodes d'enquête, Société statistique du Canada, mai, 6 p.

STATISTIQUE CANADA (2010). *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Errata*, juin, 17 p., sur : http://www.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/document/3226_D55_T9_V1-fra.htm (consulté le 2 mai 2011)

STATISTIQUE CANADA (2009). *Guide de l'utilisateur – Fichiers de microdonnées 2007-2008 de l'ESCC*, 99 p.

STATISTIQUE CANADA (2006). *Guide du fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 3.1 (2005)*, 83 p.

STATISTIQUE CANADA (2005). *Guide du fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 2.1 (2003)*, 68 p.

STATISTIQUE CANADA (2005b). *Guide de l'usager Bootvar 3.1 - version SAS*, 29 p.

STATISTIQUE CANADA (2003). *Guide du fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 1.1 (2000 - 2001)*, 80 p.

Annexe 1

Contenus des cycles 1.1, 2.1, 3.1 et 2007-2008 de l'ESCC

Les différents modules présentés dans le tableau peuvent avoir été intégrés au contenu commun de l'un des cycles (CC), au contenu optionnel retenu par le Québec (CO) ou au contenu de sous-échantillon (CSE) dans l'un ou l'autre des cycles de l'ESCC. Certains peuvent avoir été au contenu commun de l'un des cycles puis avoir été placés au contenu optionnel des cycles suivants. Les données tirées des contenus commun ou optionnel fournissent des estimations régionales alors que les données tirées du contenu de sous-échantillon fournissent des données représentatives sur le plan provincial seulement.

Modules disponibles dans les divers cycles de l'ESCC, volet général (cycles 1.1, 2.1, 3.1 et 2007-2008)

| MODULE | CYCLE | 1.1 | 2.1 | 3.1 | 2007-2008 |
|---|-------|-----|-----|-----|-----------|
| Accès aux services de soins de santé (ACC) | | | | | 12 |
| Activité physique | | | | | 24 |
| Activités sédentaires | | | | | 24 |
| Allaitement (expériences de la maternité) | | | | | 24 |
| Analyse de sang | | | | | 12 |
| Blessures | | | | | |
| Changements faits pour améliorer la santé | | | | | 24 |
| Comportement sexuel | | | | | |
| Conduite automobile et consommation d'alcool (Module plus large au cycle 2.1 : inclut d'autres thèmes liés à la sécurité par exemple port de la ceinture) | | | | | |
| Consommation d'alcool | | | | | 24 |
| Consommation de fruits et de légumes | | | | | 12 |
| Consommation de médicaments (version canadienne) | | | | | |
| Consommation de médicaments (version québécoise) | | | | | |
| Couverture d'assurance | | | | | |
| Dépendance à l'alcool | | | | | |
| Dépendance à la nicotine | | | | | |
| Dépistage du cancer du côlon et du rectum | | | | | 12 |
| Dépression | | | | | |
| Détresse psychologique (version canadienne) | | | | | |
| Détresse psychologique et perception de l'état de santé mentale (version québécoise) | | | | | |
| Douleurs et maux | | | | | 24 |
| Étapes du changement – usage du tabac | | | | | |
| État de santé général (perception de l'état de santé, stress de la vie, sentiment d'appartenance à la communauté) | | | | | 24 |
| Examen général | | | | | 12 |
| Exposition à la fumée des autres | | | | | 24 |
| Hormonothérapie de substitution | | | | | |
| Incapacité au cours des 2 dernières semaines | | | | | |
| Indice de l'état de santé fonctionnelle | | | | | |
| Insécurité alimentaire | | | | | |
| Jeu excessif | | | | | |
| Limitation des activités | | | | | 24 |
| Mammographie | | | | | 12 |
| Organismes bénévoles | | | | | |
| Outils pour cesser de fumer | | | | | |
| Population active (module abrégé) | | | | | |
| Population active (module complet) | | | | | |
| Problèmes de santé chroniques | | | | | 24 |
| Renseignements sociodémographiques | | | | | 24 |
| Revenu | | | | | |
| Santé bucco-dentaire 1 | | | | | 24 |
| Santé bucco-dentaire 2 | | | | | |

| MODULE | CYCLE | | | 2007-2008 |
|--|-------|-----|-----|-----------|
| | 1.1 | 2.1 | 3.1 | |
| Satisfaction de la vie | | | | |
| Satisfaction à l'égard du système de soins de santé (HCS) | | | | |
| Satisfaction de l'accessibilité (SWA) | | | | |
| Satisfaction des patients (PAS) | | | | 12 |
| Sécurité alimentaire | | | | 24 |
| Services à domicile | | | | |
| Soutien social | | | | |
| Spirométrie | | | | 12 |
| Stress au travail | | | | |
| Suicide | | | | |
| Taille et poids | | | | 24 |
| Temps d'attente | | | | 12 |
| Tension artérielle | | | | |
| Test de l'antigène spécifique prostatique | | | | |
| Test de Pap | | | | 12 |
| Usage du tabac | | | | 24 |
| Usage du tabac chez les jeunes | | | | |
| Utilisation des services de santé mentale | | | | |
| Utilisation des soins de santé (consultation des professionnels de la santé) | | | | 24 |
| Vaccination contre la grippe | | | | 24 |
| Variables du dossier du ménage | | | | |
| Variantes du tabagisme | | | | |
| Visites chez le dentiste | | | | |

| Légende | |
|---------|-----------------------------|
| | Contenu commun |
| | Contenu optionnel |
| | Contenu de sous-échantillon |
| 12 | Contenu commun sur 12 mois |
| 24 | Contenu commun sur 24 mois |

Annexe 2

ESCC Générale – Vue d'ensemble du plan pluriannuel de 6 ans

Tableau 1 : Composante annuelle de l'ESCC

| 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 |
|---|---|---|---|---|---|
| CONTENU THÉMATIQUE (~10 minutes) | | | | | |
| Thèmes de 24 mois (échantillon de 130 000) | | | | | |
| Thème 1 | | Thème 2 | | Thème 3 | |
| <u>Mode de vie sain (5 minutes)</u> | | <u>Blessures et santé fonctionnelle (4 minutes)</u> | | <u>Mode de vie sain (3 minutes)</u> | |
| <ul style="list-style-type: none"> - Changement pour améliorer la santé - Activités physiques – Installations au travail - Activités sédentaires - Sécurité alimentaire - Santé buccodentaire 1 | | <ul style="list-style-type: none"> - Blessures - Indice de l'état de santé - Limitations d'activités – liste exhaustive (ADQ, AIVQ) - Utilisation d'équipement de protection <p><u>Comportements sexuels (1 minute)</u> <u>Conditions neurologiques</u> <u>Vaccination H1N1</u></p> | | <ul style="list-style-type: none"> - Activités sédentaires - Sécurité alimentaire - Expériences maternelles (allaitement) <p><u>Bien-être mental (2 minutes)</u></p> <ul style="list-style-type: none"> - Consultation au sujet de sa santé mentale - Santé mentale positive <p><u>H1N1 (À déterminer)</u></p> | |
| Thèmes de 12 mois (échantillon de 65 000) | | | | | |
| EASS (6 minutes) | Taille et poids mesurés (3 minutes) | EASS (5 minutes) | Utilisation des soins de santé (2,5 minutes) | EASS (5 minutes) | Dépistage des maladies chroniques (5 minutes) |
| <ul style="list-style-type: none"> - Accès aux services des soins de santé - Temps d'attente - Satisfaction des patients | Dépistage des maladies chroniques (2 minutes) <ul style="list-style-type: none"> - Test PAP - Mammographie - Dépistage du cancer colorectal - Test de spirométrie - Analyse sanguine - Examen général | <ul style="list-style-type: none"> - Accès - Temps d'attente | <ul style="list-style-type: none"> - Contact avec des professionnels de la santé - Besoins non satisfaits <p>Fardeau économique (2,5 minutes)</p> <ul style="list-style-type: none"> - Perte de productivité - Syndrome de fatigue chronique - Fibromyalgie - Sensibilités aux agresseurs chimiques | <ul style="list-style-type: none"> - Accès - Temps d'attente <p>Conditions neurologiques</p> | <ul style="list-style-type: none"> - Test PAP - Mammographie - Dépistage du cancer colorectal - Test de spirométrie - Analyse sanguine - Examen général |
| CONTENU DE BASE EN CONTINU (~20 minutes) | | | | | |
| <ul style="list-style-type: none"> - État de santé général - Problèmes de santé chroniques - Limitation des activités - Douleur et malaise - Taille et poids (autodéclarés) - Activités physiques - Consommation de fruits et de légumes | | <ul style="list-style-type: none"> - Usage du tabac - Exposition à la fumée des autres - Consommation d'alcool - Expérience maternelle – Allaitement (jusqu'en 2010 seulement) - Utilisation des soins de santé - Vaccins contre la grippe - Composition du ménage | | <ul style="list-style-type: none"> - Âge du répondant - Niveau de scolarité - Revenu - Population active - Caractéristiques sociodémographiques - Renseignements administratifs | |

CONTENU OPTIONNEL (~10 minutes) Liste de choix potentiel de contenu

(☑ = Choix du Québec pour l'ESCC 2007-2008)

| | | |
|--|---|---|
| <ul style="list-style-type: none"> - Accès aux services de soins de santé - Dépendance à l'alcool - Consommation d'alcool – non-buveurs actuels - Consommation d'alcool la semaine dernière - Tension artérielle - Examen des seins - Auto-examen des seins - Facteurs de stress durant l'enfance et la vie adulte - Dépistage du cancer du côlon et du rectum - Dépistage du cancer de la prostate - Utilisation des services – santé mentale - Visites chez le dentiste <ul style="list-style-type: none"> ☑ Dépression - Les soins pour le diabète - Suppléments de vitamines et de minéraux <ul style="list-style-type: none"> ☑ Détresse - Sécurité et conduite - Évaluation des troubles alimentaires - Examen de la vue - Choix alimentaires - Satisfaction du système de soins de santé | <ul style="list-style-type: none"> ☑ L'Indice de l'État de santé (HUI) - Soins de santé à domicile - Mesures de sécurité à la maison - Hormonothérapie de substitution - Drogues illicites - Blessures - Couverture d'assurance - Population active - Activités de loisirs - Mammographie - Maîtrise de soi - Expérience maternelle – alcool - Expérience maternelle – fumer - Consommation de médicaments - Humeur - Dépendance à la nicotine - Problèmes actuels - Santé buccodentaire 2 - Test PAP - Satisfaction des patients - Satisfaction des patients – Soins de santé communautaire - Satisfaction des patients – Lignes d'information sur la santé - Examen général - Consultation d'un médecin (fumer) <ul style="list-style-type: none"> ☑ Jeu pathologique | <ul style="list-style-type: none"> - Échelle bien-être - Événements récents de la vie <ul style="list-style-type: none"> ☑ Satisfaction de la vie - Estime de soi - Sentiment de cohésion - Comportement sexuel - État de santé – SF-36 - Sommeil - Outils pour cesser de fumer <ul style="list-style-type: none"> ☑ Soutien social (disponibilité) - Soutien social (utilisation) - Valeurs spirituelles - Usage du tabac – les étapes du changement - Sources de stress - Faire face au stress - Pensées suicidaires et tentatives de suicide - Protection contre le soleil - Variantes du tabagisme - Incapacité des deux dernières semaines - Utilisation de l'équipement protecteur - Organismes bénévoles - Temps d'attente - Stress au travail - Usage du tabac chez les jeunes <ul style="list-style-type: none"> ☑ Utilisation des services de santé mentale |
|--|---|---|

Tableau 2 : ESCC cycles .2 (autrefois aux deux ans, les thématiques sont pressenties pour être aux trois ans à partir de 2015)

| | |
|-------------|--------------------------------|
| 2008 | ESCC 4.2 : Vieillesse en santé |
| 2010 | Aucune enquête thématique |
| 2012 | Santé mentale |
| 2015 | À déterminer |

Tableaux produits par le Service de la surveillance de l'état de santé, Direction générale de la santé publique, MSSS, version octobre 2006. Mise à jour : Institut de la statistique du Québec, avril 2011.

Annexe 3

Taux de partage pour le Québec, par région sociosanitaire et par cycle

Le taux de partage est le taux d'acceptation des répondants à partager leurs données avec d'autres organismes, en l'occurrence l'Institut de la Statistique du Québec. Le tableau A3-1 présente le taux de partage pour chacune des régions sociosanitaires du Québec pour les trois cycles. On constate que le taux de partage du Québec a subi une légère baisse aux cycles 2.1 et 3.1, pour finalement revenir au niveau initial au cycle 2007-2008. Aucune étude n'a été entreprise pour étudier l'impact de ces variations. Cependant, étant donné les faibles écarts observés, on peut considérer que leur répercussion sur les estimations produites à partir des fichiers de partage est négligeable. Au niveau des RSS, aucune tendance générale ne peut être établie étant donné que le taux de partage de certaines régions a augmenté alors que pour d'autres, on a observé une diminution.

Tableau A3-1 Taux de partage non pondérés des RSS pour chacun des cycles de l'ESCC, Québec.

| Région sociosanitaire | Cycle 1.1 (%) | Cycle 2.1 (%) | Cycle 3.1 (%) | Cycle 2007-2008 (%) |
|--|------------------|------------------|------------------|------------------------|
| 2401 Bas-Saint-Laurent | 94,9 | 90,7 | 90,0 | 94,6 |
| 2402 Saguenay – Lac-Saint-Jean | 97,1 | 95,2 | 96,1 | 97,7 |
| 2403 Capitale Nationale | 96,4 | 93,0 | 93,6 | 96,7 |
| 2404 Mauricie – Centre-du-Québec | 97,6 | 95,0 | 93,3 | 97,2 |
| 2405 Estrie | 89,7 | 91,1 | 91,5 | 95,8 |
| 2406 Montréal | 96,2 | 94,1 | 93,1 | 95,4 |
| 2407 Outaouais | 93,1 | 93,2 | 93,9 | 96,2 |
| 2408 Abitibi – Témiscamingue | 95,1 | 93,5 | 95,5 | 91,5 |
| 2409 Côte-Nord | 95,7 | 92,5 | 95,8 | 97,2 |
| 2410 Nord-du-Québec | 96,8 | 92,3 | 95,0 | 97,2 |
| 2411 Gaspésie – Îles-de-la-Madeleine | 96,9 | 95,2 | 95,2 | 97,3 |
| 2412 Chaudière – Appalaches | 94,5 | 93,5 | 94,3 | 94,8 |
| 2413 Laval | 91,8 | 92,2 | 93,0 | 90,2 |
| 2414 Lanaudière | 97,1 | 95,3 | 95,2 | 95,6 |
| 2415 Laurentides | 93,8 | 93,5 | 93,1 | 95,9 |
| 2416 Montérégie | 96,6 | 93,6 | 95,3 | 95,9 |
| 2418 Terres-Cries-de-la-Baie-James | - | 92,7 | - | - |
| Ensemble du Québec (FMGD)¹ | 95,4 | 93,4 | 93,5 | 95,5 |

1. Exclut les régions Nord-du-Québec et Terres-Cries-de-la-Baie-James.

Sources : Communication avec Statistique Canada (données des cycles 1.1, 2.1 et 3.1 de l'ESCC).

Statistique Canada, Fichier de partage de l'ESCC, cycle 2007-2008.

Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC, cycle 2007-2008.

Annexe 4

Information supplémentaire sur les taux de réponse

À titre indicatif, les équations ayant servi à calculer les différents taux de réponse à partir du cycle 2.1 de l'ESCC sont présentées ci-dessous :

Taux de réponse au niveau du ménage

$$\text{TRMen} = \frac{\text{nombre de ménages répondants provenant des 2 bases}}{\text{tous les ménages faisant partie du champ de l'enquête provenant des 2 bases}}$$

Taux de réponse au niveau de l'individu

$$\text{TRInd} = \frac{\text{nombre de répondants provenant des 2 bases}}{\text{toutes les personnes sélectionnées provenant des 2 bases}}$$

$$\text{Taux de réponse global} = \text{TRMen} \times \text{TRInd}$$

Notons que pour le cycle 1.1, les deux dernières équations ne sont pas valides. En raison de la sélection de plus d'une personne dans certains ménages, des équations plus complexes sont nécessaires afin de calculer un taux de réponse adéquat. Consultez Statistique Canada (2006) pour plus de détails.

Annexe 5

Comment utiliser la pondération lors de la production d'estimations à partir des données de l'ESCC

Afin de sensibiliser l'utilisateur des données de l'ESCC à l'importance d'utiliser la pondération, voici deux exemples faisant ressortir l'effet de la pondération sur les estimations. Ceux-ci sont basés sur les données du FMGD du cycle 3.1 de l'ESCC. Par conséquent, les noms des variables utilisées sont ceux de ce fichier. L'utilisateur souhaitant utiliser les données d'un autre cycle ou d'un autre fichier de l'ESCC (fichier maître ou fichier de partage) devrait modifier le nom des variables dans les exemples qui suivent en fonction du cycle et du fichier utilisé.

La première partie présente deux exemples de tableaux produits à partir des données de l'ESCC. Le premier (tableau A5-1), affiche une estimation des fréquences pondérées de l'indice d'activité physique pour la région de la Capitale-Nationale au cycle 3.1, alors que le second (tableau A5-2) présente la version non pondérée du premier tableau. Les deuxième et troisième parties présentent respectivement la façon de pondérer les données à l'aide du logiciel SAS et la façon de pondérer les données à l'aide du logiciel SPSS.

Partie 1 – Exemples de tableaux produits à partir du FMGD de l'ESCC 2005, cycle 3.1

Tableau A5-1 Fréquences et proportions pondérées de l'indice de l'activité physique après répartition de la non-réponse partielle pour la région de la Capitale Nationale, cycle 3.1 de l'ESCC, Québec.

| PACEDPAI (Indice de l'activité physique) | Fréquence | Pourcentage | Fréquence cumulative | Pourcentage cumulatif |
|---|-----------|-------------|----------------------|-----------------------|
| NRP | . | . | . | . |
| Actif | 131 789 | 22,78 | 131 789 | 22,78 |
| Modéré | 149 487 | 25,84 | 281 276 | 48,62 |
| Inactif | 297 263 | 51,38 | 578 539 | 100,00 |

Source : Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 3.1 (2005).

Tableau A5-2 Fréquences et proportions non-pondérées de l'indice de l'activité physique après répartition de la non-réponse partielle pour la région de la Capitale Nationale, cycle 3.1 de l'ESCC, Québec.

| PACEDPAI (Indice de l'activité physique) | Fréquence | Pourcentage | Fréquence cumulative | Pourcentage cumulatif |
|---|-----------|-------------|----------------------|-----------------------|
| NRP | . | . | . | . |
| Actif | 458 | 24,30 | 458 | 24,30 |
| Modéré | 479 | 25,43 | 936 | 49,73 |
| Inactif | 947 | 50,27 | 1 883 | 100,00 |

Source : Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 3.1 (2005).

Les tableaux A5-1 et A5-2 montrent bien l'importance d'utiliser la pondération lors de la production d'estimations à partir des données de l'ESCC, alors que la proportion des personnes actives de la région de la Capitale Nationale passe de 24,30 % lorsque non pondérée à 22,78 % lorsque pondérée. L'interprétation de la statistique non pondérée entraînerait par conséquent une surestimation de 1,52 point de pourcentage par rapport à la statistique pondérée, ce qui représente environ 8 800 personnes pour cette région ($578\,539 \times 0,0152$). Cette différence pourrait avoir un impact important sur les conclusions tirées de ces résultats.

Partie 2 - Utilisation de la pondération dans les fichiers SAS du FMGD de l'ESCC 2005, cycle 3.1

Syntaxe en SAS

```
libname lib "...répertoire où se trouvent les données...\"";  
proc freq data= lib.Nom du fichier;  
tables PACEDPAI;  
weight wtse_m;  
where GEOEDPMF=24903;  
run.
```

Note : L'absence de spécification pour la pondération (option « weight ») aura pour conséquence de produire un résultat non pondéré.

Partie 3 - Utilisation de la pondération dans les fichiers SPSS du FMGD de l'ESCC 2005, cycle 3.1

Syntaxe en SPSS

Ouverture de la base de données :

Utiliser la syntaxe suivante : « get file='Emplacement\Nom du fichier.sav'. »

Pour pondérer les données :

Utiliser la syntaxe suivante : « weight by nom de la variable. »

- pour le FMGD du cycle 3.1, le nom de la variable de pondération est « WTSE_M »;

Les données sont maintenant pondérées pour effectuer les analyses.

Menus et Souris

Ouverture de la base de données :

Dans le menu choisir « File »;

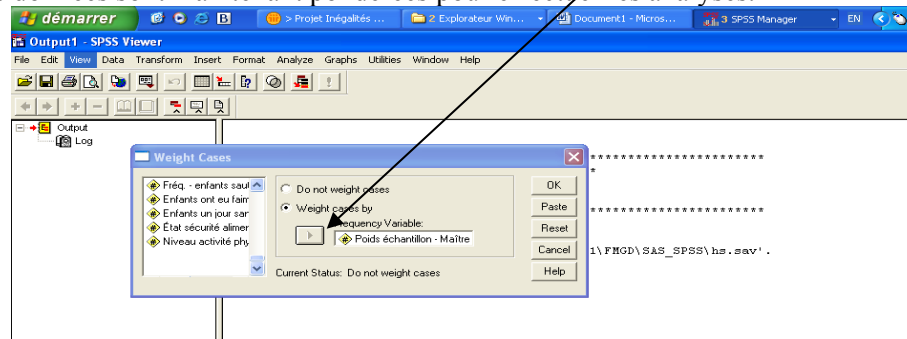
Ensuite, « Open » et « Data... ». Choisir la base de données.

Pour pondérer les données :

Dans le menu choisir « Data » :

- ensuite, « Weight Cases... »;
- choisir la variable de pondération dans la liste déroulante « Poids échantillon – Maître [WTSE_M] »;
- noircir le cercle « Weight cases by » et cliquer sur la petite flèche (la variable se déplace dans le rectangle);
- Cliquer sur « OK ».

Les données sont maintenant pondérées pour effectuer les analyses.



Annexe 6

Diagnostic et analyse de la non-réponse partielle pour les données de l'ESCC

1. Analyse quantitative de la non-réponse partielle

On recommande, lorsque la non-réponse partielle dépasse 5 %⁴⁹ à l'échelle du Québec et 10 % à l'échelle des régions, d'effectuer un examen plus approfondi de la variable étudiée.

Or, la non-réponse partielle est très faible aux cycles 2.1, 3.1 et 2007-2008 de l'ESCC. Il n'est donc pas nécessaire, sauf exception, d'effectuer un examen de la non-réponse partielle avec les données de ces deux cycles. Cependant, pour les données du cycle 1.1, une attention particulière est justifiée.

La présente annexe sert à illustrer comment procéder au diagnostic et à l'analyse de la non-réponse partielle pour des proportions lorsque celle-ci est non négligeable. Deux exemples du cycle 1.1 seront présentés. Bien qu'au niveau régional, les risques de biais importants associés à la non-réponse partielle soient, sauf exception⁵⁰, négligeables relativement à la précision des estimations, ces deux exemples ne sont présentés que pour illustrer la démarche associée au diagnostic de la non-réponse partielle et à son impact sur les estimations de proportions.

2. Taux de non-réponse partielle simple et en fonction de la variable de croisement

Exemple 1 :

Calculons d'abord le taux de non-réponse partielle pour l'indice de l'activité physique pour la région sociosanitaire de Chaudière-Appalaches au cycle 1.1. Le tableau A6-1 illustre cet exemple.

Le taux de non-réponse partielle de l'indice de l'activité physique s'obtient directement du tableau de fréquences simples de la variable avant la répartition de la catégorie « NRP ». Le tableau A6-1 indique que le taux de non-réponse partielle de l'indice de l'activité physique pour la région Chaudière-Appalaches est de 16,66 % au cycle 1.1. Une analyse plus approfondie s'avère donc nécessaire.

⁴⁹ Pour des estimations de proportions, il peut arriver que le taux de non-réponse partielle soit inférieur à cette borne et qu'il y ait quand même un biais. Cependant, on pense qu'en général, ce biais serait alors négligeable. Par contre, pour l'étude de paramètres correspondant à des totaux, la situation est différente et des corrections devraient être apportées pour produire des estimations non biaisées quel que soit le taux de non-réponse partielle.

⁵⁰ Par exemple, au cycle 1.1, la variable « nombre d'heures passées devant l'ordinateur » (SACA_1R). Lorsque croisée avec l'âge, une relation très forte est détectée dans la région Chaudière-Appalaches, les jeunes étant proportionnellement moins nombreux que les plus âgés à ne pas utiliser l'ordinateur. Or, le taux de non-réponse partielle est plus élevé chez les jeunes que chez les plus âgés. On surestime donc la proportion de personnes de 12 ans ou plus non-utilisatrices de l'ordinateur. Le biais, causé par cette surestimation, n'est pas négligeable lorsque comparé à l'erreur échantillonnale. Dans ce cas-ci, des mises en garde sont nécessaires.

Tableau A6-1 Fréquences et proportions pondérées de l'indice de l'activité physique avant répartition de la non-réponse partielle pour la région de Chaudière-Appalaches, cycle 1.1 de l'ESCC, Québec.

| PACADPAI (Indice de l'activité physique) | Fréquence | Pourcentage | Fréquence cumulative | Pourcentage cumulé |
|---|------------|--------------|----------------------|--------------------|
| NRP | 55 142,31 | 16,66 | 55 142,31 | 16,66 |
| Actif | 34 438,16 | 10,41 | 89 580,47 | 27,07 |
| Modéré | 60 499,80 | 18,28 | 150 080,27 | 45,34 |
| Inactif | 180 895,40 | 54,66 | 330 975,67 | 100,00 |

Source : Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 1.1 (2000-2001).

Exemple 2 :

En général, pour faire le diagnostic concernant la non-réponse partielle, on vérifie si le taux de non-réponse partielle est uniforme selon l'âge, le sexe, la scolarité ou toute autre variable de croisement jugée pertinente. Dans notre exemple, nous voulons savoir si le taux de non-réponse partielle diffère ou non de 16,66 % selon les catégories de la variable « sexe » puisque cette variable est jugée très pertinente.

Le tableau A6-2 présente la sortie SAS du croisement de la variable d'analyse PACADPAI (indice de l'activité physique) avec la variable DHHA_SEX (sexe), pour la région sociosanitaire de Chaudière-Appalaches au cycle 1.1. Celui-ci comporte des fréquences, des proportions et de l'information au sujet du test d'indépendance. Il semble en effet que la variable « sexe » soit très associée à l'indice de l'activité physique comme en témoigne le test du khi-deux significatif ($p=0,0038$). On remarque que le tableau croisé est accompagné d'un message d'avertissement (ATTENTION) concordant à la proportion de données manquantes. Il se peut que le nombre de « NRP » pour la variable à l'étude diffère de la valeur de « Fréquence manquante », ce qui n'est pas le cas pour notre exemple. Cela se produit lorsqu'il y a non déclaration pour les deux variables croisées dans le tableau. C'est pourquoi on réfère plutôt au tableau de fréquences simples pour établir le taux de non-réponse partielle.

Tableau A6-2 Fréquences pondérées de l'indice de l'activité physique APRÈS répartition de la non-réponse partielle pour la région de Chaudière-Appalaches, cycle 1.1 de l'ESCC, Québec.

| PACADPAI (Indice de l'activité physique) | DHHA_SEX (sexe) | | Fréquence cumulative |
|--|---|---|-------------------------|
| Fréquence Khi-2 cell. Pourcentage Pct. en ligne Pct. en col. | Homme | Femme | Total |
| NRP | 98.632 | 59.865 | . |
| Actif | 58.224 2.5917 7.34 58.82 15.41 | 40.762 2.3591 5.14 41.18 9.82 | 98.987 12.49 |
| Modéré | 93.43 1.3476 11.78 53.73 24.73 | 80.466 1.2266 10.15 46.27 19.39 | 173.9 21.93 |
| Inactif | 226.14 1.8872 28.52 43.49 59.86 | 293.82 1.7178 37.06 56.51 70.79 | 519.95 65.58 |
| Total | 377.792 47.65 | 415.044 52.35 | 792.836 100.00 |
| Fréquence manquante = 158.49718271 | | | |

| Statistique | DF | Valeur | Proba. |
|-------------|----|---------|--------|
| Khi-2 | 2 | 11.1301 | 0.0038 |

Taille réelle de l'échantillon = 792.83615062

Fréquence manquante = 158.49718271

ATTENTION : 17% des données sont manquantes.

Source : Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 1.1 (2000-2001).

Comme on peut le noter, la seule information fournie par le logiciel statistique SAS concernant les « NRP » correspond aux fréquences observées dans les différents niveaux de la variable de croisement. On doit donc calculer les taux de non-réponse partielle par catégorie de la variable de croisement en utilisant ce nombre de « NRP ». On pourra ensuite faire la comparaison de ces taux avec le taux de non-réponse partielle associée à la variable étudiée. Le détail des calculs est présenté à la fin de cette annexe. Le tableau A6-3 montre les résultats obtenus pour chacune des catégories de la variable sexe.

Tableau A6-3 Exemple de taux de non-réponse partielle par catégorie de la variable de croisement.

| Sexe | Non-répondants (NR) | Répondants potentiels (NTOT) | Taux de non-réponse partielle (%) |
|-------|---------------------|------------------------------|-----------------------------------|
| Homme | 98,632 | 476,424 | 20,7 |
| Femme | 59,865 | 474,909 | 12,6 |

Source : Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 1.1 (2000-2001).

On constate dans ce tableau que le taux de non-réponse partielle associée à l'indice de l'activité physique est beaucoup plus important dans la sous-population des hommes (20,7 %) que dans la population générale de 12 ans ou plus (16,66 %).

3. Biais potentiels et mises en garde

En général, si les taux de non-réponse partielle selon l'âge, le sexe, la scolarité, le fait d'avoir ou non une incapacité à travailler lors de la dernière semaine ou toute autre variable pertinente diffèrent, on doit faire un examen des biais potentiels et faire les mises en garde qui s'imposent. On fera alors l'hypothèse que les non-répondants ayant des caractéristiques semblables aux répondants auraient fourni des réponses semblables.

Dans notre exemple, nous supposons ici que les non-répondants de sexe masculin auraient un niveau actif à l'indice de l'activité physique plus élevé que les non-répondantes féminines. C'est ce qu'ont répondu les hommes de 12 ans ou plus en comparaison aux femmes.

Dans un premier temps, on peut identifier les taux de non-réponse partielle par catégorie de la variable de croisement qui diffèrent le plus du taux associé à la variable étudiée. On peut ensuite se faire une idée des biais introduits par la non-réponse partielle sur les estimations en s'intéressant à l'effet qu'aurait eu la présence des non-répondants sur les proportions estimées.

Dans notre exemple, les deux variables étudiées sont assez fortement associées. De façon générale, on estime que l'indice de l'activité physique est associé au sexe, les hommes étant proportionnellement plus nombreux que les femmes à se situer au niveau actif de l'indice de l'activité physique. Par ailleurs, le taux de non-réponse partielle pour cet indice vaut 16,66 % et ce taux s'élève respectivement à 20,7 % et 12,6 %, selon qu'on est de sexe masculin ou féminin.

Par conséquent, il serait justifié d'inclure une mise en garde à nos analyses qui indique le sens du biais (sous ou surestimation). Ainsi, pour notre exemple, on indiquerait que la proportion d'actifs est légèrement sous-estimée.

Détail des calculs des résultats présentés au tableau A6-3 :

Pour les hommes :

$$\begin{aligned} \text{NR} &= 98,632 \\ \text{NTOT} &= 98,632 + 377,792 = 476,424 \\ \% &= 98,632 / 476,424 = \mathbf{20,7 \%} \end{aligned}$$

Pour les femmes :

$$\begin{aligned} \text{NR} &= 59,865 \\ \text{NTOT} &= 59,865 + 415,044 = 474,909 \\ \% &= 59,865 / 474,909 = \mathbf{12,6 \%} \end{aligned}$$

Annexe 7

Exemples de calcul pour l'estimation d'un effectif

1. Exemple d'estimation d'un effectif en présence de non-réponse partielle (voir tableaux 2-3 et 2-6)

Question d'analyse (PACADPAI) :

Indice de l'activité physique chez les Québécois de 12 ans et plus (cycle 1.1 de l'ESCC)

Tableau A7-1 Effectifs et proportions pondérées de l'indice de l'activité physique pour la région de Chaudière-Appalaches (incluant la catégorie NRP), cycle 1.1 de l'ESCC, Québec.

| PACADPAI (Indice de l'activité physique) | Effectif | Proportion | Effectif cumulatif | Proportion cumulative |
|---|----------|------------|-----------------------|--------------------------|
| NRP | 55 142 | 16,66 | 55 142 | 16,66 |
| Actif | 34 438 | 10,41 | 89 580 | 27,07 |
| Modéré | 60 500 | 18,28 | 150 080 | 45,34 |
| Inactif | 180 895 | 54,66 | 330 975 | 100,00 |

Source : Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 1.1 (2000-2001).

Tableau A7-2 Effectifs et proportions pondérées de l'indice de l'activité physique après répartition de la non-réponse partielle pour la région de Chaudière-Appalaches, cycle 1.1 de l'ESCC, Québec.

| PACADPAI (Indice de l'activité physique) | Effectif | Proportion | Effectif cumulatif | Proportion cumulative |
|---|----------|------------|-----------------------|--------------------------|
| Actif | 41 322 | 12,49 | 41 322 | 12,49 |
| Modéré | 72 594 | 21,93 | 113 916 | 34,42 |
| Inactif | 217 057 | 65,58 | 330 973 | 100,00 |

Source : Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 1.1 (2000-2001).

Détail des calculs pour la catégorie « Actif » :

| | |
|--|--|
| Effectif estimé de la catégorie «Actif» de la question (tableau A7-1 – avant traitement pour la non-réponse partielle) | 34 438 |
| × | × |
| Inverse du taux de réponse à la question | $330\,975 / (34\,438 + 60\,500 + 180\,895) = 1,1999$ |
| = | = |
| Estimation du nombre de personnes de 12 ans et plus de la région Chaudière-Appalaches dans la catégorie « Actif » (tableau A7-2 – après traitement de la non-réponse partielle) | 41 322 |

Conclusion :

Le nombre de personnes de 12 ans et plus de la région Chaudière-Appalaches qui sont physiquement actives est estimé à 41 322⁵¹.

2. Exemple d'estimation d'un effectif en présence de non-réponse partielle en cascade (voir tableaux 2-7 à 2-9)

Question d'analyse (SMKAG203) :

Âge auquel la personne a commencé à fumer tous les jours parmi les fumeurs réguliers de 12 ans et plus de l'ensemble du Québec (cycle 1.1 de l'ESCC)

Tableau A7-3 Proportions pondérées de l'âge à laquelle la personne a commencé à fumer tous les jours parmi les fumeurs réguliers, cycle 1.1 de l'ESCC, Québec.

| SMKAG203 (Âge à laquelle a commencé à fumer tous les jrs) | Effectif | Proportion | Effectif cumulatif | Proportion cumulative |
|--|----------|------------|--------------------|-----------------------|
| NRP | 9 739 | . | 9 739 | . |
| Entre 5 et 11 ans | 38 755 | 2,52 | 48 494 | 2,52 |
| Entre 12 et 14 ans | 339 604 | 22,08 | 388 098 | 24,60 |
| Entre 15 et 19 ans | 852 319 | 55,41 | 1 240 417 | 80,01 |
| 20 ans et plus | 307 482 | 19,99 | 1 547 899 | 100,00 |

Source : Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 1.1 (2000-2001).

Note : L'effectif de la catégorie « NRP » n'a pas été redistribué afin de présenter les valeurs à redistribuer.

Question filtre (SMKA_202) :

Type de fumeurs pour l'ensemble du Québec, cycle 1.1 de l'ESCC

Tableau A7-4 Proportions pondérées du type de fumeurs, cycle 1.1 de l'ESCC, Québec.

| SMKA_202 (Actuellement, fumez-vous des cigarettes tous les jours, à l'occasion ou jamais?) | Effectif | Proportion | Effectif cumulatif | Proportion cumulative |
|---|-----------|------------|--------------------|-----------------------|
| NRP | 4 347 | . | 4 347 | . |
| Tous les jours | 1 547 899 | 24,92 | 1 552 247 | 24,92 |
| À l'occasion | 282 964 | 4,55 | 1 835 211 | 29,47 |
| Jamais | 4 381 511 | 70,53 | 6 216 722 | 100,00 |

Source : Statistique Canada, Fichier de microdonnées à grande diffusion de l'ESCC 1.1 (2000-2001).

Note : L'effectif de la catégorie « NRP » n'a pas été redistribué afin de présenter les valeurs à redistribuer.

Tableau A7-5 Répartition des fumeurs réguliers selon l'âge d'initiation au tabagisme quotidien, ESCC Cycle 1.1 - 2000-2001

Proportion brute

| Région | Sexe | Âge d'initiation | Nombre ¹ | % | C.V. | Erreur-type | I.C. à 95 % | Méthode d'estimation | % non réponse partielle |
|--------------------|-------|--------------------|---------------------|------|------|-------------|---------------|----------------------|-------------------------|
| Ensemble du Québec | Total | entre 5 et 11 ans | 39 000 | 2,5 | 12,2 | . | (2,0 - 3,2) | binomiale | 0,7 |
| | | entre 12 et 14 ans | 342 000 | 22,1 | 3,7 | 0,81 | (20,5 - 23,7) | normale | 0,7 |
| | | entre 15 et 19 ans | 858 300 | 55,4 | 1,8 | 0,97 | (53,5 - 57,3) | normale | 0,7 |
| | | 20 ans et plus | 309 600 | 20,0 | 3,9 | 0,78 | (18,5 - 21,5) | normale | 0,7 |

Source : Infocentre de santé publique, mars 2009.

⁵¹ Notez que les effectifs présentés sur le portail de l'Infocentre sont arrondis à la centaine.

Détail des calculs pour la catégorie « entre 15 et 19 ans » :

| | |
|--|---------------------------------------|
| Effectif estimé de la catégorie « entre 15 et 19 ans » de la question d'analyse SMKAG203 (avant traitement pour la non-réponse partielle) | 852 319 |
| + | + |
| Effectif estimé des personnes n'ayant pas répondu à SMKAG203 (effectif « NRP » de la question d'analyse seulement) qui auraient commencé à fumer entre 15 et 19 ans | 55,41 % de 9 739 = 5396,4 |
| + | + |
| Effectif estimé des personnes n'ayant pas répondu à SMKA_202 qui seraient des fumeurs réguliers (effectif « NRP » de la question filtre qui aurait dû répondre à la question SMKAG203) et qui auraient commencé à fumer entre 15 et 19 ans | 55,41 % de (24,92 % de 4 347) = 600,2 |
| = | = |
| Estimation du nombre de fumeurs réguliers québécois qui ont commencé à fumer entre 15 et 19 ans | 858 316 |

Conclusion :

Le nombre de fumeurs réguliers québécois qui ont commencé à fumer **entre 15 et 19 ans** est estimé à **858 316** (voir tableau A7-5⁵²).

⁵² Notez que les effectifs présentés sur le portail de l'Infocentre sont arrondis à la centaine.

Annexe 8

Information supplémentaire concernant la méthode du bootstrap

Voici en bref, en quoi consiste la méthode par ré-échantillonnage du bootstrap⁵³ : la méthode du bootstrap consiste à tirer indépendamment plusieurs sous-échantillons à partir de l'échantillon initial incluant les non-répondants. Le nombre de sous-échantillons, qui varie d'une enquête à l'autre selon les besoins et objectifs de celles-ci, a été fixé à 500 pour l'ESCC. Chaque sous-échantillon est indépendant des autres et est le résultat d'un échantillonnage aléatoire simple (ÉAS) avec remise de nI grappes, parmi les n grappes présentes à l'intérieur de chaque strate. Pour chacun des sous-échantillons ainsi obtenus, de nouvelles probabilités de sélection sont calculées pour chaque unité du sous-échantillon afin de tenir compte de la possibilité de sélectionner plusieurs fois une même unité dans l'échantillon bootstrap (sélection avec remise). Par la suite, l'ensemble des ajustements décrit à la section 2 sur la pondération est appliqué à chaque sous-échantillon, dont l'ajustement aux totaux de population (poststratification), afin d'en arriver à la création d'un poids bootstrap. Dans le cas de l'ESCC, 500 ensembles de poids bootstrap, tous indépendants et tenant compte de la non-réponse du sous-échantillon, ont été créés.

Pour obtenir l'estimation de la variance d'une estimation ponctuelle (statistique calculée à partir du poids de sondage) à l'aide de la méthode bootstrap, il suffit de recalculer cette même estimation ponctuelle 500 fois en utilisant les 500 ensembles de poids bootstrap. La variabilité observée entre les 500 résultats représente l'estimation de la variance.

Du point de vue de la pratique, voici les principales étapes de l'estimation de la précision d'une estimation donnée à l'aide de la méthode du bootstrap :

- a) L'estimation du paramètre d'intérêt (proportion, total, etc.) est d'abord calculée en utilisant le poids de sondage inclus dans le fichier de données.
- b) La même estimation ponctuelle est calculée en utilisant cette fois chacun des 500 poids bootstrap contenus dans le fichier de poids bootstrap. 500 estimations bootstrap (de la proportion, du total, etc.) sont ainsi obtenues.
- c) Finalement, la variance (selon la formule utilisée pour un plan aléatoire simple) de ces 500 estimations bootstrap est calculée. Cette variance correspond à l'estimation de la variance de l'estimation du paramètre d'intérêt calculée en a).

⁵³ La littérature contient un bon nombre d'articles décrivant ou évaluant la méthode du bootstrap dans un contexte d'utilisation avec des données provenant d'enquêtes à plans complexes. Deux références sont données dans Statistique Canada (2005b).

Annexe 9

Précisions sur les poids échantillonnaux

À la section 2.2.1 du guide, il est principalement question du poids dit populationnel, qui indique le nombre d'individus dans la population visée que chaque répondant « représente ». La somme de ces poids est ajustée à la taille de la population visée et sert à l'estimation d'effectifs populationnels ou de totaux.

Or, il existe un autre type de poids, appelés poids échantillonnaux (ou poids à moyenne 1), qui ramènent l'ordre de grandeur des poids populationnels au nombre de répondants à l'enquête. En d'autres termes, l'emploi d'un poids à moyenne 1 fait en sorte que si la statistique est produite au niveau du Québec, alors la somme des poids correspond au nombre de répondants pour l'ensemble de la province. Et, si la statistique est produite au niveau d'une région, alors la somme de ces poids correspond au nombre de répondants pour cette région.

De façon à estimer correctement la variance des proportions, nous recommandons l'utilisation des poids échantillonnaux et de l'effet de plan lors d'analyses avec des procédures standards de logiciels d'analyses statistiques, comme SAS, car ceux-ci ont un impact important sur le calcul de la variance et sur la validité des tests effectués.

Annexe 10

Intervalle de confiance binomial

Lorsque l'approximation par la loi Normale n'est pas possible, c'est-à-dire lorsque la proportion est trop petite, compte tenu de la taille d'échantillon efficace⁵⁴ associée, l'intervalle de confiance basé sur la loi Normale doit être remplacé par un intervalle de confiance asymétrique basé sur la loi Binomiale.

Les détails de la construction des bornes de l'intervalle Binomial ne sont pas présentés dans ce document. Cependant, les conditions d'application de la loi Normale pour une proportion et une taille d'échantillon efficace minimale sont présentées dans le tableau suivant :

Tableau des conditions d'application de la loi Normale⁵⁵

| Proportion | Taille efficace minimale |
|--|---------------------------------|
| $p < 0,05$ ou $p > 0,95$ | 10 000 |
| $0,05 \leq p < 0,10$ ou $0,90 < p \leq 0,95$ | 1400 |
| $0,10 \leq p < 0,20$ ou $0,80 < p \leq 0,90$ | 600 |
| $0,20 \leq p < 0,30$ ou $0,70 < p \leq 0,80$ | 200 |
| $0,30 \leq p < 0,40$ ou $0,60 < p \leq 0,70$ | 80 |
| $0,40 \leq p < 0,50$ ou $0,50 < p \leq 0,60$ | 50 |
| $p = 0,5$ | 30 |

⁵⁴ La taille efficace d'un échantillon correspond à la taille de cet échantillon divisé par l'effet du plan de sondage. Par exemple, un effet de plan égal à 2 associé à un échantillon de 20 000 répondants sélectionnés à partir d'un plan de sondage complexe fournit une précision identique à celle qu'on obtiendrait en sélectionnant un échantillon de taille 10 000 à l'aide d'un plan de sondage simple (échantillon aléatoire simple). On dit alors que la taille d'échantillon efficace est de 10 000.

⁵⁵ Adaptation du tableau 3.3 de la page 58 de Cochran (1977).

Annexe 11

Explications concernant le choix du niveau de confiance

Les niveaux de confiance les plus couramment utilisés sont les suivants : 99,9 %, 99 % et 95 %. Puisque les intervalles de confiance sont fréquemment utilisés pour réaliser des tests de comparaisons de proportions, le choix du niveau de confiance à utiliser est étroitement associé au seuil de signification de ces tests. En fait, le niveau de confiance des intervalles produits correspond à $1-\alpha$, ou α est le seuil du test de comparaison. Fixer ce seuil équivaut à choisir le niveau de confiance.

Au moment de construire un test de comparaison, on se préoccupe de sa puissance, c'est-à-dire sa capacité à détecter une différence entre les proportions, de manière à identifier les caractéristiques présentant des disparités significatives. Incidemment, plus le nombre de répondants est élevé, plus le test de comparaison est puissant, c'est-à-dire qu'il permet de détecter des différences petites entre les proportions. En fait, avec un test très puissant, plusieurs différences sont déclarées significatives, ce qui facilite d'autant l'interprétation des données pour les utilisateurs et admet des conclusions fortes.

Le contrôle de l'erreur de type I du test, c'est-à-dire le rejet de l'hypothèse d'égalité entre deux proportions alors qu'elles sont en fait égales, importe aussi dans la construction du test. Le seuil fixé du test (α) correspond en réalité au risque d'erreur (de type I) maximal qu'on est prêt à courir. Par exemple, si l'on fixe le seuil d'un test de comparaison à 5 %, c'est qu'on est prêt à risquer de déclarer les proportions différentes par erreur dans au plus 5 % des cas.

En pratique, lorsqu'on construit un test, on choisit de contrôler l'erreur de type I en fixant un seuil acceptable, tout en prenant en considération la puissance du test statistique. Plus la puissance du test est élevée, moins on acceptera de prendre un risque de commettre une erreur de type I. En effet, lorsqu'on abaisse le seuil du test, on réduit le nombre de différences qui seront détectées par le test. Par contre, on réduit également les chances de faire une erreur en prenant une mauvaise décision (c'est-à-dire de conclure que les proportions sont différentes alors qu'elles sont égales). Or, en présence d'un test puissant, la perte attribuable à la diminution du seuil sera compensée par la puissance élevée du test.

Annexe 12

Exemple de calcul de proportions ajustées selon l'âge

Calcul de la proportion de la population se percevant en bonne santé au Bas-St-Laurent ajustée selon la méthode de la standardisation directe (cycle 2.1 de l'ESCC).

| Groupe d'âge | Proportion brute (A) | Erreur type (B) | Population de référence, ensemble du Québec, sexes réunis, 2001 ¹ (C) | Poids d'ajustement (D) | Proportion ajustée (E) | Variance de la proportion ajustée (F) |
|----------------|-------------------------|--------------------|---|---------------------------|---------------------------|--|
| 12-24 ans | 0,942 | 0,0192695 | 1 250 436 | 0,19666005 | 0,18525377 | 1,43606E-05 |
| 25-44 ans | 0,977 | 0,0102453 | 2 252 946 | 0,35432799 | 0,34617845 | 1,31783E-05 |
| 45-64 ans | 0,858 | 0,0221330 | 1 889 870 | 0,29722587 | 0,2550198 | 4,32767E-05 |
| 65-74 ans | 0,762 | 0,0523700 | 549 395 | 0,0864051 | 0,06584069 | 2,04759E-05 |
| 75 ans et plus | 0,659 | 0,0654112 | 415 716 | 0,06538098 | 0,04308607 | 1,82897E-05 |
| Total | 0,877 | 0,0117626 | 6 358 363 | | 0,89537877 | 0,000109581 |

1 : Source : Estimations et projections démographiques, MSSS, version février 2005.

Étape 1 : Calcul des proportions brutes (A) pour chacun des groupes d'âge à partir du fichier de microdonnées à grande diffusion.

Étape 2 : Calcul des poids d'ajustement (D) = population de référence par groupe d'âge (C) divisé par la population totale de référence (C : Total).

Exemple : 25-44 ans, (D) = 2 252 946 ÷ 6 358 363 = 0,35432799.

Étape 3 : Calcul de la portion de la proportion ajustée par groupe d'âge (E) = proportion brute du groupe d'âge (A) multipliée par le poids d'ajustement du groupe d'âge (D).

Exemple : 25-44 ans, (E) = 0,977 X 0,35432799 = 0,34617845.

Étape 4 : Calcul de la proportion ajustée (E : total) = total des portions de la proportion ajustée (E).

Étape 5 : Calcul de la portion de la variance de la proportion ajustée par groupe d'âge (F) = le carré de l'erreur type du groupe d'âge (B) multipliée par le carré du poids d'ajustement du groupe d'âge (D)

Exemple : 25-44 ans, (F) = (0,0102453)² X (0,35432799)² = 1,31783X10⁻⁵.

Étape 6 : Calcul de la variance de la proportion ajustée (F : total) = total des portions de la variance de la proportion ajustée (F). L'erreur type est la racine carrée de cette valeur, soit 0,0104681.

Annexe 13

Recommandations émises par l'Institut de la statistique du Québec au sujet de la comparabilité des résultats des cycles 1.1, 2.1, 3.1 et 2007-2008 de l'ESCC

Les résultats de la première étude sur la comparabilité des données des cycles 1.1 et 2.1 de l'ESCC, effectuée en 2005, ont clairement montré qu'un sous-ensemble de variables de l'ESCC – cycle 2.1 ne pouvaient être comparées directement ni dans l'espace (région versus reste du Québec) ni dans le temps (cycle 2.1 versus cycle 1.1) à partir de la donnée officielle disponible dans le fichier de microdonnées à grande diffusion. C'est pourquoi, étant donné la venue d'un troisième cycle, une seconde étude sur la comparabilité des données des trois cycles de l'ESCC a été réalisée par l'ISQ en 2009.

Le document produit à la suite de cette étude se veut une synthèse des problèmes identifiés et des solutions mises de l'avant pour la comparaison des indicateurs du Plan commun de surveillance d'un cycle à l'autre de l'ESCC, de même que d'une région à l'autre. Les recommandations de l'ISQ y sont formulées pour l'analyse des indicateurs des fichiers de microdonnées à grande diffusion (FMGD) de l'ESCC 1.1, 2.1 et 3.1, lesquels sont disponibles par le biais de l'Infocentre de santé publique. Ce document s'intitule l'« Incidence des changements méthodologiques de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes sur la comparabilité entre les cycles 1.1, 2.1 et 3.1 aux niveaux provincial et régional, de même que sur la comparabilité régionale intra-cycle » (Plante et autres, 2010). La présente annexe est une extraction de certaines parties de celui-ci, mise à jour pour y intégrer les renseignements se rapportant au cycle 2007-2008. Il est toutefois à noter que les recommandations de l'ISQ pour l'analyse des données de ce dernier cycle (données du cycle 2007-2008 seulement ou avec données des cycles antérieurs) diffèrent de celles émises pour les cycles précédents et sont par conséquent présentées séparément.

Introduction

Entre les cycles 1.1, 2.1, 3.1 et 2007-2008, l'échantillon de l'*Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)* n'a pas été réparti de la même façon entre les bases de sondage. De plus, la proportion d'entrevues réalisées en face à face avec l'échantillon aréolaire a varié entre les cycles. Plus particulièrement, selon le tableau A13-1, pour l'ensemble du Québec⁵⁶, environ 95 % de l'échantillon pondéré provenait de la base aréolaire au cycle 1.1. Au cycle 2.1, cette proportion baissait à 44 %. Cette proportion n'a diminué que légèrement au cycle 3.1 (39 %), pour finalement remonter à 59 % au cycle 2007-2008.

Tel que l'avait planifié Statistique Canada, ce n'est pas tout l'échantillon aréolaire qui a été utilisé avec un mode de collecte en face à face (interview sur place assisté par ordinateur ou IPAO). Au cycle 1.1, une entrevue en face à face a été réalisée avec 74 % de l'échantillon aréolaire; au cycle 2.1, cette proportion a diminué à 61 %; au cycle 3.1, environ 87 % de l'échantillon aréolaire s'est déroulé avec un mode de collecte IPAO, cette proportion diminuant à nouveau à 76 % au cycle 2007-2008. Globalement, 70 % des entrevues utilisaient un mode en face à face au cycle 1.1; cette proportion chutait à 27 % et 33 % respectivement aux cycles 2.1 et 3.1. Enfin, 45 % des entrevues étaient réalisées en face à face au cycle 2007-2008. On remarque que bien que la proportion de l'échantillon issu de la base aréolaire ait subi une légère baisse entre les cycles 2.1 et 3.1, la proportion des entrevues réalisées selon le mode IPAO a en revanche augmenté entre ces deux cycles.

⁵⁶ Le Nord-du-Québec et les Terres-Cries-de-la-Baie sont ici exclus de l'analyse puisque l'échantillon s'y rapportant est tiré d'une seule base de sondage (base aréolaire).

Tableau A13-1

Répartition de l'échantillon pondéré⁵⁷ du mode de collecte selon la base de sondage, Québec, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycles 1.1, 2.1, 3.1 et 2007-2008.

Cycle 1.1

| Base de sondage | Mode de collecte ³ (%) | | Total base ¹ (%) |
|-------------------------------|--------------------------------------|-------------|--------------------------------|
| | IPAO | ITAO | |
| Aréolaire | 73,8 | 26,2 | 95,2 |
| Liste numéros tél. | 0,0 | 100,0 | 4,8 |
| Total mode² | 70,1 | 29,9 | 100,0 |

Cycle 2.1

| Base de sondage | Mode de collecte ³ (%) | | Total base ¹ (%) |
|-------------------------------|--------------------------------------|-------------|--------------------------------|
| | IPAO | ITAO | |
| Aréolaire | 60,6 | 39,4 | 44,3 |
| Liste numéros tél. | 0,0 | 100,0 | 55,7 |
| Total mode² | 26,8 | 73,2 | 100,0 |

Cycle 3.1

| Base de sondage | Mode de collecte ³ (%) | | Total base ¹ (%) |
|-------------------------------|--------------------------------------|-------------|--------------------------------|
| | IPAO | ITAO | |
| Aréolaire | 86,7 | 13,3 | 38,5 |
| Liste numéros tél. | 0,0 | 100,0 | 61,5 |
| Total mode² | 33,2 | 66,8 | 100,0 |

Cycle 2007-2008

| Base de sondage | Mode de collecte ³ (%) | | Total base ¹ (%) |
|-------------------------------|--------------------------------------|-------------|--------------------------------|
| | IPAO | ITAO | |
| Aréolaire | 76,3 | 23,7 | 59,0 |
| Liste numéros tél. | 0,0 | 100,0 | 41,0 |
| Total mode² | 45,0 | 55,0 | 100,0 |

1. Proportion de l'échantillon pondéré provenant de la base aréolaire ou de la base téléphonique.
2. Proportion de l'échantillon pondéré réalisé en face à face (IPAO) ou au téléphone (ITAO).
3. Environ 1 % des interviews ont été réalisées en partie en face à face et en partie au téléphone. Dans ce tableau, elles ont été redistribuées dans les modes IPAO et ITAO dans les mêmes proportions que les interviews réalisées selon un seul mode de collecte.

Source : Statistique Canada, Fichier de partage des cycles 1.1, 2.1, 3.1 et 2007-2008 de l'ESCC (2000-2001, 2003, 2005, 2007-2008).

Ces changements dans la répartition de l'échantillon amènent des difficultés statistiques. Une étude de Statistique Canada révélait des différences selon le mode de collecte pour plusieurs variables du cycle 2.1, compliquant ainsi la comparabilité avec le cycle 1.1 (St-Pierre et Béland, 2004). De son côté, l'ISQ a montré que les variations de la répartition selon la base de sondage affectent non seulement la comparabilité entre les cycles pour le tiers des variables examinées, mais également la comparaison entre une région et le reste du Québec pour un cycle donné (Côté et autres, 2005).

⁵⁷ Le tableau A13-1 fournit les résultats de collecte, c'est-à-dire exprimés en répondants, auxquels a été appliquée la pondération afin de tenir compte adéquatement de l'importance relative de chaque région dans la donnée provinciale. L'expression « échantillon pondéré », utilisée pour présenter les résultats de ce tableau, fait référence aux deux éléments soulignés.

Recommandations pour l'analyse des données des cycles 1.1, 2.1 et 3.1

L'analyse d'un indicateur du FMGD doit tenir compte de la situation d'analyse, soit du type de comparaison effectuée ainsi que de l'effet de la base de sondage (ou du mode de collecte) sur cet indicateur. Les recommandations qui suivent permettent de choisir une méthode d'analyse appropriée pour l'analyse des données des cycles 1.1, 2.1 et 3.1 selon ces critères. Elles font référence à deux types de pondérations ainsi qu'à des effets de plan ajustés par base de sondage :

- pondération originale fournie par Statistique Canada pour les cycles 1.1, 2.1 et 3.1;
- pondération recalculée par base de sondage fournie par l'ISQ pour les cycles 1.1, 2.1 et 3.1;
- effets de plan régionaux ajustés par base fournis par l'ISQ;
- effet de plan provincial ajusté par base fourni par l'ISQ (à utiliser pour la portion « reste du Québec » dans les comparaisons régionales).

Pour les indicateurs reconnus affectés par la base de sondage, il est recommandé de ne pas ajuster les estimations ponctuelles, de sorte qu'il y ait concordance avec les statistiques diffusées par d'autres organismes. L'effet de la base de sondage ne devrait être pris en compte, s'il y a lieu, que dans les tests de comparaison. Toutefois, il est recommandé de faire un test de comparaison préalable en ayant recours aux méthodes habituelles et aux pondérations originales fournies par Statistique Canada. Ce n'est qu'en présence d'un écart significatif que les recommandations spécifiques formulées ci-après devraient être appliquées, dans le but de s'assurer que la différence détectée n'est pas uniquement due à l'effet de la base de sondage.

Les numéros de tableaux qui sont donnés entre parenthèses dans les recommandations qui suivent réfèrent aux tableaux du document intégral (Plante et autres, 2010). Les analyses comparatives peuvent être réalisées à l'Infocentre selon les méthodes recommandées, sauf dans le cas de la comparaison des indicateurs affectés par la base de sondage entre le cycle 1.1 et les cycles 2.1 ou 3.1. La méthode recommandée pour ce type d'analyse n'a pas été mise en place; l'utilisateur qui souhaiterait appliquer lui-même ces recommandations sur les données du FMGD peut s'adresser à l'ISQ afin d'obtenir les outils nécessaires à l'analyse (pondération et effets de plan recalculés selon la base de sondage).

Comparaison entre les cycles 1.1, 2.1 et 3.1 au niveau provincial

Cycles 1.1 et 2.1 :

- Indicateurs non affectés au cycle 2.1 (tableau 3) : méthode habituelle⁵⁸ avec pondérations originales.
- Indicateurs affectés au cycle 2.1 (tableau 2) : comparer les données de la base aréolaire seulement, selon la méthode habituelle, avec pondérations recalculées par base (comparaison qui ne peut être effectuée à l'Infocentre).

Cycles 1.1 et 3.1 :

- Indicateurs non affectés au cycle 3.1 (tableau 5) : méthode habituelle avec pondérations originales.
- Indicateurs affectés au cycle 3.1 (tableau 4) : comparer les données de la base aréolaire seulement, selon la méthode habituelle, avec pondérations recalculées par base (comparaison qui ne peut être effectuée à l'Infocentre).

Cycles 2.1 et 3.1 :

- Indicateurs non affectés aux cycles 2.1 et 3.1 (tableau 7) : méthode habituelle avec pondérations originales.
- Indicateurs légèrement affectés au cycle 2.1 ou au cycle 3.1 (tableau 9) : méthode habituelle avec pondérations originales.
- Indicateurs grandement affectés au cycle 2.1 ou au cycle 3.1 (tableau 8) : comparaison non recommandée.

⁵⁸ L'expression « méthode habituelle » fait référence à la méthode de comparaison applicable lorsque les données du FMGD issues des bases aréolaire et téléphonique sont comparables.

Comparaison d'une région avec le reste du Québec pour un cycle donné⁵⁹

Cycle 1.1 :

- Régions Côte-Nord, Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine, Laval – indicateurs du cycle 1.1 ayant un indicateur correspondant non affecté au cycle 2.1 (consulter tableau 3) : méthode habituelle avec pondération originale.
- Régions Côte-Nord, Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine, Laval – indicateurs du cycle 1.1 n'ayant pas un indicateur correspondant non affecté au cycle 2.1 : méthode habituelle avec pondération originale, mais seuil des tests abaissé à 1 % (au lieu de 5 %) ⁶⁰.
- Autres régions – tous indicateurs : méthode habituelle avec pondération originale.

Cycle 2.1 :

- Toutes régions - indicateurs non affectés (tableau 3) : méthode habituelle avec pondération originale.
- Toutes régions - indicateurs affectés (tableau 2) : comparer à l'aide d'un modèle de régression logistique avec la région et la base de sondage comme variables explicatives (avec pondération recalculée par base et effets de plan régionaux ou provincial ajustés par base).

Cycle 3.1 :

- Toutes régions - indicateurs non affectés (tableau 5) : méthode habituelle avec pondération originale.
- Toutes régions - indicateurs affectés (tableau 4) : comparer à l'aide d'un modèle de régression logistique avec la région et la base de sondage comme variables explicatives (avec pondération recalculée par base et effets de plan régionaux ou provincial ajustés par base).

Comparaison entre les cycles 1.1, 2.1 et 3.1 au niveau régional

Cycles 1.1 et 2.1 :

- Toutes régions – indicateurs non affectés au cycle 2.1 (tableau 3) : méthode habituelle avec pondérations originales.
- Toutes régions – indicateurs affectés au cycle 2.1 (tableau 2) : comparaison régionale non recommandée.

Cycles 1.1 et 3.1 :

- Toutes régions – indicateurs non affectés au cycle 3.1 (tableau 5) : méthode habituelle avec pondérations originales.
- Toutes régions – indicateurs affectés au cycle 3.1 (tableau 4) : comparaison régionale non recommandée.

Cycles 2.1 et 3.1 :

- Toutes régions – indicateurs non affectés aux cycles 2.1 et 3.1 (tableau 7) : méthode habituelle avec pondérations originales.
- Toutes régions – indicateurs affectés au cycle 2.1 ou au cycle 3.1 (tableaux 8 et 9) : aucune méthode proposée à ce jour étant donné les tailles restreintes des échantillons régionaux.

⁵⁹ Ces recommandations excluent la région Nord-du-Québec pour laquelle les données n'apparaissent pas au FMGD.

⁶⁰ Contrairement aux comparaisons entre le cycle 1.1 et les cycles 2.1 ou 3.1 au niveau provincial, il n'est pas recommandé d'avoir recours à la partie de l'échantillon issu de la base aréolaire pour comparer ces régions avec le reste du Québec, puisque les effectifs régionaux restreints limitent la puissance des tests statistiques.

Recommandations pour l'analyse des données du cycle 2007-2008

Face aux problèmes soulevés sur la comparabilité des données du cycle 2007-2008, l'ISQ émet les recommandations énoncées ci-après. Il est à noter que seules les analyses pour lesquelles les méthodes habituelles sont recommandées peuvent être réalisées à partir de l'Infocentre pour ce cycle. En effet, les méthodes et outils requis pour les autres types de comparaison n'ont pas, à l'heure actuelle, été mis en place.

Comparaisons régionales au cycle 2007-2008 (comparaison des régions entre elles ou d'une région avec l'ensemble des autres régions) :

- Analyser selon les méthodes habituelles et avec la nouvelle pondération fournie par Statistique Canada, vu les petits écarts observés d'une région à l'autre dans la répartition de l'échantillon selon la base de sondage et le mode de collecte.

Comparaisons temporelles du cycle 2007-2008 avec les cycles antérieurs au niveau régional

- Pour les indicateurs déclarés non affectés par la base de sondage aux cycles 2.1 et 3.1, comparer le cycle 2007-2008 à l'un ou l'autre des cycles 1.1, 2.1 ou 3.1 selon les méthodes habituelles avec les pondérations fournies par Statistique Canada.
- Pour les indicateurs identifiés comme étant affectés par la base de sondage au cycle 2.1 ou 3.1, ou encore pour les indicateurs n'ayant pas fait l'objet d'un tel examen, ne faire aucune comparaison temporelle au niveau régional du cycle 2007-2008 avec les cycles 1.1, 2.1 ou 3.1.

Comparaisons temporelles du cycle 2007-2008 avec les cycles antérieurs au niveau provincial

Comparaison avec le cycle 1.1

- Pour les indicateurs déclarés non affectés par la base de sondage aux cycles 2.1 et 3.1, comparer le cycle 2007-2008 au cycle 1.1 selon les méthodes habituelles avec les pondérations fournies par Statistique Canada.
- Pour les indicateurs identifiés comme étant affectés par la base de sondage au cycle 2.1 ou 3.1, ou encore pour les indicateurs n'ayant pas fait l'objet d'un tel examen, comparer le cycle 2007-2008 avec le cycle 1.1 à l'aide des données issues de la base de sondage aréolaire uniquement (en ayant recours aux poids poststratifiés à nouveau par âge et par sexe, et sous l'hypothèse que la modification de la méthode de pondération, principalement quant à l'ajustement pour la non-réponse au niveau des personnes, a un impact négligeable sur ces comparaisons).

Mise en garde : cette analyse vise à confirmer un résultat significatif détecté au préalable avec les données issues des deux bases selon les méthodes d'analyse habituelles; en présence d'un résultat non significatif selon les méthodes habituelles, ne pas aller de l'avant avec cette analyse confirmative.

Comparaison avec les cycles 2.1 ou 3.1

- Pour les indicateurs déclarés non affectés par la base de sondage aux cycles 2.1 et 3.1, comparer le cycle 2007-2008 à l'un ou l'autre des cycles 2.1 ou 3.1 selon les méthodes habituelles avec les pondérations fournies par Statistique Canada.
- Pour les indicateurs identifiés comme étant affectés par la base de sondage au cycle 2.1 ou 3.1, ou encore pour les indicateurs n'ayant pas fait l'objet d'un tel examen, comparer le cycle 2007-2008 avec les cycles 2.1 ou 3.1 à l'aide des données issues de la base de sondage téléphonique uniquement⁶¹ (en ayant recours aux poids poststratifiés à nouveau par âge et par sexe, et sous l'hypothèse que la modification de la méthode de pondération, principalement quant à l'ajustement pour la non-réponse au niveau des personnes, a un impact négligeable sur ces comparaisons).

Mise en garde : cette analyse vise à confirmer un résultat significatif détecté au préalable avec les données issues des deux bases selon les méthodes d'analyse habituelles; en présence d'un résultat non significatif selon les méthodes habituelles, ne pas aller de l'avant avec cette analyse confirmative.

⁶¹ Le fait de recourir à la base téléphonique uniquement élimine le problème associé à la répartition selon la base de sondage et le mode de collecte, en plus de réduire l'impact potentiel du traitement différencié de la sous-couverture de cette base de sondage sur la comparaison.

Annexe 14

Variables du PCS non identiques entre les cycles 1.1, 2.1, 3.1 et 2007-2008 de l'ESCC

Le tableau A14-1 décrit les variables qui ne sont pas identiques entre les cycles 1.1, 2.1 et 3.1. Ces différences peuvent se retrouver dans la formulation ou le libellé des questions, dans les choix de réponse, ou encore dans la construction d'un indicateur.

Tableau A14-1 : Variables du PCS non identiques entre les cycles 1.1, 2.1 et 3.1

| Module | Nom de la variable ou de l'indice au cycle 3.1 | Comparabilité entre les cycles 1.1, 2.1 et 3.1 de l'ESCC |
|--------------------------------------|--|--|
| Utilisation des soins de santé (HCU) | HCUEFCOP Avoir ou non consulté au moins un professionnel de la santé, au cours des douze derniers mois | Aucune comparabilité possible avec HCUAFHPC de l'ESCC 1.1 : la construction de l'indice est différente, mais il est possible de recalculer l'indice du cycle 1.1 pour le rendre semblable. |
| État de santé général (GEN) | GENE_01 Perception de l'état de santé | Différence au niveau de l'introduction de la question. |
| | GENE_07 Perception du stress dans la vie | La population de référence et la formulation de la question sont différentes au cycle 1.1. |
| | GENE_09 Perception du stress au travail | La population de référence et la formulation de la question sont différentes au cycle 1.1. |
| Problèmes de santé chronique (CCC) | CCCE_05A Type d'arthrite ou rhumatisme | Ajout d'une catégorie dans les choix de réponse de la question au cycle 3.1; Possibilité de regroupement des catégories. |
| | CCCE_91 E Emphysème CCCE_91F Broncho-pneumopathie chronique obstructive | Scission de la question CCC_Q091B (cycle 2.1) en deux questions CCC_Q091E et CCC_Q091F au cycle 3.1. |
| | CCCE_171 Troubles intestinaux tels que la maladie de Crohn ou colite ulcéreuse, colon irritable ou d'incontinence des intestins | Changement de la formulation de la question au cycle 3.1. |
| | CCCE_191 Cataracte | La population de référence est différente au cycle 3.1. |
| | CCCE_211 Glaucome | La population de référence est différente au cycle 3.1. |
| | CCCEG901 Autres problèmes de santé | Aucune comparabilité possible entre le cycle 1.1 et les cycles 2.1 et 3.1 : La construction de l'indice est différente. |

| Module | Nom de la variable ou de l'indice au cycle 3.1 | Comparabilité entre les cycles 1.1, 2.1 et 3.1 de l'ESCC |
|--|--|--|
| Taille et Poids (HWT) | HWTEGISW Indice de Masse Corporelle (IMC), Normes internationales | La population de référence est différente d'un cycle à l'autre et les normes utilisées varient entre le cycle 1.1 et les cycles 2.1 et 3.1. |
| Sécurité alimentaire (FSC) | FSCEDHFSR État de sécurité alimentaire du ménage | Aucune comparabilité possible entre le cycle 3.1 et les cycles 1.1 et 2.1 : Module FIN remplacé par un nouveau Module FSC au cycle 3.1. |
| Usage de tabac (SMK) | SMKE_06A Temps écoulé depuis la cessation de l'usage du tabac | Différences dans le libellé des catégories de choix de réponses; Possibilité de regroupement des catégories. |
| | SMKE_09A Temps écoulé depuis la cessation de l'usage quotidien du tabac | Différences dans le libellé des catégories de choix de réponses; Possibilité de regroupement des catégories. |
| Test de PAP (PAP) | PAPE_020 A déjà passé un test de PAP PAPE_022 Temps écoulé depuis le dernier test de PAP | La population de référence est différente au cycle 3.1. |
| Limitations d'activités (RAC) | RACEF6 Besoin d'aide pour les activités de la vie quotidienne | Aucune comparabilité possible entre le cycle 1.1 et les cycles 2.1 et 3.1 : construction de l'indice est différente (modification de la formulation d'une des questions nécessaire à la construction de l'indice et introduction d'une nouvelle question). |
| Exposition à la fumée secondaire (ETS) | ETSE_10 Présence régulière de fumeurs au domicile | Aucune comparabilité possible entre le cycle 1.1 et les cycles 2.1 et 3.1 : différences au niveau de la formulation de la question, de la population de référence. |
| | ETSE_20B Exposé à la fumée secondaire chaque jour ou presque chaque jour dans des lieux publics | Aucune comparabilité possible entre le cycle 1.1 et les cycles 2.1 et 3.1 : formulation de la question différente. |
| | ETSE_5 Restriction concernant l'usage de tabac à la maison | Aucune comparabilité possible entre le cycle 1.1 et les cycles 2.1 et 3.1 : dénominateur différent. |

Le tableau suivant fait état des différences observées entre les questions des cycles 3.1 et 2007-2008. Il ne fait pas état des différences entre le cycle 2007-2008 et les cycles 1.1 et 2.1, puisque le tableau A14-1 fait déjà état des différences entre les cycles 1.1, 2.1 et 3.1.

Tableau A14-2 : Variables du PCS non identiques entre les cycles 3.1 et 2007-2008

| Module | Nom de la variable ou de l'indice au cycle 2007-2008 | Comparabilité entre les cycles 3.1 et 2007-2008 de l'ESCC |
|--------------------------------------|---|--|
| Utilisation des soins de santé (HCU) | HCU_1AA Avoir un médecin régulier | La question faisait auparavant référence à avoir un médecin de famille, le terme a été changé pour médecin régulier en 2007-2008. |
| Utilisation des soins de santé (HCU) | HCU_02CC Consultation d'un autre médecin | La question énumère un spécialiste de plus (urologue) qu'aux cycles antérieurs. |
| Utilisation des soins de santé (HCU) | HCU_02EE Consultation d'un dentiste ou orthodontiste | L'hygiéniste dentaire fait partie de l'énumération au cycle 2007-2008. |
| Problèmes de santé chroniques (CCC) | CCC_051 Souffre d'arthrite | Alors qu'au cycle 3.1 la question était « Souffrez-vous d'arthrite ou de rhumatisme, sauf la fibromyalgie? » le symptôme de rhumatisme a été enlevé de la question au cycle 2007-2008. |
| Problèmes de santé chroniques (CCC) | CCC_91A Bronchite | La question sur la bronchite n'a été posée qu'à partir de juillet 2007 et non durant toute la durée de l'enquête. |
| Limitation des activités (RAC) | RACF6R Besoin d'aide pour des tâches | Comme la question RAC_6D (besoin d'aide pour faire de gros travaux d'entretien) a cessé d'être posée au cycle 2007-2008, la construction de la variable dérivée diffère des autres cycles. |

Annexe 15

Tests statistiques – un bref survol

Afin de mieux comprendre le rôle et l'importance des tests statistiques dans le contexte d'une analyse faite à partir de données d'enquête par échantillonnage, telle l'ESCC, voici un bref survol de certains concepts de base en inférence statistique.

On appelle *inférence statistique*, l'ensemble des méthodes développées pour permettre d'obtenir des informations concernant une population sans avoir à faire de recensement⁶². Nous pouvons résumer la procédure de l'inférence statistique en quatre étapes :

- a) choisir un échantillon représentatif de la population
- b) pondérer l'échantillon
- c) étudier les variables statistiques dans l'échantillon pondéré prélevé
- d) tirer des conclusions sur le comportement de ces variables statistiques dans la population

Les méthodes employées à chacune de ces étapes sont respectivement l'échantillonnage, l'estimation et les tests statistiques. Les prochains paragraphes porteront sur cette dernière catégorie.

Qu'est-ce qu'un test statistique ?

On appelle *hypothèse statistique* un énoncé, une affirmation, concernant une ou plusieurs populations. Ce qu'on fait lorsque, par une expérience quelconque, on arrive à confirmer ou infirmer une hypothèse s'appelle un *test statistique* (ou *test d'hypothèse*). Par exemple, si en observant un jeune homme jouer aux dés on constate qu'il gagne trop souvent, alors on formulera automatiquement l'hypothèse que les dés sont truqués et on voudra tester cette hypothèse en prenant nous-mêmes les dés et en les lançant un certain nombre de fois dans le but de comparer les résultats obtenus aux résultats théoriques de dés non truqués (c'est-à-dire lorsque chaque face a une chance sur six d'être obtenue). Donc, un test statistique est une procédure appliquée pour déterminer si les données de l'échantillon soutiennent les énoncés formulés au sujet de la population. La confirmation ou l'infirmerie d'une hypothèse est toujours faite avec une certaine probabilité que l'on voudra cependant aussi forte que possible.

À quoi sert un test statistique ?

L'étape finale d'un test d'hypothèse consiste à prendre la décision de rejeter ou d'accepter l'hypothèse. Cette décision sera basée sur une estimation du paramètre concerné et cette estimation est calculée à partir de données recueillies dans un échantillon.

On ne doit donc pas s'attendre à ce qu'une estimation ait exactement la valeur prévue par l'hypothèse (par exemple 1/6 pour la face d'un dé). On acceptera quand même l'hypothèse si l'estimation du paramètre est relativement près de la valeur du paramètre prévue par l'hypothèse. On dit alors que l'écart n'est pas significatif et qu'il est vraisemblablement dû au hasard de l'échantillonnage.

Comment interpréter un test statistique ?

En termes d'interprétation, lorsqu'un test entre deux proportions est significatif, alors on peut affirmer que les proportions sont statistiquement différentes. Par contre, lorsqu'un test n'est pas significatif, alors on ne peut pas pour autant conclure que les proportions sont égales. Dans ce cas, tout ce que le test nous indique c'est que l'enquête, c'est-à-dire la précision obtenue à l'aide de l'échantillon, ne nous permet pas de conclure que les proportions sont différentes. En fait, il est possible que si 1 000 répondants de plus avaient été enquêtés, la précision des estimations aurait alors été « meilleure » et le test aurait été cette fois

⁶² C'est-à-dire recueillir les informations auprès de tous les individus de la population.

significatif. C'est pourquoi, on utilise par exemple la formulation suivante pour faire état d'un résultat non significatif : « Pour ce qui est de la proportion de fumeurs en Estrie et en Montérégie, l'enquête ne nous permet pas de conclure à une différence significative » ou bien « qu'aucune différence significative n'a été observée pour la proportion de fumeurs de ces deux régions ».

Exemple

Appliquons maintenant la théorie qui vient d'être énoncée à un exemple lié aux données de l'ESCC. Supposons un chercheur qui, à partir des données du cycle 2.1 de l'ESCC (2003), désire comparer la proportion de femmes de 12 à 49 ans de l'Abitibi-Témiscamingue qui ont pris des contraceptifs oraux au cours d'une période de deux jours avec celle du reste du Québec.

Les données de l'ESCC lui permettent d'estimer que la proportion de femmes de 12 à 49 ans qui ont pris des contraceptifs oraux au cours d'une période de deux jours en Abitibi-Témiscamingue s'élève à 19,0 %⁶³ alors que celle du reste du Québec est de 20,9 %. À première vue, les résultats semblent différents. Si, lors de l'enquête (ESCC), toutes les personnes de l'Abitibi-Témiscamingue avaient été enquêtées et qu'en plus, toutes avaient répondu, alors, la valeur 19,0 % représenterait non pas une estimation, mais la proportion exacte de femmes de 12 à 49 ans qui ont pris des contraceptifs oraux au cours d'une période de deux jours en Abitibi-Témiscamingue. Et s'il en était de même pour le reste du Québec, alors la proportion exacte de femmes de 12 à 49 ans qui ont pris des contraceptifs oraux pour la même période pour le reste du Québec serait de 20,9 %. Dès lors, on pourrait conclure que les proportions sont différentes, car les valeurs ne sont pas identiques.

Malheureusement, ce n'est pas le cas. L'ESCC est une enquête par échantillon et les résultats qui en sont tirés correspondent à des estimations des valeurs exactes. Ainsi, l'estimation de la proportion de femmes de 12 à 49 ans qui ont pris des contraceptifs oraux en Abitibi-Témiscamingue est associée à une mesure de précision qui reflète l'incertitude liée à l'échantillonnage (voir le tableau A15-1). La précision est souvent représentée par l'intervalle de confiance de l'estimation. Dans le cas de la proportion pour l'Abitibi-Témiscamingue, l'intervalle de confiance est [13,3 %; 25,7 %], ce qui veut dire qu'on estime que la valeur exacte de la proportion se situe entre ces deux valeurs. De la même manière, on estime que la valeur exacte de la proportion de femmes de 12 à 49 ans qui ont pris des contraceptifs oraux mesurée sur le reste du Québec se situe entre 19,2 % et 22,5 %.

Rappelons que lorsqu'on désire comparer deux proportions, on doit utiliser un test statistique pour déterminer si les données de l'échantillon soutiennent les énoncés formulés au sujet de la population. Dans cet exemple, un test d'égalité des proportions (voir section 5.2.2) nous permettrait de conclure que les deux estimations ne sont pas statistiquement différentes. Donc, qu'on ne peut pas conclure que la proportion de femmes de 12 à 49 ans qui a pris des contraceptifs oraux au cours d'une période de deux jours en Abitibi-Témiscamingue est différente de celle du reste du Québec.

Tableau A15-1 Proportion de femmes de 12 à 49 ans ayant pris des contraceptifs oraux au cours d'une période de deux jours, ESCC Cycle 2.1 - 2003

Test de comparaison régionale - Proportion brute -

| Région | Nombre ¹ | % | C.V. | Erreur-type | I.C. à 95 % | Méthode d'estimation | % non réponse partielle | |
|--------------------------|---------------------|--------|------|-------------|---------------|----------------------|-------------------------|----|
| 08 Abitibi-Témiscamingue | 7 300 | * 19,0 | 15,9 | | (13,3 - 25,7) | binomiale | 7,4 | ns |
| Reste du Québec | 404 400 | 20,9 | 4,0 | 0,83 | (19,2 - 22,5) | normale | 4,7 | |

Source : Infocentre de santé publique, novembre 2008.

⁶³ Cette estimation présente un coefficient de variation (C.V.) supérieur à 15 % et inférieur ou égal à 25 %. La valeur doit être interprétée avec prudence.

Annexe 16

Validité du test du khi-deux

Le test d'indépendance du khi-deux n'est valide qu'à certaines conditions. Celles-ci sont principalement liées au nombre de cellules du tableau analysé auxquelles correspondent des fréquences espérées inférieures à cinq. En général, lorsque le test d'indépendance du khi-deux n'est pas valide, il importe de procéder au regroupement de quelques rangées ou colonnes du tableau avant de faire l'interprétation du test. Les rangées ou colonnes posant problème correspondent généralement à celles présentant de faibles effectifs. Autant que possible, ces rangées ou colonnes devront être regroupées avec d'autres qui sont assez homogènes par rapport à la variable d'étude.

Annexe 17

Tests d'égalité de deux proportions – deux méthodes

Étant donné la nature catégorique⁶⁴ de plusieurs variables et indicateurs étudiés, le test d'égalité des proportions est l'un des outils importants de l'analyse de telles données. Bien entendu, pour être adéquates, les conclusions tirées des données de l'ESCC doivent être appuyées par un test statistique approprié qui tient compte de l'effet du plan de sondage. Entre autres, les analyses doivent intégrer la pondération. À ce titre, nous rappelons qu'il est suggéré de créer des poids échantillonnaux (à moyenne 1)⁶⁵ pour les sous-populations analysées⁶⁶.

Méthode 1 : test t d'égalité de deux proportions

Pour comparer deux proportions, on peut construire la statistique de test suivante :

$$t = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\hat{v}(\hat{p}_1 - \hat{p}_2)}} \quad (1)$$

où $\hat{v}(\hat{p}_1 - \hat{p}_2)$ est la variance estimée de la différence des deux proportions.

Ainsi, afin de comparer deux proportions tirées de l'ESCC, il est nécessaire de calculer la variance associée à la différence des proportions et, sachant que la statistique de test (1) suit approximativement une distribution Normale⁶⁷ centrée réduite, on peut comparer le seuil de signification observé avec le seuil théorique α choisi.

On peut aussi construire un intervalle de confiance de niveau $1-\alpha$ pour la différence des proportions en utilisant la formule suivante :

$$\hat{p}_1 - \hat{p}_2 \pm z(1-\alpha/2)\sqrt{\hat{v}(\hat{p}_1 - \hat{p}_2)} \quad , \quad (2)$$

où $z(1-\alpha/2)$ est le $100(1-\alpha/2)$ ème centile d'une distribution Normale. On effectue ensuite un test au seuil approximatif α en vérifiant si l'intervalle calculé en (2) contient la valeur zéro.

De façon générale, l'estimation de la variance de la différence correspond à

$$\hat{v}(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) = \hat{v}(\hat{p}_1) + \hat{v}(\hat{p}_2) - 2 \text{côv}(\hat{p}_1, \hat{p}_2) . \quad (3)$$

Lorsque les populations à partir desquelles sont estimées \hat{p}_1 et \hat{p}_2 sont indépendantes et que le traitement, par exemple l'ajustement pour la pondération, est fait de façon indépendante également (Korn et Graubard, 1999), alors l'équation (3) se réduit à

$$\hat{v}(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) = \hat{v}(\hat{p}_1) + \hat{v}(\hat{p}_2) . \quad (4)$$

⁶⁴ Une variable catégorique (aussi appelée variable qualitative) est une variable où chaque réponse peut être classée dans une catégorie particulière.

⁶⁵ Des détails sur les poids échantillonnaux sont disponibles à la section 3.1.3 et à l'annexe 9.

⁶⁶ Par exemple, pour des analyses portant sur les femmes d'une région donnée, créer un poids échantillonnaux dont la somme correspondra au nombre de femmes répondantes à l'enquête dans cette région.

⁶⁷ La statistique du test devrait être comparée à une distribution de Student avec d degrés de liberté associés à l'estimateur de variance. Or, étant donné que, pour l'ESCC, d est suffisamment grand dans la plupart des cas, on peut utiliser l'approximation par la loi Normale.

En effet, dans le cas où il y a indépendance, la corrélation entre les deux proportions (ou la covariance entre \hat{p}_1 et \hat{p}_2) est égale à zéro. Ainsi, pour effectuer un test de comparaison entre deux proportions répondant à ces deux conditions, il suffit d'utiliser l'équation (1) dans laquelle on remplace la variance de la différence des proportions par l'équation (4).

Or, la difficulté dans le cas d'une enquête avec un plan de sondage complexe comme l'ESCC, qui a un plan de sondage stratifié à deux degrés avec bases de sondage multiples⁶⁸, réside dans l'estimation de la variance. En général, au lieu de la calculer directement, on calcule plutôt une approximation de cette variance à l'aide d'une méthode par ré-échantillonnage comme le bootstrap qui tient compte du plan de sondage. Or, l'utilisation d'une telle méthode nécessite l'emploi des poids bootstrap, et comme ces poids ne sont pas disponibles dans le FMGD, mais seulement dans le fichier maître et le fichier de partage, les utilisateurs des données de l'ESCC qui ont accès uniquement au FMGD ne peuvent estimer la variance de la différence de cette façon.

Par conséquent, tel qu'amenée précédemment (voir section 3.1.3), une alternative à l'utilisation des poids bootstrap pour tenir compte de la complexité du plan de sondage dans l'estimation de la variance d'une proportion, ou dans ce cas-ci d'une différence de deux proportions, est l'utilisation d'un effet de plan⁶⁹. Par conséquent, on peut estimer la variance de l'équation (4) par

$$\hat{v}(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) = ep_1 \times \hat{v}_{EAS}(\hat{p}_1) + ep_2 \times \hat{v}_{EAS}(\hat{p}_2) \quad (5)$$

où ep_i correspond à l'effet de plan de \hat{p}_i ($i=1,2$) et \hat{v}_{EAS} correspond à la variance calculée pour un plan d'échantillonnage aléatoire simple⁷⁰.

Donc, l'équation (5) peut être utilisée pour comparer des proportions de populations indépendantes dont le traitement a aussi été effectué de façon indépendante, par exemple pour des comparaisons entre des strates, telles que les régions sociosanitaires, pour lesquelles chaque étape du traitement des données a été réalisée séparément. Par contre, on ne peut pas l'utiliser pour des comparaisons entre les sexes ou selon l'âge puisque, bien que les individus semblent appartenir à des groupes disjoints, ils peuvent provenir en réalité d'une même unité primaire d'échantillonnage⁷¹ ou faire partie du même groupe d'ajustement des pondérations pour la non-réponse.

Il est possible que pour deux proportions estimées à partir de deux populations qui ne satisfont pas l'hypothèse d'indépendance, la corrélation soit tout de même presque nulle. À titre d'exemple, quelques estimations concernant les fumeurs ont été vérifiées et l'examen de celles-ci a montré une corrélation beaucoup plus près de zéro que de moins un. Dans de telles situations, le test de la méthode 1, qui suppose une corrélation nulle, peut demeurer la meilleure solution, plutôt que d'utiliser une méthode qui suppose une corrélation importante (voir la méthode 2 à la prochaine section).

⁶⁸ Se référer à la section 1.2.

⁶⁹ Se référer au tableau 3-1 de la section 3.1.3 pour les valeurs d'effet de plan à utiliser.

⁷⁰ Telle que celle produite à partir des procédures standards des logiciels SAS et SPSS (voir section 3.1.1).

⁷¹ Se référer au schéma 1 de la section 1.2.

Méthode 2 : construction de deux intervalles de confiance

En revanche, il existe une autre avenue pour la comparaison de proportions lorsque l'hypothèse d'indépendance n'est pas satisfaite et que la covariance (ou la corrélation) est difficile à mesurer. Celle-ci consiste à baser le test sur l'examen de deux intervalles de confiance calculés séparément pour chaque proportion plutôt que sur un intervalle de confiance pour la différence des proportions. Par exemple, si l'approximation par la loi Normale s'applique⁷², alors l'intervalle de l'équation (2) est donc, toujours en utilisant l'approximation par l'effet de plan, remplacé par les deux intervalles suivants :

$$\hat{p}_1 \pm z(1 - \alpha/2)\sqrt{ep_1 \times \hat{v}_{EAS}(\hat{p}_1)} \quad \text{et} \quad \hat{p}_2 \pm z(1 - \alpha/2)\sqrt{ep_2 \times \hat{v}_{EAS}(\hat{p}_2)} \quad (6)$$

Un test basé sur cette équation fait l'hypothèse que la corrélation entre les deux proportions estimées est égale à -1, ce qui correspond à la valeur maximale de la variance de la différence. Par ailleurs, lorsqu'on utilise deux intervalles pour tester l'égalité entre deux proportions, on ne contrôle plus le seuil du test à 5 %. En effet, celui-ci sera au maximum de 5 %, ce qui veut dire que si la corrélation est supérieure à -1, alors le seuil réel sera inférieur à 5 % et des écarts significatifs au seuil désiré ne seront pas détectés par le test. Ce test est plus conservateur qu'un test basé sur l'intervalle de confiance de la différence, ce qui veut dire qu'il rejette moins souvent l'hypothèse d'égalité des proportions qu'il ne le devrait au seuil de 5 %.

La façon d'interpréter ce test est la suivante : lorsque les intervalles des deux proportions comparées ne présentent aucun chevauchement, on peut alors affirmer que les deux proportions sont significativement différentes, l'une étant plus grande que l'autre. À l'opposé, lorsque les intervalles se chevauchent, c'est-à-dire lorsque la borne supérieure de l'intervalle de la plus petite estimation est plus grande que la borne inférieure de l'intervalle de l'estimation la plus grande, on ne peut affirmer que les deux proportions comparées sont statistiquement différentes. Cependant, en présence d'un faible chevauchement, étant donné que le test de la méthode 2 est très conservateur, il est possible qu'un test plus puissant permette de détecter une différence significative entre les proportions.

Or, le test de la méthode 1 est plus puissant que celui de la méthode 2 pour tester la comparaison de proportions⁷³. Cela signifie qu'il permet plus souvent de détecter des différences significatives. Toutefois, il est important de rappeler que, lors de l'utilisation de l'un ou l'autre de ces tests, nous faisons deux approximations : une au niveau de l'effet de plan⁷⁴ et l'autre concernant la corrélation entre les deux proportions comparées. Pour cette raison, une note est présente au bas des tableaux offerts sur le portail de l'Infocentre à l'effet que dans le cas d'un test non significatif pour lequel le résultat est près de la valeur critique de 5 %, un test plus puissant ou utilisant les poids bootstrap pourrait mener à un résultat significatif⁷⁵. Le recours à l'un ou l'autre de ces fichiers permet l'utilisation des poids bootstrap, non disponibles dans le FMGD, ce qui permet entre autres d'éviter l'approximation par l'effet de plan.

Les tableaux A17-1 et A17-2 montrent deux exemples de tableaux produits sur le portail de l'Infocentre pour les deux méthodes précédemment décrites. Le premier présente les résultats lorsque la méthode 1 est utilisée (approximation par la loi Normale utilisée pour les deux estimations), alors que le second montre les résultats lorsque la méthode 2 est utilisée (lorsqu'au moins une des deux estimations emploie l'approximation par la loi Binomiale).

⁷² Bien que la méthode 2 soit recommandée justement lorsque l'approximation par la loi Normale ne peut être utilisée, nous utiliserons tout de même les intervalles de confiances normaux pour décrire cette méthode pour des raisons de simplicité d'écriture, mais surtout pour faciliter la comparaison avec l'autre méthode.

⁷³ Cependant, du fait que la corrélation n'est pas tout à fait nulle et qu'elle peut être soit positive, soit négative, ce test ne contrôle pas exactement le seuil du test. En effet, le test correspondra à un test de seuil soit supérieur à 5 % (corrélation positive), soit inférieur à 5 % (corrélation négative). Toutefois, contrairement au test de la méthode 2, celui-ci a l'avantage d'être en moyenne près de 5 %. À ce titre, des vérifications devraient être effectuées pour un certain nombre de variables afin de valider cette information à partir des données de l'enquête.

⁷⁴ Se référer à la section 3.1.3.

⁷⁵ Pour ce faire, l'utilisateur peut utiliser les données du fichier maître, soit par télé-accès, soit en s'adressant directement à Statistique Canada, ou encore effectuer une demande à l'Institut de la statistique du Québec afin d'effectuer les tests à partir des données du fichier de partage.

Tableau A17-1 Proportion de buveurs actuels, au cours des 12 derniers mois, ESCC Cycle 3.1 - 2005
Test de comparaison régionale - Proportion brute -

| Région | Sexe | Nombre ¹ | % | C.V. | Erreur-type | I.C. à 95 % | Méthode d'estimation | % non réponse partielle | |
|------------------------------|-------|---------------------|------|------|-------------|---------------|----------------------|-------------------------|-----|
| 02 Saguenay - Lac-Saint-Jean | Total | 195 500 | 82,9 | 1,8 | 1,47 | (80,0 - 85,8) | normale | 1,1 | (+) |
| 06 Montréal | Total | 1 281 800 | 79,0 | 0,9 | 0,74 | (77,6 - 80,5) | normale | 1,0 | |

Source : Infocentre de santé publique, mars 2009.

Note 1 : Parce que la méthode d'estimation utilisée pour les deux estimations comparées est la méthode normale, le test utilisé, et dont le résultat figure dans la dernière colonne du tableau, est le test *t* d'égalité de deux proportions (méthode 1).

Note 2 : Sachez qu'il est possible, comme le démontre ce tableau, que les intervalles de confiance de deux estimations se chevauchent (indiquant un résultat non significatif selon la méthode 2), mais que le test *t* d'égalité de deux proportions (méthode 1) affiche un résultat significatif à la dernière colonne du tableau. Le caractère plus conservateur du test basé sur la méthode 2, comparativement à celui de la méthode 1, explique cette possible incohérence.

Tableau A17-2 Proportion de femmes de 12 à 49 ans ayant pris des contraceptifs oraux au cours d'une période de deux jours, ESCC Cycle 2.1 - 2003

Test de comparaison régionale - Proportion brute -

| Région | Nombre ¹ | % | C.V. | Erreur-type | I.C. à 95 % | Méthode d'estimation | % non réponse partielle | |
|--------------------------|---------------------|--------|------|-------------|---------------|----------------------|-------------------------|----|
| 08 Abitibi-Témiscamingue | 7 300 | * 19,0 | 15,9 | . | (13,3 - 25,7) | binomiale | 7,4 | ns |
| Reste du Québec | 404 400 | 20,9 | 4,0 | 0,83 | (19,2 - 22,5) | normale | 4,7 | |

Source : Infocentre de santé publique, novembre 2008.

Note : Parce que la méthode d'estimation utilisée pour au moins l'une des deux estimations comparées est la méthode binomiale, le test utilisé, et dont le résultat figure dans la dernière colonne du tableau, est le test basé sur la comparaison des deux intervalles de confiance (méthode 2).

Annexe 18

Comment obtenir le résultat du test t d'égalité de deux proportions (méthode 1) à l'aide de l'utilitaire EXCEL développé par l'Institut de la statistique du Québec

Comme mentionné aux sections 5.3.2 et 5.3.3, le test t d'égalité de deux proportions (méthode 1) n'est pas, à ce jour, intégré à la production des tableaux de l'Infocentre de santé publique pour la comparaison d'indicateurs selon une variable de croisement autre que la région, ni pour la comparaison d'indicateurs entre les cycles. À cet effet, et dans le but de répondre à la demande des utilisateurs de l'Infocentre, l'ISQ a développé un utilitaire, programmé à l'aide du logiciel EXCEL, qui permet de calculer la statistique t et d'obtenir ainsi le résultat du test t d'égalité de deux proportions (méthode 1) pour la comparaison souhaitée.

La présente annexe se veut un guide d'utilisation pour la personne qui souhaite effectuer un test de comparaison de proportions qui est moins conservateur que celui présentement disponible sur le portail de l'Infocentre, à savoir le test basé sur la comparaison des intervalles de confiance. Pour ce faire, il faut simplement inscrire, aux endroits appropriés de l'utilitaire, certaines des valeurs présentées dans le tableau produit à l'Infocentre pour cette comparaison. L'utilisateur doit toutefois s'assurer que les conditions d'utilisation de cet outil sont respectées.

Les conditions d'utilisations de l'utilitaire EXCEL sont les suivantes :

- Le test compare deux populations qui sont indépendantes (ou dont la corrélation est négligeable);
- La loi Normale peut être utilisée comme approximation de la loi de l'estimateur pour les deux proportions comparées (voir l'annexe 10 pour plus de détails).

Parce qu'on estime négligeable la corrélation de certaines sous-populations de l'ESCC⁷⁶ et que les échantillons des différents cycles de l'ESCC sont sélectionnés de façon indépendante, l'utilitaire présenté dans les prochains paragraphes peut être utilisé lorsqu'on souhaite faire des comparaisons selon le sexe, entre deux groupes d'âge, entre deux niveaux de scolarité, entre deux tranches de revenu ou entre deux cycles de l'enquête. Bien entendu, dans le cas de comparaison entre deux cycles, il est essentiel de s'assurer d'abord que les indicateurs que l'on souhaite analyser sont comparables selon l'analyse faite par l'ISQ (Plante et autres, 2010).

Par ailleurs, pour les comparaisons souhaitées qui ne satisfont pas les deux conditions d'utilisation énoncées ci-haut, l'utilisateur devra se contenter du test basé sur la comparaison des deux intervalles de confiance (méthode 2), lesquels sont disponibles dans le tableau produit sur le portail de l'Infocentre, car dans ce cas, il n'est pas approprié d'avoir recours à l'utilitaire EXCEL.

⁷⁶ Des analyses ont été menées afin d'évaluer la corrélation pour certaines sous-populations de l'ESCC. Les résultats ont montré que la corrélation est beaucoup plus près de zéro que de moins un pour les cas examinés. Dans une telle situation, le test de la méthode 1, qui suppose une corrélation nulle, peut demeurer la meilleure solution, plutôt que d'utiliser une méthode qui suppose une corrélation importante (pour plus de détails, voir les derniers paragraphes de la méthode 1 de l'annexe 16).

Exemple 2 : Comparaison entre deux cycles

Supposons plutôt que l'on souhaite vérifier si la proportion de personnes de 50 ans et plus qui ont reçu le vaccin contre la grippe au cours d'une période de 12 mois a augmenté au Québec entre 2000-2001 et 2003. Il est essentiel, avant d'aller plus loin dans les analyses, de **vérifier si cet indicateur est comparable dans le temps**. Pour ce faire, le document de Plante et autres (2010) peut être consulté.

Étant donné que l'indicateur analysé est effectivement comparable dans le temps, les tableaux A18-2 et A18-3 peuvent être produits sur le portail de l'Infocentre de santé publique aux fins de la comparaison. Ces tableaux nous informent, qu'en 2000-2001, la proportion de personnes de 50 ans et plus qui ont été vaccinées contre la grippe était de 34,4 % (avec un erreur-type de 1,48 %) et que cette proportion est passée, en 2003, à 38,6 % (avec un erreur-type de 0,75 %).

Le test basé sur la comparaison des intervalles de confiance (méthode 2) ne nous permet pas de conclure à une augmentation de la proportion de personnes de 50 ans et plus qui ont été vaccinées entre 2000-2001 et 2003 étant donné que les deux intervalles se chevauchent légèrement. En effet, l'intervalle de confiance pour l'estimation de 2000-2001 est de **[31,5 %; 37,3 %]**, alors que celui pour 2003 est de **[37,1 %; 40,0 %]**. Or, la méthode de calcul pour la construction de ces deux intervalles étant la loi Normale (voir tableaux A18-2 et A18-3), l'utilitaire EXCEL peut être employé afin de faire un test moins conservateur, c'est-à-dire un test *t* d'égalité de deux proportions (méthode 1).

L'information pertinente des tableaux A18-2 et A18-3 a donc été entrée dans l'utilitaire EXCEL. On obtient alors l'intervalle de confiance au niveau 95 % de la **différence des deux proportions** : **[-7,45 %; -0,95 %]**. Comme la valeur zéro est exclue de l'intervalle de confiance, on conclut que la différence est statistiquement significative, ce qui est confirmé par un « **oui** » inscrit dans la colonne « **test significatif** » de l'utilitaire (voir imprimé d'écran 4). On peut donc conclure, sur la base de ce test, que la proportion de personnes de 50 ans et plus qui s'est fait vacciner au cours d'une période de 12 mois a augmenté entre 2000-2001 et 2003 au seuil de 5 %.

Tableau A18-2 Proportion de la population de 50 ans et plus ayant reçu le vaccin contre la grippe au cours d'une période de 12 mois, ESCC Cycle 1.1 - 2000-2001

Proportion brute

| Région | Sexe | Nombre ¹ | % | C.V. | Erreur-type | I.C. à 95 % | Méthode d'estimation | % non réponse partielle |
|--------------------|-------|---------------------|------|------|-------------|---------------|----------------------|-------------------------|
| Ensemble du Québec | Total | 193 300 | 34,4 | 4,3 | 1,48 | (31,5 - 37,3) | normale | 2,1 |

Source : Infocentre de santé publique, mars 2009.

Tableau A18-3 Proportion de la population de 50 ans et plus ayant reçu le vaccin contre la grippe au cours d'une période de 12 mois, ESCC Cycle 2.1 - 2003

Proportion brute

| Région | Sexe | Nombre ¹ | % | C.V. | Erreur-type | I.C. à 95 % | Méthode d'estimation | % non-réponse partielle |
|--------------------|-------|---------------------|------|------|-------------|---------------|----------------------|-------------------------|
| Ensemble du Québec | Total | 913 100 | 38,6 | 1,9 | 0,75 | (37,1 - 40,0) | normale | 3,8 |

Source : Infocentre de santé publique, mars 2009.

