



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

- Plan commun de surveillance et Plan ministériel de surveillance multithématique -

Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires

– L'Enquête québécoise sur la santé de la population, 2014-2015 –

Ce document a été corrigé le 10 janvier 2017. Veuillez consulter l'errata joint à ce fichier en cliquant [ici](#).

Institut de la statistique du Québec

en collaboration avec
l'Institut national de santé publique du Québec

Pour tout renseignement concernant l'ISQ
et les données statistiques dont il dispose,
s'adresser à :

Institut de la statistique du Québec
200, chemin Sainte-Foy
Québec (Québec)
G1R 5T4
Téléphone : 418 691-2401

ou

Téléphone : 1 800 463-4090
(sans frais d'appel au Canada et aux États-Unis)

Site Web : www.stat.gouv.qc.ca

Ce document est disponible seulement
en version électronique.

Dépôt légal
Bibliothèque et Archives Canada
Bibliothèque et Archives nationales du Québec
4^e trimestre 2016
ISBN 978-2-550-76836-4 (PDF)

© Gouvernement du Québec, Institut de la statistique du Québec, 2016

Toute reproduction autre qu'à des fins de consultation personnelle
est interdite sans l'autorisation du gouvernement du Québec.
www.stat.gouv.qc.ca/droits_auteur.htm

Octobre 2016

Cette publication a été réalisée par :

Jimmy Baulne
Institut de la statistique du Québec

Avec la collaboration de :

Mikaël Berthelot, Robert Courtemanche et Valérie Roy
Institut de la statistique du Québec

Denis Hamel, Mathieu Langlois et Pierre-Luc Trépanier
Institut national de santé publique du Québec

Ont assuré la relecture :

Annick Des Cormiers
Ministère de la Santé et des Services sociaux

Issouf Traoré
Institut de la statistique du Québec

Ont assuré la révision et l'édition :

Danielle Laplante, coordination de l'édition
Nicole Descroisselles, révision linguistique
Anne-Marie Roy, mise en page
Institut de la statistique du Québec

Enquête financée par :

Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec
Institut de la statistique du Québec

Pour tout renseignement concernant
le contenu de cette publication :

Direction de la méthodologie et de la qualité

Institut de la statistique du Québec
200, chemin Ste-Foy, 3^e étage
Québec (Québec) G1R 5T4

Téléphone : 418 691-2410
ou
1 800 463-4090
(sans frais d'appel au Canada
et aux États-Unis)

Site Web : www.stat.gouv.qc.ca

Citation suggérée

INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC en collaboration avec l'INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC (2016). *Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires du Plan national de surveillance de l'état de santé de la population et de ses déterminants (Plan commun de surveillance et Plan ministériel de surveillance multithématique). Enquête québécoise sur la santé de la population 2014-2015*, Québec, Gouvernement du Québec, 83 p.

Note

L'Institut de la statistique du Québec a assuré la coordination des travaux du guide méthodologique et en a assumé la rédaction, en collaboration avec l'Institut national de santé publique du Québec. Le ministère de la Santé et des Services sociaux a, pour sa part, collaboré aux orientations et au suivi des travaux de ce guide.

TABLE DES MATIÈRES

11	Introduction
13	I. Description générale de l' <i>Enquête québécoise sur la santé de la population, 2014-2015</i> (EQSP 2014-2015)
13	1.1 Contexte général
13	1.2 Objectifs de l'enquête
13	1.3 Contenu de l'enquête
14	1.4 Accès aux données de l'enquête
15	II. Aspects méthodologiques et statistiques de l'enquête
17	2. Plan d'échantillonnage
17	2.1 Population visée
17	2.2 Base de sondage
18	2.3 Taille et répartition de l'échantillon
18	2.4 Conserver la comparabilité des données
20	3. Collecte des données
20	3.1 Prétest
20	3.2 Stratégie de collecte
20	3.3 Résultats de collecte
22	4. Traitement des données
22	4.1 Validation et saisie
22	4.2 Pondération
24	4.3 Non-réponse partielle
24	4.3.1 Définition
24	4.3.2 Taux de non-réponse partielle
24	4.3.3 Analyse de la non-réponse partielle et imputation

25	5. Analyse, précision et tests statistiques
25	5.1 Analyse descriptive
25	5.2 Précision des estimations
26	5.3 Tests statistiques
27	6. Comparabilité des données de l'EQSP
27	6.1 Comparaison avec l'édition 2008
27	6.1.1 <i>Comparaisons provinciales</i>
27	6.1.2 <i>Comparaisons régionales</i>
28	6.1.3 <i>Comparaisons locales</i>
28	6.1.4 <i>Croisement et domaine d'étude</i>
28	6.2 Comparaison transversale 2014-2015
28	6.2.1 <i>Comparaisons selon une variable sociodémographique</i>
28	6.2.2 <i>Comparaisons régionales</i>
29	6.3 Comparaison avec d'autres enquêtes

31 III. Aspects méthodologiques spécifiques de l'Infocentre

31	7. Découpages territoriaux disponibles à l'Infocentre
31	7.1 Découpages territoriaux disponibles à l'Infocentre
31	7.2 Regroupement de territoires de CLSC
31	8. Mesures de précision supplémentaires
31	8.1 Intervalle de confiance
33	8.2 Erreur-type
33	9. Non-réponse partielle pour les indicateurs de l'Infocentre
33	9.1 Taux de non-réponse partielle pour les estimations à l'échelle régionale et locale
33	9.2 Traitement pour l'estimation des proportions
33	9.3 Traitement pour l'estimation des effectifs
34	9.4 Traitement de la non-réponse en cascade

Ce document a été corrigé le 10 janvier 2017. Veuillez consulter l'errata joint à ce fichier en cliquant ici.

34	10. Tests statistiques et seuils de signification disponibles à l'Infocentre
34	10.1 Tests statistiques disponibles à l'Infocentre
34	10.1.1 <i>Test global d'indépendance</i>
35	10.1.2 <i>Test d'égalité de deux proportions</i>
35	10.2 Seuils de signification disponibles à l'Infocentre
36	11. Ajustement des estimations de proportions selon l'âge
37	IV. Exploitation des données de l'EQSP 2014-2015 sur le portail de l'Infocentre de santé publique
37	12. Production de tableaux et comparaison de proportions sur le portail de l'Infocentre de santé publique
37	12.1 Production de tableaux et comparaison de proportions sur le portail de l'Infocentre de santé publique
37	12.1.1 <i>Paramètres d'une requête sur le portail de l'Infocentre de santé publique</i>
41	12.1.2 <i>Algorithme d'une requête paramétrable sur le portail pour les données de l'EQSP 2014-2015</i>
49	12.1.3 <i>Exemples de résultats de requêtes sur le portail de l'Infocentre de santé publique et recommandations</i>
57	12.2.3 <i>Non-réponse partielle élevée et sous-estimation des effectifs</i>
60	12.2.4 <i>Diffusion par centre local de services communautaires (CLSC)</i>
61	12.2.5 <i>Indicateurs portant sur la période « au cours de la vie »</i>
61	12.2.6 <i>Indicateur construit à partir des centiles</i>
62	13. Protection des renseignements personnels
62	13.1 Confidentialité des fichiers de microdonnées
62	13.2 Confidentialité des tableaux destinés à la diffusion
64	13.3 Règles de masquage par suppression en présence de données à risque d'identification

65 V. Recommandations pour l'interprétation des résultats

- 65 14.1 Lien de causalité
- 65 14.2 Inférence à la population visée
- 65 14.3 Référence à un nombre
- 66 14.4 Estimations et non valeurs exactes
- 66 14.5 Différence non statistiquement significative
- 66 14.6 Présentation de résultats sous forme de ratio
- 67 14.7 Présentation de résultats selon l'ordre des estimations
- 67 14.8 Interprétation sous forme de tendance
- 68 14.9 Interprétation des résultats pour les indicateurs basés sur les centiles

69 Références

71 Annexes

- 71 **Annexe A** Nombre de répondants et taux de réponse pondéré selon le RLS/CLSC
- 74 **Annexe B** Indicateurs de l'EQSP 2014-2015 ayant un taux de non-réponse partielle supérieur à 5 %
- 76 **Annexe C** Tableaux récapitulatifs des requêtes paramétrables sur le portail de l'Infocentre de santé publique

INTRODUCTION

L'*Enquête québécoise sur la santé de la population, 2014-2015* (EQSP 2014-2015) s'inscrit dans le *Plan ministériel d'enquêtes sociales et de santé* parmi les enquêtes planifiées à des fins de surveillance. Ces enquêtes ciblent, en premier lieu, la couverture des besoins liés aux plans de surveillance prescrits par la Loi sur la santé publique.

Plusieurs acteurs, tant sur le plan provincial que régional, ont été associés aux différentes étapes de réalisation de l'EQSP 2014-2015. Dans la foulée des travaux visant à rehausser la capacité de surveillance au Québec, des efforts importants ont été consentis pour rendre disponible, sur le portail de l'Infocentre de santé publique, l'information nécessaire à l'analyse de chaque indicateur mesuré à des fins de surveillance par l'EQSP 2014-2015. Cette deuxième édition de l'EQSP est la sixième enquête à être traitée à l'Infocentre dans le cadre de la mise en œuvre du *Plan national de surveillance de l'état de santé de la population et de ses déterminants* (PNS), qui regroupe le *Plan ministériel de surveillance multithématique* (PMSM) et le *Plan commun de surveillance de l'état de santé de la population et de ses déterminants 2004-2007* (PCS).

Ce guide vise à soutenir les utilisateurs dans l'analyse et l'interprétation des résultats des indicateurs de l'EQSP 2014-2015 accessibles dans le rapport de l'ISQ et sur le portail de l'Infocentre de santé publique, en fournissant l'information nécessaire pour :

- expliquer les balises méthodologiques utilisées dans la production des résultats ;
- interpréter les mesures de précision et les résultats des tests statistiques offerts sur le portail ;
- choisir l'option méthodologique répondant le mieux à leurs besoins.

La rédaction de ce document s'est inspirée du premier guide méthodologique produit pour une enquête de l'ISQ, soit le *Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires du Plan commun de surveillance – Enquête québécoise sur la santé de la population 2008* (ISQ, 2010) ainsi que des guides méthodologiques de l'*Enquête québécoise sur la santé des jeunes du secondaire* (ISQ, 2014) et de l'*Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle* (ISQ, 2013) ; ces derniers se sont aussi inspirés de cette version.

La première partie (section 1) donne une description générale de l'EQSP 2014-2015. La deuxième partie (sections 2 à 6), qui porte sur les aspects méthodologiques de l'enquête, est en grande partie un extrait du chapitre méthodologique du rapport de l'enquête diffusé par l'Institut de la statistique du Québec (Camirand et autres, 2016). La troisième partie (sections 7 à 11) présente les éléments qui ne sont pas présents dans le rapport de l'ISQ, mais qui sont disponibles à l'Infocentre, puis les méthodes statistiques qui diffèrent entre les deux productions, par exemple la méthode utilisée pour les tests statistiques et l'ajustement des estimations de proportions selon l'âge. L'avant-dernière partie (sections 12 et 13) fournit plusieurs détails sur l'exploitation des données de l'EQSP 2014-2015 à l'Infocentre de santé publique. Finalement, des recommandations sur l'interprétation des résultats sont présentées dans la cinquième et dernière partie du document (section 14).

Le guide se veut un outil dynamique et vise à identifier les balises méthodologiques communes afin d'optimiser l'utilisation de l'information qui provient de l'EQSP, ce qui permettra de mieux soutenir la prise de décision et de renseigner la population sur son état de santé et les déterminants de celui-ci. Il est ainsi appelé à s'enrichir et à évoluer en fonction, notamment, des commentaires des utilisateurs, des prochaines éditions de l'EQSP et de la mise au point de nouvelles méthodologies.

I. DESCRIPTION GÉNÉRALE DE L'ENQUÊTE QUÉBÉCOISE SUR LA SANTÉ DE LA POPULATION, 2014-2015 (EQSP 2014-2015)

1.1 Contexte général

L'Institut de la statistique du Québec (ISQ) a réalisé en 2014-2015, à la demande du ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS), la seconde édition de l'*Enquête québécoise sur la santé de la population* (EQSP). L'EQSP 2014-2015 est une enquête transversale à portée locale qui vise à recueillir des renseignements sur les habitudes de vie, l'état de santé physique et mentale et les déterminants de la santé de la population québécoise de 15 ans et plus. La première édition de l'enquête a été réalisée en 2008.

L'EQSP s'inscrit dans le cadre de l'application de la Loi sur la santé publique qui prescrit la réalisation d'enquêtes sociosanitaires auprès de la population afin d'obtenir, de manière récurrente, les renseignements nécessaires à la fonction de surveillance continue de l'état de santé de la population, fonction essentielle en matière de santé publique. La Loi stipule que les enquêtes nationales sont confiées à l'ISQ qui les exécute en conformité avec les objectifs établis par le ministre, après consultation des directeurs régionaux de santé publique.

L'EQSP découle du *Plan ministériel d'enquêtes sociales et de santé* (PMESS), élaboré pour répondre aux besoins d'information du MSSS et du réseau de la santé et des services sociaux. L'objectif du PMESS est d'alimenter en données d'enquêtes le PNS afin de pouvoir mesurer des indicateurs de santé et suivre leur évolution, et ce, dans le but d'éclairer la prise de décision liée au processus de planification sociosanitaire.

1.2 Objectifs de l'enquête

L'EQSP 2014-2015 vise à dresser un portrait de santé de la population de 15 ans et plus et a comme objectifs spécifiques d'assurer :

- la représentativité régionale et locale des données ;
- la complémentarité avec les enquêtes fédérales portant sur la surveillance de l'état de santé ;
- la couverture des besoins d'information prioritaires sur l'état de santé de la population et ses déterminants afin d'alimenter le PNS ;
- la couverture d'indicateurs de santé pour lesquels il existe peu ou pas de données ;
- le suivi de l'évolution de certains problèmes de santé et de leurs déterminants depuis la première édition en 2008 ;
- la mise à profit des données à des fins de planification sociosanitaire.

1.3 Contenu de l'enquête

Des consultations ont été menées au début de 2013 auprès du MSSS et de ses principaux partenaires du réseau de la santé afin que l'enquête réponde aux besoins d'information prioritaires. À la suite de ces consultations, le choix des thématiques et des questions abordées dans l'EQSP 2014-2015 a été fait en se basant sur les travaux d'un comité d'orientation de projet, mis sur pied pour conseiller l'ISQ et le MSSS dans la réalisation de l'enquête.

Le contenu de l'EQSP 2008 a été conservé en majorité à des fins de comparabilité. Cependant, des modifications ont été apportées au questionnaire afin de mieux couvrir certaines thématiques, ou d'ajouter de nouveaux thèmes ou indicateurs pertinents sur le plan de la santé publique.

Les thématiques de l'EQSP 2008 qui ont été conservées dans la deuxième édition sont les suivantes :

- la perception de l'état de santé
- la rhinite allergique
- la prise de tension artérielle
- le test de Pap
- la santé et l'hygiène buccodentaire
- le statut pondéral, l'image corporelle et le recours aux produits, services ou moyens amaigrissants
- les contraintes organisationnelles et l'exposition à certaines contraintes physiques au travail
- les troubles musculosquelettiques chez les travailleurs
- la satisfaction à l'égard de sa vie sociale
- la détresse psychologique
- les idéations suicidaires et les tentatives de suicide
- la consommation de drogues
- la contraception et la prévention des infections transmissibles sexuellement
- la contraception hormonale combinée chez les fumeuses

Pour répondre à de nouveaux besoins, le module sur les blessures a été revu, le module sur la santé au travail a été élargi et certaines thématiques ont été ajoutées, soit :

- l'activité physique de loisir et de transport
- la consommation de boissons sucrées
- le dérangement créé par le bruit ambiant
- les troubles de l'audition liés au travail
- l'usage de la cigarette
- la consommation d'alcool (région 18 seulement)

Le module portant sur le développement socio-émotionnel des enfants âgés de 3 à 14 ans n'a pas été conservé dans l'EQSP 2014-2015. Enfin, mentionnons que trois versions du questionnaire (en français, en anglais et en cri [pour la région 18]) ont été préparées pour l'enquête¹.

1.4 Accès aux données de l'enquête

L'accès aux résultats de l'EQSP 2014-2015 peut se faire par l'exploitation de deux ensembles de données, soit le fichier maître ou le fichier masqué contre l'identification involontaire (FMII).

Le fichier maître contient l'ensemble de l'information recueillie sur les répondants pour chacune des 17 régions sociosanitaires couvertes par l'enquête². Lors de la collecte des données, le répondant était informé³ que les réponses qu'il fournirait seraient communiquées au MSSS et à l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ). Le fichier maître est donc disponible à trois endroits, soit à l'ISQ, au MSSS et à l'INSPQ. L'Infocentre de santé publique l'exploite pour le déploiement des indicateurs de surveillance et de leurs résultats statistiques sur son portail informationnel qui est à la disposition de ses utilisateurs. Le MSSS, quant à lui, utilise ce fichier pour répondre aux besoins ministériels particuliers d'analyse à des fins de surveillance et de planification sociosanitaire, alors que l'ISQ, l'organisme responsable du fichier, l'exploite pour ses propres besoins (rapports, publications diverses, etc.), tout en favorisant l'accès aux données pour des chercheurs par l'intermédiaire de son centre d'accès aux données de recherche (CADRISQ). Il s'agit en fait du seul accès possible au fichier maître pour les chercheurs. Aucun masquage de données n'est appliqué à ce fichier.

Le FMII est un fichier masqué qui peut être exploité au moyen d'un accès à distance accordé par l'ISQ. Il contient l'ensemble des répondants de l'EQSP 2014-2015. Pour quelques répondants, toutefois, certaines données ont dû être masquées afin de protéger leur identité. En effet, le type de masquage appliqué au FMII a pour but de protéger les répondants contre l'identification involontaire des individus (voir la section 13 pour des explications supplémentaires). De plus, tous les résultats destinés à une diffusion sont examinés pour risque de divulgation par un analyste de l'ISQ.

Pour des détails sur les variables contenues dans ces fichiers, le lecteur peut consulter les cahiers techniques de l'enquête.

1. Les versions française et anglaise sont disponibles sur le site Internet de l'ISQ.

2. Seule la région du Nunavik (17) n'est pas couverte par l'enquête.

3. Cette information prend la forme d'un consentement explicite dans le cas des répondants au questionnaire électronique.

II.

ASPECTS MÉTHODOLOGIQUES ET STATISTIQUES DE L'ENQUÊTE

Afin de faire une utilisation adéquate des données et des résultats issus de l'*Enquête québécoise sur la santé de la population, 2014-2015* (EQSP 2014-2015), il importe de connaître la méthodologie d'enquête utilisée. En effet, le plan d'échantillonnage de l'enquête, les procédures de collecte et le traitement des données ont tous une incidence sur les estimations produites. La connaissance de ces éléments permettra à l'utilisateur des données d'en faire une analyse judicieuse, laquelle pourrait aider à l'élaboration d'actions appropriées et adaptées aux populations visées.

La présente partie du guide fait état des aspects méthodologiques tels qu'ils ont été développés et mis sur pied pour favoriser l'exploitation des données de l'EQSP 2014-2015. Ceux-ci se limitent toutefois aux aspects généraux de l'enquête et aux méthodes recommandées et implantées à l'ISQ pour la production de son rapport intitulé *L'Enquête québécoise sur la santé de la population, 2014-2015 : pour en savoir plus sur la santé des Québécois. Résultats de la deuxième édition*. Ce document présente les principaux résultats de l'EQSP 2014-2015 à l'échelle provinciale seulement.

Certains éléments méthodologiques sont en effet des éléments spécifiques de l'Infocentre, soit parce qu'ils sont utilisés uniquement dans les productions de l'Infocentre (par exemple, les intervalles de confiance et la standardisation), soit parce que des contraintes opérationnelles rendent impossible l'application des mêmes méthodes (par exemple, le test global d'indépendance et le test d'égalité de deux proportions). Dans ces cas, des méthodes alternatives, légèrement différentes de celles de l'ISQ mais jugées équivalentes, sont utilisées. Elles sont présentées dans la troisième partie du document.

L'encadré de la page suivante présente une synthèse des principaux aspects méthodologiques à prendre en considération, en particulier pour l'analyse des données de l'enquête. Chacun des éléments mentionnés est accompagné d'un numéro de section auquel l'utilisateur peut se référer pour avoir plus d'informations. Précisons qu'en général, les tableaux apparaissant dans cette partie du guide sont issus du fichier maître et présentent les données pour l'ensemble du Québec ainsi que pour certains découpages régionaux.

APERÇU DES PRINCIPAUX ASPECTS MÉTHODOLOGIQUES

- La population visée par l'*Enquête québécoise sur la santé de la population, 2014-2015* (EQSP 2014-2015) est constituée de l'ensemble des personnes de 15 ans et plus vivant dans un logement non institutionnel au Québec, à l'exclusion des personnes résidant dans les réserves indiennes ou dans la région sociosanitaire du Nunavik (17) (section 2.1).
- L'EQSP 2014-2015 a une portée tant provinciale que régionale et locale. Elle vise la diffusion de statistiques de bonne précision pour toute proportion de 2,8 % ou plus pour chacune des régions sociosanitaires (RSS) couvertes (17 régions) et de 11,5 % ou plus pour chacun des réseaux locaux de services (RLS) couverts (93 RLS) (section 2.3).
- Les personnes participantes ont rempli un questionnaire, soit par téléphone, soit sur le Web. La durée moyenne du questionnaire téléphonique est d'un peu plus de 31 minutes. L'enquête s'est déroulée du 7 mai 2014 au 12 mai 2015 (section 3.2).
- Au total, 45 760 personnes ont répondu à l'EQSP 2014-2015. Le taux de réponse global pondéré, principale mesure de la qualité des données, est de 61 % (section 3.3).
- L'échantillon de l'EQSP 2014-2015 a été divisé en deux groupes égaux : un volet A offrant au répondant le même mode de collecte qu'en 2008, soit de répondre au questionnaire par téléphone (collecte téléphonique seulement), et un volet B offrant au répondant la possibilité de répondre au questionnaire, soit sur le Web, soit par téléphone (collecte multimode). Cette approche a permis à l'ISQ de déterminer quels indicateurs étaient affectés par le changement de mode de collecte et d'en tenir compte dans les comparaisons (section 2.4).
- Dans le cas d'un indicateur affecté par le changement de mode de collecte, les comparaisons avec l'édition 2008 ont été effectuées en utilisant la partie comparable des deux éditions, soit le volet A de l'EQSP 2014-2015 (section 6).
- Toutes les estimations présentées ont été pondérées afin de tenir compte, d'une part, du fait que certaines personnes avaient plus de chances d'être sélectionnées que d'autres et, d'autre part, de la non-réponse plus importante chez certains groupes d'individus. De plus, en raison des besoins de comparabilité avec l'édition 2008 de l'enquête et de l'effet possible du changement de mode de collecte entre les deux éditions, deux pondérations ont été requises pour l'analyse. Enfin, les poids d'autoamorçage associés à chacune des deux pondérations ont été utilisés aux fins de la production des estimations de précision et des tests statistiques, afin de tenir compte du plan de sondage.

2. Plan d'échantillonnage

Cette section présente la population visée, la base de sondage à partir de laquelle ont été sélectionnées les personnes admissibles à l'enquête, la méthode de sélection de celles-ci ainsi que la taille et la répartition de l'échantillon.

2.1 Population visée

La population visée par l'EQSP 2014-2015 est constituée de l'ensemble des personnes de 15 ans et plus vivant dans un logement non institutionnel au Québec. Cela comprend les personnes qui vivent dans un logement privé et celles qui vivent dans un logement collectif¹ non institutionnel (résidence pour personnes âgées, couvent, etc.). La région sociosanitaire des Terres-Cries-de-la-Baie-James (18), non couverte en 2008, est intégrée à l'édition 2014-2015.

Les personnes vivant dans un logement collectif institutionnel (hôpital, CHSLD, centre jeunesse, centre de réadaptation, prison, etc.) ainsi que celles résidant dans les réserves indiennes² ou dans la région sociosanitaire du Nunavik (17) ne font pas partie de la population visée par l'enquête.

On estime la population visée par l'EQSP 2014-2015 à 6 865 882, soit environ 98,8 % de l'ensemble de la population québécoise âgée de 15 ans et plus.

2.2 Base de sondage

Pour assurer une bonne représentativité des estimations à l'échelle provinciale, régionale et locale, l'ISQ a privilégié le Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA) détenu par la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ) comme base de sondage. Ce fichier présente plusieurs avantages : il permet notamment d'exclure la majeure partie des personnes non visées par l'enquête, tout en assurant une excellente couverture des individus ciblés ; il permet également la sélection d'individus en fonction de critères d'âge, de sexe et de répartition géographique ; finalement, il contient les renseignements nécessaires à l'établissement du contact avec les individus sélectionnés, soit leurs coordonnées géographiques et jusqu'à deux numéros de téléphone. Toutefois, le principal inconvénient du FIPA est lié à la qualité de la mise à jour des numéros de téléphone ; dans certains cas, les numéros sont inexacts ou même inexistant, ce qui complique le contact et la collecte auprès de la population échantillonnée.

Par ailleurs, la base de sondage peut comporter de la sous-couverture puisque certaines personnes admissibles à l'enquête ne font pas partie du FIPA, n'étant pas inscrites à la RAMQ. Il se peut également que la base compte quelques personnes non admissibles, par exemple celles n'ayant, au moment du tirage de l'échantillon, pas encore informé la RAMQ d'un déménagement hors Québec. Il est difficile de quantifier de manière précise la couverture nette de la base de sondage, étant donné que la taille de la population visée ne peut être établie de façon exacte. Les meilleures données disponibles ayant servi à estimer cette taille sont les estimations de population de 2014, produites par l'ISQ et ajustées pour l'exclusion des personnes en institution et de celles vivant dans des réserves indiennes. En comparant ces estimations avec la base de sondage, on peut avancer que la couverture de la population visée par le FIPA est d'au moins 94,3 %³. Ainsi, on peut conclure que l'inférence porte sur l'ensemble de la population visée par l'enquête.

1. Selon le recensement (Statistique Canada), un ménage collectif est constitué d'une personne ou d'un groupe de personnes occupant un logement collectif et n'ayant pas de domicile habituel ailleurs au Canada. Dans l'EQSP 2014-2015, la population visée inclut les personnes vivant en ménage collectif non institutionnel et exclut celles qui sont dans un ménage collectif institutionnel.
2. Sauf bien sûr celles de la région sociosanitaire Terres-Cries-de-la-Baie-James visées par l'enquête 2014-2015.
3. Le pourcentage de couverture est probablement un peu plus élevé que 95 % puisque les estimations de population considérées dans le calcul incluent des personnes non visées par l'enquête, par exemple certains résidents non permanents qui ne sont pas couverts par le régime québécois d'assurance maladie.

2.3 Taille et répartition de l'échantillon

Rappelons qu'un des objectifs de l'enquête est de fournir des estimations à l'échelle de la province, des régions sociosanitaires (RSS)⁴ et des réseaux locaux de services (RLS). Le plan de sondage a donc été construit de manière à :

- estimer une proportion de 2,8 % avec une bonne précision relative, c'est-à-dire un coefficient de variation⁵ (CV) d'au plus 15 % dans chacune des RSS visées par l'enquête (sauf la région des Terres-Cries-de-la-Baie-James, pour laquelle la proportion s'élève à 4,7 % en raison d'un nombre de répondants visé légèrement inférieur à celui des autres régions) ;
- estimer une proportion de 11,5 % avec un CV d'au plus 15 % dans chacun des 93 RLS visés par l'enquête⁶.

Le nombre de répondants nécessaire pour atteindre les objectifs mentionnés précédemment a été fixé à 43 542, prévoyant un minimum de 1 700 répondants par région sociosanitaire⁷ et de 380 par RLS. Cependant, à la demande de la direction de santé publique (DSP) de la Capitale-Nationale, un échantillon d'unités supplémentaires a été ajouté afin de lui permettre d'obtenir des estimations fiables pour certains regroupements de territoires de centres locaux de services communautaires (CLSC). Le nombre total de répondants attendu pour l'ensemble du Québec, en considérant l'échantillon supplémentaire pour la Capitale-Nationale, atteint donc 45 836. Pour atteindre cette cible et en tenant compte des taux de réponse et d'admissibilité attendus, un échantillon de plus de 77 000 personnes a été sélectionné.

Le tirage de l'échantillon s'est fait après une stratification de la base de sondage visant à assurer un certain contrôle de la composition de l'échantillon. Les strates sont formées du croisement entre le RLS (le CLSC pour la Capitale-Nationale), le groupe d'âge (15 à 24 ans, 25 à 44 ans, 45 à 64 ans, 65 à 74 ans, 75 ans et plus) et le sexe. Au total, il y avait 1 030 strates dans la base de sondage, certaines ayant été regroupées à la RAMQ pour des raisons de confidentialité.

En faisant des hypothèses quant aux taux de réponse et d'admissibilité⁸, la taille d'échantillon initiale a pu être déterminée pour chacune des strates de l'enquête. Afin d'assurer une bonne couverture saisonnière, l'échantillon de chacune des strates a été réparti sur l'ensemble de la période de collecte, soit l'année au complet. Le tableau 2.1 présente la taille d'échantillon totale ainsi que le nombre de répondants attendu par région sociosanitaire.

2.4 Conserver la comparabilité des données

Au cours des dernières années, l'ISQ a réalisé plusieurs études concernant les effets d'une modification au plan d'échantillonnage et à la stratégie de collecte des données sur la comparabilité des données (Côté et autres, 2005 ; Plante et autres, 2010 ; Plante et Courtemanche, 2010 ; ISQ et DSP-ASSS de Montréal, 2012 ; Plante et autres, 2012 ; Plante et autres, 2014). D'une part, il est reconnu que certains indicateurs peuvent être influencés par le mode de collecte⁹, c'est-à-dire que la réponse à une question peut différer pour un individu donné selon qu'il est interviewé en face-à-face ou par téléphone ou encore s'il répond de façon autoadministrée à un questionnaire électronique. D'autre part, il est possible que les répondants qui choisissent de remplir un questionnaire

4. Il est important de noter que le découpage territorial utilisé lors de la planification de l'enquête (stratégie d'échantillonnage, collecte, calcul des taux de réponse, etc.) correspond au découpage territorial selon la version M34-2014 (en vigueur avant le 1^{er} avril 2015). Par contre, pour les analyses, il est essentiel d'utiliser le découpage actuel. C'est pourquoi les étapes subséquentes ont été réalisées en utilisant le découpage territorial actuel selon la table de correspondance des territoires 2014-2015 (en vigueur le 1^{er} avril 2015). Ce découpage tient compte, entre autres, du déplacement de deux RLS de la région 16 vers la région 05 et de la nouvelle classification découlant de l'application de la Loi 10.

5. Pour plus de détails, voir la section 1.4.2.

6. Le découpage territorial selon la version M34-2014 contient en tout 93 RLS. Toutefois, à la demande des responsables de la direction de santé publique de la Côte-Nord, le RLS de la Haute-Côte-Nord - Manicouagan, qui est le résultat de la fusion des anciens RLS 901 et 902, a été séparé afin d'être traité selon l'ancien découpage. De plus, le RLS de Kawawachikamach a été exclu de la population visée par l'enquête puisqu'il n'est constitué que d'une seule réserve indienne. Cela fait un total de 93 RLS visés par l'enquête.

7. Sauf la région des Terres-Cries-de-la-Baie-James, pour laquelle le nombre de répondants visé est légèrement inférieur à celui des autres régions, comme mentionné précédemment.

8. Les résultats de l'EQSP 2008 et de l'*Enquête québécoise sur l'expérience de soins 2010-2011* ont été utilisés pour estimer des taux différenciés par RLS afin de déterminer la taille d'échantillon nécessaire pour chacune des strates.

9. Une étude de Statistique Canada (St-Pierre et Bélard, 2004) révélait des différences selon le mode de collecte pour plusieurs variables du cycle 2.1 de l'ESCC, compliquant ainsi la comparabilité avec le cycle 1.1.

Tableau 2.1

Taille d'échantillon et nombre de répondants attendu par région sociosanitaire¹, Québec, 2014-2015

Région sociosanitaire	Taille d'échantillon	Nombre de répondants attendu
01 Bas-Saint-Laurent	4 971	3 040
02 Saguenay–Lac-Saint-Jean	3 497	2 280
03 Capitale-Nationale ²	7 218	4 560
04 Mauricie et Centre-du-Québec	5 000	3 040
05 Estrie	4 992	3 126
06 Montréal	8 321	4 560
07 Outaouais	4 562	2 619
08 Abitibi-Témiscamingue	3 655	2 101
09 Côte-Nord	5 595	2 971
10 Nord-du-Québec	3 044	1 700
11 Gaspésie–Îles-de-la-Madeleine	3 538	2 117
12 Chaudière-Appalaches	3 857	2 482
13 Laval	2 961	1 700
14 Lanaudière	2 807	1 700
15 Laurentides	4 487	2 660
16 Montérégie	6 857	4 180
18 Terres-Cries-de-la-Baie-James	2 048	1 000
Ensemble du Québec	77 410	45 836

1. Découpage territorial selon la version M34-2014.

2. Les unités de l'échantillon supplémentaire sont incluses.

Source : Institut de la statistique du Québec, *Enquête québécoise sur la santé de la population*, 2014-2015.

électronique aient des caractéristiques différentes des répondants qui choisissent de répondre au questionnaire téléphonique.

Ces études et leurs constats ont fait ressortir l'importance de tenir compte des problèmes de comparabilité lors des analyses de données. C'est pourquoi, étant donné l'implantation d'un mode de collecte multiple à partir de l'édition 2014-2015 de l'EQSP, l'ISQ a mis sur pied une stratégie d'échantillonnage permettant d'intégrer le multimode à l'enquête tout en conservant la comparabilité des données.

Pour ce faire, il a été décidé de séparer l'échantillon de l'EQSP 2014-2015 en deux parties égales de façon à contrôler le ou les modes de collecte offerts. Ainsi, 50 % de l'échantillon a conservé la même façon de faire qu'en 2008, soit de répondre au questionnaire par téléphone seulement (volet A), alors que l'autre 50 % (volet B) s'est vu offrir de répondre, d'abord sur le Web, puis par la suite par téléphone (collecte multimode)¹⁰.

Cette stratégie d'échantillonnage et de collecte permet d'évaluer l'effet du mode de collecte sur les estimations, en comparant les résultats d'un mode de collecte unique (téléphonique) avec ceux d'une collecte multimode. Et, en cas d'effet du mode sur un indicateur donné, elle permet d'utiliser une approche permettant d'analyser des estimations comparables.

La section 6 fournit des informations sur l'approche à utiliser pour l'analyse des indicateurs affectés par le changement de mode de collecte entre les éditions 2008 et 2014-2015 de l'EQSP. Pour plus de détails, le lecteur est invité à consulter le document *Enquête québécoise sur la santé de la population 2014-2015. Comparabilité des données de la deuxième édition de l'enquête* (Baulne et Courtemanche, 2016).

10. Précisons que l'échantillon de la région des Terres-Cries-de-la-Baie-James a été attribué en totalité au volet B étant donné qu'il n'y avait pas de comparabilité possible avec l'édition 2008 ; de fait, cette région n'était pas couverte lors de cette édition.

3. Collecte des données

3.1 Prétest

En janvier et février 2014, sur une période de 6 semaines, un prétest a été effectué auprès de 638 répondants à partir d'un échantillon de 2 000 personnes, afin de valider non seulement les nouvelles sections du questionnaire et la durée de celui-ci, mais aussi la logistique sous-tendant le questionnaire électronique. À la suite de l'analyse des résultats du prétest, certaines modifications ont été apportées au questionnaire.

3.2 Stratégie de collecte

Une formation a été donnée aux 63 intervieweurs assignés à la collecte téléphonique de l'enquête afin de bien leur expliquer les tenants et aboutissants de la collecte de renseignements auprès des individus. Les intervieweurs téléphoniques de l'ISQ ont été formés non seulement pour mener des entrevues, mais aussi pour effectuer des relances et faire des suivis de dossier.

La collecte des données de l'EQSP s'est déroulée du 7 mai 2014 au 12 mai 2015. Une lettre de présentation de l'enquête avait été envoyée à toutes les personnes sélectionnées leur expliquant les objectifs de l'enquête et la façon de procéder. Une lettre d'information avait également été envoyée aux parents des personnes sélectionnées qui avaient entre 15 et 17 ans¹¹. Pour les individus sélectionnés dans l'échantillon téléphonique seulement (volet A), la lettre annonçait l'appel imminent d'un intervieweur de l'ISQ, alors que pour les individus sélectionnés dans l'échantillon multimode (volet B), la lettre invitait la personne à se rendre sur le Web pour remplir le questionnaire électronique. La période de collecte a été divisée en quatre vagues, ce qui a permis de suivre l'évolution de divers paramètres de collecte (taux d'admissibilité et de réponse) et de les réviser si certaines hypothèses de départ s'avéraient erronées.

La collecte des données s'est effectuée par interview téléphonique assistée par ordinateur (ITAO) et/ou par auto-interview assistée par ordinateur (AIAO) selon le volet attribué à l'unité échantillonnée. La durée moyenne des entrevues téléphoniques a été d'un peu plus de

31 minutes. L'ITAO et l'AIAO procurent 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'entrevue et des réponses aux questions précédentes. Deuxièmement, des mesures de contrôle isolent les réponses incohérentes ou hors normes, et des instructions apparaissent à l'écran lorsqu'une telle situation se présente. Le répondant reçoit une rétroaction immédiate et l'intervieweur, ou lui-même dans le cas du questionnaire électronique, peut corriger toute incohérence. Troisièmement, le processus permet au répondant de sauter automatiquement les questions qui ne le concernent pas.

3.3 Résultats de collecte

À l'instar des taux de réponse généralement présentés par l'ISQ, les taux présentés pour l'EQSP 2014-2015 sont pondérés. Ils tiennent compte, entre autres facteurs, de la non-proportionnalité régionale et locale de l'échantillon de l'enquête.

Comme on s'y attendait, le taux d'admissibilité à l'enquête est très élevé (99 %). Seules quelques personnes ont été jugées inadmissibles au moment de la collecte, soit parce qu'elles avaient déménagé dans un ménage collectif institutionnel ou en dehors de la province de Québec, soit parce qu'elles résidaient dans une réserve indienne, soit parce qu'elles étaient décédées.

Au total, 45 760 personnes ont répondu à l'EQSP 2014-2015, ce qui correspond à un taux de réponse pondéré de 61 %. Sur les 39 % de non-répondants, l'absence de numéros de téléphone ou la présence de mauvais numéros dans la base de sondage contribue considérablement à la non-réponse (16 %). À cet effet, le multimode présente un avantage étant donné qu'il n'est pas toujours nécessaire de joindre la personne par téléphone pour obtenir un questionnaire rempli. Cela se reflète d'ailleurs dans le taux de réponse obtenu pour le volet multimode, qui est de plus de 4 % supérieur (58,4 % pour le volet A et 62,6 % pour le volet B).

11. Il est à noter que la Commission d'accès à l'information (CAI) a demandé à ce que les parents de jeunes âgés de 15 à 17 ans, sélectionnés pour participer à l'enquête, soient informés du fait que l'ISQ contacterait leur jeune pour obtenir sa participation.

Le nombre de répondants par région sociosanitaire (RSS) varie entre 900 (Terres-Cries-de-la-Baie-James) et 4 650 (Capitale-Nationale¹²). L'objectif quant au nombre de répondants attendu a été atteint (10 régions sur 17) ou presque atteint (plus de 97 % des répondants attendus pour 6 régions sur 17) dans toutes les régions sociosanitaires, à l'exception des Terres-Cries-de-la-Baie-James (91 %). Le tableau 3.1 présente le nombre de répondants et le taux de réponse pondéré obtenu par région sociosanitaire.

Les taux de réponse régionaux oscillent entre 55 % et 67 %; la région des Terres-Cries-de-la-Baie-James fait exception avec un taux de 47 %, région pour laquelle même le recours à un mode de collecte téléphonique était une première¹³. Les taux de réponse pour les réseaux locaux de services (RLS) sont plus variables, puisqu'ils

vont de 49,2 % à 69,1 %; la Basse-Côte-Nord se distingue toutefois avec un taux de 41,0 %. Le nombre de répondants et le taux de réponse obtenus pour chacun des RLS et des CLSC (pour la Capitale-Nationale) figurent au tableau A.1 de l'annexe A.

Il faut également mentionner que, parmi les 45 760 entrevues complétées, 903 ont été réalisées auprès de tierces personnes, ce qui correspond à un taux de déclaration par procuration pondéré de 1,7 % pour l'ensemble du Québec. Étant donné la faiblesse de ce taux, le biais engendré par la non-réponse découlant des répondants par procuration peut être considéré comme négligeable lors de la production d'estimations tirées de l'EQSP 2014-2015.

Tableau 3.1

Nombre de répondants et taux de réponse pondéré selon la région sociosanitaire¹, Québec, 2014-2015

Région sociosanitaire	Nombre de répondants	Taux de réponse (%)
01 Bas-Saint-Laurent	3 049	64,1
02 Saguenay-Lac-Saint-Jean	2 302	67,0
03 Capitale-Nationale	4 650	64,5
04 Mauricie et Centre-du-Québec	3 047	61,7
05 Estrie	3 112	63,1
06 Montréal	4 622	55,1
07 Outaouais	2 595	59,0
08 Abitibi-Témiscamingue	2 082	58,7
09 Côte-Nord	2 820	57,1
10 Nord-du-Québec	1 651	55,8
11 Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine	2 106	60,8
12 Chaudière-Appalaches	2 506	65,8
13 Laval	1 686	57,7
14 Lanaudière	1 683	60,4
15 Laurentides	2 739	62,0
16 Montérégie	4 210	62,4
18 Terres-Cries-de-la-Baie-James	900	46,7
Ensemble du Québec	45 760	60,5

1. Le découpage territorial correspond à la version M34-2014. Le nombre de répondants des régions 05 et 16 pourrait différer dans un tableau utilisant le découpage territorial actuel (version M34-2016 selon la table de correspondance des territoires 2014-2015). Ainsi, les valeurs 3 860 et 3 462 seraient respectivement présentées pour ces deux régions.

Source : Institut de la statistique du Québec, Enquête québécoise sur la santé de la population, 2014-2015.

12. Rappelons que la région de la Capitale-Nationale a fait l'achat d'unités d'échantillon supplémentaires afin de pouvoir obtenir des estimations fiables pour certains regroupements de territoires de CLSC.

13. Dans cette région, les enquêtes sont habituellement effectuées en personne. Ainsi, pour l'EQSP 2014-2015, le défi était double, soit une collecte électronique combinée à une collecte téléphonique.

Période de collecte de la RSS 18

En dépit de la répartition de l'échantillon en vagues et de l'étalement de celui-ci sur l'ensemble de la période de collecte, les contraintes de terrain pour la région des Terres-Cries-de-la-Baie-James ont fait en sorte que la distribution des répondants varie quelque peu entre les saisons. Le fait de devoir suspendre la collecte des données de cette région pendant plusieurs semaines à l'automne 2014 est une de ces contraintes. En effet, vu la proportion importante de numéros de téléphone absents ou mauvais dans les résultats de collecte pour cette région (49 % comparativement à 12 % pour le reste des régions en date du 29 septembre 2014), il a été décidé de suspendre temporairement la collecte et d'impliquer le Conseil Cri de la santé et des services sociaux de la Baie James dans le processus afin de faciliter l'obtention de numéros de téléphone valides. Cette approche ayant porté ses fruits, la collecte a repris en novembre, pour se terminer en même temps que dans les autres régions, soit en mai 2015. Quel que soit l'angle retenu, il importe de garder à l'esprit que la région des Terres-Cries-de-la-Baie-James a connu une collecte sensiblement plus tardive et se déroulant particulièrement en hiver, et que des précautions devraient être prises lors de sa comparaison avec les autres régions pour certains indicateurs.

4. Traitement des données

4.1 Validation et saisie

Le recours aux questionnaires informatisés (ITAO et AIAO) permet une saisie automatique des réponses fournies par les répondants. La très grande majorité des questions sont autocodées, c'est-à-dire que l'intervieweur ou le répondant n'a qu'à cocher le choix de réponse. La saisie s'en trouve donc réduite au minimum. Par ailleurs, les collectes téléphonique et électronique étant entièrement informatisées, plusieurs validations de base sont réalisées pendant l'entrevue, notamment la vérification du respect des choix de réponse pour les questions fermées ou celle de l'adéquation des sauts de section, pour les blocs de questions ne s'adressant qu'à un sous-groupe de répondants.

De plus, une validation, effectuée *a posteriori* afin de s'assurer principalement de la cohérence des réponses d'un même répondant, a servi à relever quelques erreurs. À cette étape, la codification des réponses aux questions permettant de distinguer les non-répondants partiels des répondants qui n'étaient pas concernés par une question a également été vérifiée.

Enfin, comme cette enquête vise à produire des estimations à un niveau géographique fin (RLS), une validation minutieuse des codes postaux fournis par les répondants a été effectuée afin de s'assurer que chaque répondant était classé dans le bon RLS¹⁴.

4.2 Pondération

La pondération consiste à attribuer à chaque répondant de l'enquête une valeur, c'est-à-dire un poids qui correspond au nombre de personnes qu'il « représente » dans la population. La pondération est essentielle pour la production des diverses estimations tirées de l'EQSP. Elle permet de rapporter les données des répondants à la population visée et, ainsi, de faire des inférences adéquates à cette population, bien que celle-ci n'ait pas été observée dans sa totalité.

Dans l'EQSP 2014-2015, les objectifs de diffusion à l'échelle régionale et locale entraînent une variation importante des probabilités de sélection et font en sorte que la répartition non proportionnelle de l'échantillon selon les régions sociosanitaires ne représente pas bien celle de la population, d'où la nécessité de tenir compte de la pondération dans toutes les estimations. Ce faisant, on corrige en quelque sorte la distorsion créée par le plan d'échantillonnage utilisé pour la sélection de l'échantillon. De plus, dans tout type d'enquête, la probabilité de répondre varie selon plusieurs caractéristiques sociodémographiques. Ces éléments doivent donc, dès lors, être intégrés à la pondération. La pondération est également un des éléments à considérer pour estimer correctement la précision des données.

14. C'est le cas également pour les territoires de CLSC pour la région de la Capitale-Nationale.

En raison des besoins de comparabilité entre les deux éditions de l'EQSP et de l'effet du changement de mode de collecte sur certains indicateurs, deux pondérations sont requises pour l'analyse :

- une pondération principale, portant sur l'ensemble des répondants, aux fins de l'analyse des questions/indicateurs de l'édition 2014-2015;
- une pondération secondaire, portant sur les répondants du volet téléphonique seulement (volet A), aux fins des comparaisons des questions/indicateurs qui ont été jugés affectés par le changement de mode de collecte entre les éditions 2008 et 2014-2015.

Pour ces raisons, la stratégie de pondération qui a été élaborée par l'ISQ pour cette enquête traite séparément les unités du volet A (téléphonique seulement) et les unités du volet B (multimode). Ce n'est que par la suite que les deux pondérations sont combinées pour constituer la pondération principale de l'enquête. Cette stratégie tient compte des étapes suivantes : la prise en compte de la probabilité de sélectionner une personne dans la base de sondage, le traitement des personnes inadmissibles, l'ajustement de la non-réponse totale, l'examen des valeurs extrêmes ainsi que l'ajustement aux totaux de population par RLS/CLSC, groupe d'âge et sexe. Ces étapes sont les mêmes pour chacun des volets et ont été réalisées de façon indépendante.

Description des étapes

La première étape consiste à calculer le poids de départ de chaque individu qui correspond à l'inverse de la probabilité de sélection. Ce poids tient compte de l'attribution aléatoire du mode de collecte¹⁵ à chacune des unités sélectionnées (création des volets A et B), sous la contrainte d'attribuer le même volet aux personnes résidant à la même adresse.

Ensuite, un ajustement doit être fait pour l'admissibilité à l'enquête, qui varie selon l'âge et le sexe, et qui, de surcroît, n'est pas connue pour certains non-répondants. L'ajustement pour l'admissibilité comporte deux phases. La première vise à corriger les poids pour tenir compte des personnes qui vivent sur des réserves indiennes¹⁶, alors que la seconde porte sur l'admissibilité générale, qui inclut les décès, les déménagements hors Québec et les personnes vivant dans un logement collectif institutionnel. Lors de cette étape, le poids des non-répondants a été diminué afin de représenter seulement les personnes admissibles à l'enquête. Soulignons que les étapes de pondération subséquentes ont toutes été réalisées séparément pour chacun des volets, ainsi que pour la région 18.

L'étape suivante est l'ajustement pour la non-réponse totale. La méthode utilisée pour cet ajustement est la méthode du score de propension à répondre¹⁷. Cette méthode consiste à modéliser le fait d'être répondant ou non à l'enquête et à créer ensuite des classes de pondération correspondant à des groupes d'unités ayant des caractéristiques et des proportions de répondants semblables. L'ajustement pour la non-réponse est fait séparément pour chacun des volets, ainsi que pour la région 18. Dans les modèles de non-réponse, on considère les variables suivantes : l'âge, le sexe, la langue de correspondance, la taille du ménage, la vague de collecte, la région (la communauté pour la RSS 18), l'indice de défavorisation et le fait d'avoir ou non un conjoint. Le poids des répondants est ajusté par l'inverse du taux de réponse dans chacune des classes formées à partir de cette méthode.

Or, il appert que les poids de certains individus sont très élevés comparativement aux poids des individus de la même région, ou du même RLS ou du même CLSC, selon le cas. Par conséquent, des poids ont été abaissés afin d'éviter qu'une personne puisse avoir une influence induite sur les statistiques. Cela est le cas pour 0,1 % des répondants.

15. En réalité, on a attribué un volet (A ou B) à chaque individu et non un mode de collecte. Les individus du volet A se faisaient offrir de remplir le questionnaire par téléphone, alors que ceux du volet B avaient la possibilité de le remplir, soit sur le Web, soit par téléphone. À noter que tous les individus de la région 18 se voyaient attribuer le même volet, soit le volet B. Pour plus de détails, consulter la section 2.4.

16. Cet ajustement cible des codes postaux particuliers qui couvrent à la fois des résidences hors réserve et sur réserve. Cet ajustement n'affecte pas les unités de la région 18.

17. HAZIZA, D. et J.-F. BEAUMONT (2007).

La dernière étape de la pondération consiste à ajuster les poids aux effectifs de la population visée par l'enquête. Cet ajustement a été réalisé par un calage aux marges¹⁸, en utilisant comme première marge le croisement de la région sociosanitaire, du groupe d'âge et du sexe, et comme deuxième marge le RLS/CLSC¹⁹. La population de référence utilisée est constituée des plus récentes estimations de population produites par l'ISQ (2014), qui sont ramenées sur la population visée par l'enquête à partir des taux d'admissibilité obtenus du FIPA.

Au final, cette opération nous a permis d'obtenir deux pondérations distinctes : une pondération pour le volet B, dont la somme des poids totalise 6 865 882, et une pondération pour le volet A, dont la somme totalise 6 854 027, laquelle est inférieure en raison de la non-couverture de la région 18 pour ce volet²⁰. Dans le but d'obtenir une pondération finale pour la production des estimations de l'EQSP 2014-2015, ces deux pondérations ont été combinées en une seule : le poids des individus des régions communes aux deux volets a simplement été divisé par deux.

4.3 Non-réponse partielle

4.3.1 Définition

La pondération tient compte de la non-réponse totale, mais n'a pas été ajustée pour la non-réponse partielle. Celle-ci se produit lorsqu'une variable comporte des données manquantes pour les répondants à l'enquête. Il est connu qu'une non-réponse partielle importante peut entraîner certains biais dans les estimations, au même titre que la non-réponse totale, s'il s'avère que les non-répondants présentent des caractéristiques différentes de celles des répondants et, de surcroît, si ces caractéristiques sont liées au thème abordé. Le taux de non-réponse partielle pondéré se définit comme le rapport entre le nombre pondéré de personnes qui n'ont pas répondu à la question et le nombre pondéré de per-

sonnes admissibles à la question. Plus ce taux est élevé, plus le risque de biais induits par la non-réponse partielle est grand. Pour l'EQSP 2014-2015, on fait l'hypothèse qu'une non-réponse partielle inférieure à 5 % a un impact négligeable, en général, sur les estimations à l'échelle provinciale, sauf dans la situation où cette non-réponse est très caractérisée.

4.3.2 Taux de non-réponse partielle

Les indicateurs pour lesquels le taux de non-réponse partielle dépasse le seuil critique doivent en général être analysés plus à fond au regard des biais. En raison des faibles taux de non-réponse partielle observés pour la grande majorité des variables de l'enquête, les risques de biais, relativement à la précision des estimations, sont assez faibles.

Les indicateurs de l'EQSP 2014-2015 qui présentent une non-réponse partielle supérieure à 5 % sont présentés dans le tableau B.1 à l'annexe B.

4.3.3 Analyse de la non-réponse partielle et imputation

Pour chacun des indicateurs énumérés au tableau B.1, une analyse de la non-réponse partielle a été effectuée. Pour ce faire, la non-réponse partielle de chaque indicateur a été redistribuée au sein des catégories de réponse existantes, en tenant d'abord compte des caractéristiques des non-répondants²¹. La distribution estimée ainsi obtenue a été comparée à la distribution estimée obtenue en redistribuant les non-répondants partiels sans tenir compte de leurs caractéristiques. La comparaison de ces distributions a révélé que, pour un certain nombre d'indicateurs²², les deux distributions s'avéraient très similaires, ce qui suggère que la non-réponse partielle n'a qu'un impact négligeable sur les estimations. Pour les autres indicateurs, le fait que les non-répondants ont des caractéristiques particulières, par exemple être

18. Le « calage aux marges » est une procédure qu'on peut appliquer pour incorporer des données auxiliaires. Cette procédure rajuste les poids d'échantillonnage au moyen de multiplicateurs appelés les facteurs de calage, lesquels font correspondre les estimations aux totaux connus.

19. Pour la région des Terres-Cries-de-la-Baie-James, la seconde marge correspond à la zone géographique définie par le regroupement des communautés « sur la côte » et de celles « à l'intérieur des terres ».

20. Rappelons que la pondération du volet A doit être utilisée lors de la comparaison d'indicateurs jugés affectés par le changement de mode de collecte effectué entre les éditions 2008 et 2014-2015. Pour plus de détails, consulter le document sur la comparabilité (Baulne et Courtemanche, 2016).

21. Les analyses ont été effectuées selon quatre variables de croisement : l'âge, le sexe, la mesure de faible revenu et la scolarité.

22. Voir le tableau B.1 en annexe.

plus âgés, induit un léger biais dans les estimations. La dernière colonne du tableau B.1 indique, pour chacun des indicateurs examinés, l'impact de la non-réponse partielle sur l'analyse.

Imputation

L'imputation des données manquantes est une solution souvent mise de l'avant pour minimiser l'impact de la non-réponse partielle dans les enquêtes. Pour une variable présentant de la non-réponse partielle, l'imputation consiste à attribuer une valeur à un individu en remplacement d'une donnée manquante, en se basant sur les renseignements disponibles au sujet de cet individu²³.

Pour pallier le problème de non-réponse de l'indicateur de la mesure de faible revenu utilisé comme variable de croisement, les données des non-répondants partiels ont été imputées. L'indicateur de la mesure de faible revenu est calculé à partir de la question SD3_7_1 du questionnaire de l'enquête. Cette question demandait de fournir, pour les 12 derniers mois, le revenu total de tous les membres du ménage provenant de toutes les sources, avant impôt et autres retenues. Le répondant avait la possibilité de fournir cette information soit par une valeur exacte, bien qu'approximative, soit sous forme de catégorie en indiquant la tranche de revenu. En considérant la déclaration sous forme de catégorie comme de la non-réponse partielle (cette donnée n'est pas toujours assez précise pour permettre l'attribution d'une valeur à l'indicateur en question), le taux global pondéré de non-réponse partielle atteint 26,6 %²⁴.

En présence d'une non-réponse partielle aussi élevée, il est souhaitable de procéder à l'imputation de données, de manière à minimiser les risques de biais. Ainsi, l'imputation du revenu total du ménage pour les non-répondants partiels de cette question a été faite²⁵. L'imputation de données a pour effet d'augmenter artificiellement le nombre de répondants, ce qui fait que la variance des estimations faisant intervenir la mesure de faible revenu est sous-estimée. Étant donné que la

non-réponse partielle pour le revenu est plus élevée chez les 15 à 24 ans et chez les femmes de 75 ans et plus, il est recommandé d'interpréter avec prudence les différences dont le seuil observé est très près du seuil de signification. Les analyses publiées par l'ISQ tiennent compte de cette recommandation.

5. Analyse, précision et tests statistiques

5.1 Analyse descriptive

Les analyses effectuées à partir des données de l'EQSP sont descriptives et bivariées. Elles ne tiennent pas compte de l'interaction plus complexe entre les variables, qui pourrait modifier ou annuler les associations initialement détectées entre un indicateur et une variable de croisement, comme pourrait le faire une analyse multivariée. Soulignons que seules des proportions sont estimées dans le rapport de l'enquête. De plus, le recours à des données pondérées rend possible l'inférence des données de l'EQSP à la population visée. Par ailleurs, les analyses temporelles effectuées doivent prendre en considération le fait qu'un indicateur est affecté ou non par le changement de mode de collecte entre les deux éditions. Dans le cas d'un indicateur affecté, il est recommandé d'utiliser les répondants du volet téléphonique seulement (voir section 6).

5.2 Précision des estimations

La plupart des enquêtes statistiques comportent des erreurs dites d'échantillonnage, dues au fait que seule une partie des unités de la population enquêtée est sélectionnée pour participer à l'enquête. Ces erreurs se répercutent sur les estimations produites, dont la précision est par ailleurs influencée par la complexité du plan d'échantillonnage. Il est donc nécessaire de mesurer la précision de chaque estimation et d'en tenir compte dans l'interprétation des résultats inférés à la population visée.

23. Ces informations sur les non-répondants partiels peuvent provenir du questionnaire d'enquête lui-même, ou encore de la base de sondage.

24. Notons que l'offre complémentaire d'un mode de collecte électronique semble contribuer à diminuer la non-réponse à la question sur le revenu comme le montrent les taux de non-réponse partielle des deux volets : 31,6 % pour le volet A (téléphonique seulement) et 21,2 % pour le volet B (multimode).

25. Précisons que la valeur du revenu imputée à un individu respecte, le cas échéant, la tranche de revenu déclarée par celui-ci.

Dans l'EQSP 2014-2015, l'estimation de la variance et les tests statistiques sont effectués à l'aide de poids d'autoamorçage, aussi appelés « poids bootstrap ». Pour chacune des deux pondérations²⁶, une série de 500 poids d'autoamorçage a été créée afin de tenir compte adéquatement non seulement du plan de sondage complexe, mais aussi de tous les ajustements de non-réponse et de calage apportés à la pondération dans l'estimation de la variance et les tests statistiques. Ces poids ont par la suite été utilisés avec le logiciel SUDAAN.

Le coefficient de variation (CV)²⁷ est l'indicateur de précision relative recommandé par l'ISQ pour l'analyse des données de l'EQSP 2014-2015. Les estimations dont le CV est supérieur à 15 % sont annotées dans les tableaux et les figures en utilisant le système de classification présenté au tableau 5.1.

5.3 Tests statistiques

Pour l'analyse des données de l'EQSP, l'ISQ a d'abord effectué un test statistique d'indépendance du khi-deux²⁸ pour déceler un lien possible entre l'indicateur analysé et une variable de croisement correspondant généralement à une caractéristique sociodémographique ou à l'édition de l'enquête. Les tests dont le seuil observé est inférieur au seuil de signification fixé, soit 1 % pour les analyses provinciales²⁹, montrent une association significative.

Des tests d'égalité de deux proportions peuvent ensuite être réalisés pour mieux comprendre les associations révélées par les tests du khi-deux significatifs. La comparaison est basée sur la construction d'une statistique de Wald à partir de la différence des transformations *logit*³⁰ des proportions estimées. La variance et la covariance de la différence des *logits* sont calculées à l'aide des poids d'autoamorçage. Notons qu'un écart important entre deux proportions n'est pas nécessairement statistiquement significatif. Tout dépend de la variabilité associée aux estimations. Pour plus de détails, consulter la section 10.

Tableau 5.1
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 ≤ 15 % ¹	(aucun signe)	Estimation diffusée sans mention
15 % < CV ≤ 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 le CV est inférieur à 15 %. Par exemple, les cotes suivantes peuvent être utilisées: A (0 % < CV ≤ 5 %) ; B (5 % < CV ≤ 10 %) ; et C (10 % < CV ≤ 15 %).

Source: Institut de la statistique du Québec.

26. Bien qu'on ait mentionné à la section 4.2 l'existence de trois pondérations distinctes (celle du volet A, celle du volet B et celle combinant les deux volets), seules deux pondérations sont importantes pour les analyses; la troisième a servi uniquement à évaluer la comparabilité des données.

27. Le coefficient de variation est obtenu en divisant l'erreur-type de l'estimation (racine carrée de la variance de l'estimation) par l'estimation elle-même.

28. On utilise une version modifiée du test du khi-deux habituel qui tient compte du plan de sondage de l'enquête: il s'agit de l'ajustement de Satterthwaite du test du khi-deux. Plus précisément, c'est la statistique F correspondant à cette correction du test du khi-deux qui est utilisée dans les analyses.

29. En raison du nombre important de répondants dans l'EQSP 2014-2015, donc de la puissance statistique de celle-ci, l'ISQ a décidé d'analyser les données en utilisant les seuils de signification suivants: 1 % pour les analyses provinciales et 5 % pour les analyses régionales ou infrarégionales.

30. La transformation « *logit* » = $\log(p/(1-p))$ est utilisée comme transformation normalisatrice dans la construction d'intervalles de confiance afin d'améliorer leurs taux de couverture, en particulier pour de petites proportions (Korn et Graubard, 1999).

6. Comparabilité des données de l'EQSP

Comme mentionné à la section 2.4, les analyses effectuées sur des indicateurs affectés par le mode de collecte, en particulier les comparaisons avec l'édition 2008 de l'enquête, doivent utiliser des estimations comparables. Dans cette optique, tous les indicateurs de l'EQSP 2014-2015 ont fait l'objet d'une analyse afin de déterminer s'ils sont affectés par le changement de mode de collecte survenu entre les deux éditions de l'enquête.

6.1 Comparaison avec l'édition 2008

6.1.1 Comparaisons provinciales

Un indicateur pour lequel nos analyses concluent à une différence significative au niveau provincial entre l'estimation du volet A (téléphonique seulement) et l'estimation du volet B (multimode) est considéré comme affecté par le mode de collecte. Le cas échéant, les comparaisons avec l'édition 2008 de l'enquête doivent être faites en utilisant uniquement les données du volet A et en prenant soin d'utiliser la pondération appropriée (voir la section 4.2). Afin de rendre les comparaisons les plus comparables possibles, les unités correspondant à des personnes vivant dans un ménage collectif non institutionnel, de même que les unités de la région 18, doivent être exclues des analyses comparatives pour les indicateurs affectés. Cette approche est utilisée pour l'analyse de l'évolution provinciale, mais également pour l'évolution régionale.

Il importe de mentionner que pour les indicateurs affectés par le mode de collecte, l'estimation officielle pour l'EQSP 2014-2015 demeure celle produite à partir de l'ensemble de l'échantillon ; c'est d'ailleurs cette dernière qui apparaît dans les tableaux portant sur les résultats de cette édition. Toutefois, lorsqu'une estimation pour un indicateur affecté est comparée avec celle de l'édition 2008, la valeur de 2014-2015 présentée correspond à l'estimation comparable, soit celle produite à partir du volet téléphonique seulement (volet A). Dans ces cas, plusieurs éléments dans les tableaux (titre, légende, note au bas du tableau) rappellent à l'utilisateur qu'il s'agit d'estimations comparables et non d'estimations officielles.

Les indicateurs jugés non affectés peuvent quant à eux être comparés en utilisant l'échantillon complet de l'EQSP 2014-2015, sans tenir compte du volet. De plus, les unités correspondant à des personnes vivant dans un ménage collectif non institutionnel et les unités de la région 18 n'ont pas à être exclues des comparaisons avec 2008. Leur faible incidence sur les estimations et le désir de simplifier les traitements ont favorisé ce choix. Les productions présentées sur le portail de l'Infocentre s'inscrivent dans cette approche.

La liste complète des indicateurs de l'EQSP 2014-2015 affectés par le mode de collecte³¹ de même que des détails sur les travaux effectués figurent dans le document sur la comparabilité (Baulne et Courtemanche, 2016).

6.1.2 Comparaisons régionales

Les analyses effectuées par l'ISQ dans le but de déterminer une méthode adaptée à chaque région sociosanitaire n'ont pas montré les avantages escomptés et auraient été beaucoup plus lourds d'application. Considérant ces résultats, nous avons décidé d'émettre pour les comparaisons régionales entre 2008 et 2014-2015 la même recommandation que celle émise pour les comparaisons provinciales : pour les indicateurs affectés par le mode de collecte, les comparaisons régionales avec l'édition 2008 de l'enquête doivent être faites en utilisant uniquement les données du volet A et en prenant soin d'utiliser la pondération appropriée (voir la section 4.2). Afin de rendre les estimations le plus possible comparables, les unités correspondant à des personnes vivant dans un ménage collectif non institutionnel, de même que les unités de la région 18, doivent être exclues des analyses comparatives pour les indicateurs affectés.

Pour les comparaisons régionales temporelles impliquant un indicateur jugé non affecté, elles peuvent être faites en utilisant l'échantillon complet de l'EQSP 2014-2015 sans tenir compte du volet ou du mode. De plus, les unités correspondant à des personnes vivant dans un ménage collectif non institutionnel et les unités de la région 18 n'ont pas à être exclues des comparaisons avec l'EQSP 2008. Leur faible incidence sur les estimations et le désir de simplifier les traitements ont favorisé ce choix.

31. Indicateurs en date du 17 août 2016.

6.1.3 Comparaisons locales

Très peu d'analyses ont été effectuées au niveau local et les résultats obtenus vont dans le même sens que ceux obtenus lors des comparaisons à l'échelle régionale. Ainsi, pour les comparaisons temporelles au niveau local, les mêmes recommandations qu'au niveau régional s'appliquent.

6.1.4 Croisement et domaine d'étude

Lorsqu'un indicateur affecté est utilisé, que ce soit comme variable d'analyse, comme variable de croisement ou pour définir un domaine d'étude, il est recommandé d'utiliser uniquement les données du volet A pour les comparaisons avec l'édition 2008 de l'enquête.

6.2 Comparaison transversale 2014-2015

6.2.1 Comparaisons selon une variable sociodémographique

Bien que la préoccupation principale liée à la comparabilité des données porte sur les comparaisons entre 2008 et 2014-2015, un autre effet possible de l'utilisation d'un mode de collecte multiple touche les comparaisons à l'intérieur même de l'édition 2014-2015. En effet, en raison du choix de mode fait par les répondants, il se peut que la répartition du mode de collecte diffère selon certains sous-groupes de la population formés par les modalités d'une variable de croisement, par exemple l'âge, ce qui pourrait avoir un effet sur les comparaisons effectuées. Par conséquent, même si des analyses se limitent aux données de l'édition 2014-2015, un indicateur jugé affecté par le mode de collecte peut nécessiter des mises en garde lors de comparaisons provinciales selon une variable de croisement.

Après avoir analysé plus d'une cinquantaine d'indicateurs de l'EQSP 2014-2015 selon plusieurs variables de croisement (l'âge, le sexe, le niveau de scolarité, la mesure de faible revenu, la langue de correspondance, l'indice

de défavorisation matérielle et le nombre de personnes vivant à la même adresse), l'ISQ a conclu que seulement deux croisements³² présentent un résultat ne devant pas être interprété sur la base de l'échantillon complet. Pour ces croisements, les comparaisons de l'indicateur devraient être effectuées en utilisant uniquement les données du volet A. De plus, nos analyses nous portent aussi à recommander de n'interpréter que les écarts significatifs et non les tendances³³ observées pour les indicateurs affectés par le mode de collecte.

Bien que nous n'ayons pas étudié l'ensemble des indicateurs de l'EQSP, ces constats nous permettent de conclure que l'intégration d'un mode de collecte multiple en 2014-2015 a eu très peu d'effet sur les analyses transversales de cette édition. Ainsi, à l'exception des quelques mises en garde rapportées dans le tableau A2.1 du document sur la comparabilité (Baulne et Courtemanche, 2016), il est recommandé de procéder aux analyses transversales sans se préoccuper du mode de collecte. L'ISQ suggère toutefois d'être très prudent lors de l'interprétation des différences observées, en particulier de leur ordre de grandeur. Comme mentionné à la section 5.2.3 du document sur la comparabilité (Baulne et Courtemanche, 2016), cet écart peut être accentué pour les indicateurs croisés selon l'âge, principalement pour les indicateurs très affectés³⁴ par le mode de collecte. Par ailleurs, en raison de la précision plus faible des estimations au niveau régional, cette analyse n'a pas été effectuée pour ces estimations.

6.2.2 Comparaisons régionales

Les résultats des analyses portant sur la comparabilité régionale des indicateurs de l'EQSP affectés par le mode de collecte ne justifient pas la prise en compte du mode de collecte lors des analyses comparatives. En effet, sur l'ensemble des indicateurs analysés, seulement sept présentent une interaction significative entre le volet et la région. De plus, ou bien les disparités régionales de la répartition selon le mode de collecte ont une incidence négligeable sur les conclusions (comparaison avec le

32. Il s'agit de la *proportion de la population ayant déjà fait usage de drogues par injection* analysée selon la langue et de la *répartition des travailleurs se situant à un niveau élevé de détresse psychologique selon la relation entre ces sentiments et l'emploi principal actuel* analysée selon le sexe. Pour plus de détails, se référer au document sur la comparabilité (Baulne et Courtemanche, 2016).

33. On appelle « une tendance » un résultat de test non significatif, mais dont le seuil observé est très près du seuil de signification fixé.

34. Pour identifier les indicateurs davantage affectés par le mode de collecte, il est suggéré d'utiliser le seuil observé du test d'indépendance du khi-deux ayant servi à déterminer si un indicateur était affecté. Ce seuil est présenté dans le tableau A1.1 du document sur la comparabilité (Baulne et Courtemanche, 2016). Plus la valeur du seuil est petite, plus l'indicateur est affecté par le mode.

reste du Québec), ou bien les écarts observés ne sont pas liés au mode de collecte. Ainsi, il est recommandé de procéder aux analyses transversales selon la région sociosanitaire sans se préoccuper du mode de collecte, et ce, pour l'ensemble des indicateurs de l'EQSP 2014-2015.

Cas particulier de la région des Terres-Cries-de-la-Baie-James (18)

Le volet multimode a été attribué à toutes les personnes de l'échantillon de la région Terres-Cries-de-la-Baie-James (18) en raison de l'absence d'objectifs de comparaison avec l'édition 2008 de l'enquête pour cette région (voir section 2.4). Cette particularité soulève la question suivante : vu la faible proportion de réponses Web dans la région 18 (moins de 13 % ; tableau 4.2 du document sur la comparabilité ; Baulne et Courtemanche, 2016), devrait-on, en présence d'un indicateur affecté par le mode de collecte, comparer les résultats de la région 18 avec ceux des autres régions³⁵ en utilisant l'échantillon multimode (plus de 60 % de réponses Web), l'échantillon téléphonique seulement (0 % de réponses Web) ou l'ensemble de l'échantillon (environ 30 % de réponses Web) ?

Nos analyses ont montré que les estimations produites pour la région 18 se comparent davantage avec les estimations produites à partir de l'ensemble des individus qu'avec les données de chacun des volets pris séparément. C'est pourquoi aucune distinction n'est nécessaire pour les comparaisons impliquant cette région. La recommandation de procéder aux analyses transversales selon la région sociosanitaire sans se préoccuper du mode de collecte s'applique donc également à la région des Terres-Cries-de-la-Baie-James.

Le lecteur est invité à consulter le document sur la comparabilité (Baulne et Courtemanche, 2016) pour un portrait complet de l'étude sur la comparabilité des données de l'EQSP 2014-2015.

6.3 Comparaison avec d'autres enquêtes

Outre l'intégration d'un nouveau mode de collecte, d'autres éléments peuvent avoir un effet sur la comparabilité des données de l'EQSP : la base de sondage, la population visée, la formulation des questions, l'administration des questions lors de l'entrevue et l'univers couvert par l'indicateur.

Certaines questions posées dans le questionnaire de l'EQSP proviennent intégralement d'autres enquêtes. C'est le cas par exemple des questions sur la perception générale de l'état de santé, sur l'usage de la cigarette et des questions permettant la mesure de la santé mentale qui proviennent de l'*Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes* (ESCC) de Statistique Canada. Malgré la correspondance parfaite des questions des deux enquêtes, des facteurs peuvent nuire à la comparabilité des données : des bases de sondage ou des années de référence différentes, ou des modes de collecte distincts. Le contexte de l'enquête en soi peut également avoir un effet. Il arrive aussi, dans certains cas, que les contextes des enquêtes ne soient pas tout à fait identiques. Par exemple, l'usage de la cigarette mesuré dans une enquête sur la santé générale et l'usage mesuré dans une enquête sur le tabagisme peuvent donner des résultats très différents (Gilmore, 2002). Par ailleurs, extraire un sous-ensemble de questions d'un module plus étoffé d'un questionnaire d'une enquête afin de l'introduire dans le questionnaire d'une autre enquête peut mener à des résultats différents en raison de l'absence de certaines questions du module étoffé qui change le contexte général du module de questions. De plus, énumérer ou ne pas énumérer les choix de réponse offerts au répondant peut également influencer la comparabilité des données.

En somme, bien qu'aucune étude détaillée n'ait été effectuée sur la comparabilité de l'EQSP avec d'autres enquêtes, l'utilisateur qui souhaite comparer ses résultats d'analyse avec d'autres sources de données devrait tenir compte des éléments soulevés précédemment, de façon à bien expliquer des écarts inattendus ou l'absence d'écarts attendus.

35. Il peut s'agir également d'une comparaison avec le reste du Québec.

III.

ASPECTS MÉTHODOLOGIQUES SPÉCIFIQUES DE L'INFOCENTRE

Les sections qui suivent présentent les éléments méthodologiques sur lesquels repose la production de résultats à l'Infocentre de santé publique à partir des données de l'EQSP 2014-2015.

7. Découpages territoriaux disponibles à l'Infocentre

7.1 Découpages territoriaux disponibles à l'Infocentre

Comme mentionné au tout début du document, la partie II du guide discute principalement des éléments méthodologiques associés aux données pour l'ensemble du Québec. Or, le portail de l'Infocentre de santé publique offre, en plus du niveau provincial, la possibilité de produire des estimations à un niveau géographique plus détaillé. En effet, l'EQSP 2014-2015 ayant été développée de manière à permettre d'estimer avec une bonne précision relative des proportions au niveau des RSS, des RLS et de certains regroupements de territoires de CLSC, ces découpages sont également disponibles sur le portail de l'Infocentre.

Rappelons qu'au niveau régional, les données de 17 des 18 RSS sont disponibles dans l'EQSP 2014-2015, alors qu'au niveau des RLS, 92 des 93 RLS du découpage territorial selon la version M34-2014 ont été couverts; à cela s'ajoute la distinction des anciens RLS 901 et 902 (voir section 2.3). Pour ce qui est des territoires de CLSC, seuls ceux de la région sociosanitaire de la Capitale-Nationale sont disponibles.

L'utilisateur peut également produire des estimations selon le RTS pour les régions de Montréal, de la Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine et de la Montérégie, en plus de pouvoir choisir entre le découpage territorial actuel (version M34-2016 selon la table de correspondance des territoires 2014-2015) et celui selon la version M34-2014 qui permet de disposer de l'ancien découpage pour les régions de l'Estrie et de la Montérégie.

Enfin, un découpage local spécifique est disponible pour la région des Terres-Cries-de-la-Baie-James. Il permet d'obtenir des résultats distincts pour les territoires « sur la côte » et « à l'intérieur des terres ».

7.2 Regroupement de territoires de CLSC

Pour répondre aux besoins exprimés par les responsables de la région de la Capitale-Nationale, des regroupements de territoires de CLSC ont été utilisés dans l'EQSP plutôt que le découpage complet. Il est important de mentionner que les territoires de CLSC de la région n'avaient pas tous les mêmes objectifs de précision. Ainsi, les territoires de Charlevoix-Est et Charlevoix-Ouest n'ont pas été distingués au niveau des territoires de CLSC. Le découpage complet est tout de même disponible sur le portail de l'Infocentre.

8. Mesures de précision supplémentaires

Ainsi que mentionné précédemment, le CV est l'indicateur de précision relative recommandé par l'ISQ pour l'analyse des données de l'EQSP 2014-2015. C'est d'ailleurs la seule mesure de précision utilisée dans le rapport diffusé par l'ISQ. Par contre, dans les tableaux produits à l'Infocentre, deux autres mesures de précision sont disponibles : l'intervalle de confiance et l'erreur-type. Vu que la méthode de calcul des intervalles de confiance a changé depuis l'EQSP 2008, la présente section y est consacrée.

8.1 Intervalle de confiance

L'étendue de l'intervalle de confiance (IC) est l'une des mesures de la précision d'une estimation. Plus l'intervalle est court, plus la valeur du paramètre est circonscrite. L'intervalle de confiance associé à une proportion représente la zone d'incertitude liée à l'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 calculait son intervalle de confiance, 95 des 100 intervalles ainsi créés contiendraient la vraie valeur de la proportion dans la population.

Il existe plusieurs types d'intervalles de confiance. Ceux-ci se distinguent par le choix de la loi servant à l'approximation de la distribution de l'estimateur. Les méthodes standard utilisent habituellement la loi normale ou la loi binomiale. Il existe également des méthodes qui permettent de s'affranchir de l'hypothèse selon laquelle les données suivent une loi connue; la méthode basée sur le calcul des centiles de la distribution empirique bootstrap est l'une d'elles. Pour plus de détails sur ces méthodes, consulter le guide méthodologique de l'EQSP 2008.

Ces intervalles de confiance, que nous avons appelés « intervalles d'autoamorçage¹ », ont été utilisés dans l'EQSP 2008, dans le but avoué de rendre possible la production systématique de tests d'égalité des proportions dans les tableaux produits à l'Infocentre, sans avoir recours à la méthode comparant deux intervalles de confiance, une méthode reconnue comme étant très conservatrice. Or, le fait de ne pas avoir de fondement théorique connu pour le test d'égalité de deux proportions basé sur cette méthode a récemment poussé l'ISQ à modifier la méthode de construction des intervalles de confiance et des tests statistiques de ses enquêtes.

Par conséquent, pour les données de l'EQSP 2014-2015, les intervalles de confiance produits sont basés sur la méthode *logit*-Wald qui utilise une transformation *logit* de la proportion et génère un intervalle asymétrique. Ces intervalles sont donc cohérents avec le test d'égalité de deux proportions qui utilise également une transformation *logit* (voir les sections 5.3 et 10.1). Cet intervalle de niveau est obtenu de la façon suivante :

$$\ln\left(\frac{\hat{p}}{1-\hat{p}}\right) \pm z_{1-\alpha/2} \sqrt{\hat{v}\left(\ln\left(\frac{\hat{p}}{1-\hat{p}}\right)\right)}$$

En utilisant la méthode Delta, on peut démontrer que

$$\hat{v}\left(\ln\left(\frac{\hat{p}}{1-\hat{p}}\right)\right) = \left(\frac{1}{\hat{p}(1-\hat{p})}\right)^2 \hat{v}(\hat{p})$$

Où $\hat{v}(\hat{p}) = \frac{\sum_{b=1}^B (\hat{p}_b - \bar{\hat{p}})^2}{B}$ avec $\hat{p}_b$ l'estimation de la proportion avec la b^e réplique d'autoamorçage, $\bar{\hat{p}}$ la moyenne de la proportion obtenue avec chaque réplique et est le nombre de répliques d'autoamorçage.

L'intervalle de confiance du *logit* est donc limité par les bornes suivantes

$$I_{logit} = \ln\left(\frac{\hat{p}}{1-\hat{p}}\right) - z_{1-\alpha/2} \left(\frac{1}{\hat{p}(1-\hat{p})}\right) \sqrt{\hat{v}(\hat{p})}$$

Par transformation, les bornes de l'intervalle de confiance pour sont définies par

$$I_{\hat{p}} = \frac{\exp(I_{logit})}{1 + \exp(I_{logit})}$$

Le niveau de confiance recommandé des intervalles produits pour les données de l'EQSP 2014-2015 est de 1 % pour les estimations provinciales et de 5 % pour les estimations régionales ou infrarégionales. Cependant, contrairement à l'édition 2008, il peut être modifié, de même que le seuil de signification des tests statistiques produits (voir section 10.1). Les valeurs 1 % et 5 % sont disponibles sur le portail de l'Infocentre.

Il est également important de préciser que les intervalles de confiance des estimations de l'EQSP 2008 ne sont pas recalculés à partir de cette nouvelle méthode. Les IC des estimations de l'EQSP 2008 demeurent donc les mêmes. D'ailleurs, pour une requête effectuée sur le portail de l'Infocentre qui concerne seulement un indicateur de l'EQSP 2008, les tests statistiques et les intervalles de confiance produits correspondront à ceux implantés lors de cette édition (tests d'égalité de deux proportions basés sur la construction d'un intervalle de confiance d'autoamorçage de la différence des proportions et IC d'autoamorçage) (voir le guide 2008 pour plus de détails).

En revanche, pour une requête portant sur une comparaison de l'EQSP 2014-2015 avec l'édition précédente, les tests statistiques et les intervalles de confiance produits seront basés sur la méthode implantée lors de la deuxième édition, soit la méthode *logit*-Wald. Par ailleurs, afin d'éviter toute confusion avec les résultats produits en 2008, aucun intervalle de confiance pour une estimation de 2008 n'est recalculé lors de ces requêtes.

1. En 2008, ces intervalles étaient appelés « intervalles bootstrap » dans le guide.

Toutefois, si un utilisateur souhaite présenter en parallèle les résultats des deux éditions extraits séparément, il doit faire preuve de vigilance, car les mesures accompagnant ces résultats peuvent être basées sur des méthodes différentes.

8.2 Erreur-type

Une autre mesure de précision disponible dans les tableaux produits sur le portail de l'Infocentre est l'erreur-type. Celle-ci correspond à la racine carrée de la variance de l'estimation et est obtenue à l'aide des 500 poids d'autoamorçage fournis avec les données de l'enquête (voir la section 5.2).

9. Non-réponse partielle pour les indicateurs de l'Infocentre

9.1 Taux de non-réponse partielle pour les estimations à l'échelle régionale et locale

À la section 4.3, il a été question de l'approche utilisée par l'ISQ pour examiner l'impact de la non-réponse partielle sur les indicateurs de l'EQSP. Cette analyse portait alors uniquement sur les estimations pour l'ensemble du Québec.

Pour les estimations régionales ou locales tirées de l'EQSP 2014-2015, le taux de non-réponse partielle n'a pas fait l'objet d'un examen détaillé. Cette tâche revient donc à l'utilisateur. Ce dernier devra déterminer lui-même si le biais des estimations de proportions peut être considéré comme négligeable par rapport à l'erreur d'échantillonnage (c'est-à-dire la précision de l'estimation). En général, il est raisonnable de faire l'hypothèse que, pour une non-réponse partielle inférieure à 10 % à l'échelle régionale ou locale, les risques de biais occasionnés par un déséquilibre entre les caractéristiques des non-répondants et celles des répondants sont plutôt faibles.

9.2 Traitement pour l'estimation des proportions

Lorsqu'un chercheur analyse un indicateur, ou simplement une question de l'enquête, il lui appartient de décider s'il considère ou non la non-réponse partielle comme une réponse possible ou comme une absence de réponse. Toutefois, pour obtenir une estimation sans biais d'un phénomène précis, il devra considérer la non-réponse comme une absence de réponse et ne pas estimer la proportion d'individus de cette catégorie. La non-réponse partielle sera ainsi répartie dans les autres catégories de réponse, ce qui permettra d'estimer correctement la proportion du phénomène étudié.

En général, cela a peu d'impacts sur les estimations des proportions d'intérêt puisque la non-réponse partielle est plutôt faible dans l'EQSP. Malgré tout, pour les estimations de proportions, il est recommandé de répartir systématiquement les non-répondants partiels de la façon dont les répondants le sont au sein des différentes catégories de la variable. L'hypothèse sous-jacente est que les répondants sont représentatifs des non-répondants partiels. Les estimations diffusées dans le rapport de l'ISQ ainsi que celles disponibles à l'Infocentre sont calculées en appliquant cette méthode.

9.3 Traitement pour l'estimation des effectifs

En présence de non-réponse partielle non redistribuée, la valeur de l'effectif obtenue par la somme des poids populationnels sous-estime le nombre d'individus de la population qui possèdent la caractéristique étudiée. L'explication tient au fait qu'un certain nombre d'individus qui n'ont pas fourni de réponse présentent 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. 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 individus 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 de l'effectif des répondants. Les résultats diffusés sur le portail de l'Infocentre de santé publique ont été produits

en utilisant cette méthode. Il faut noter également que les estimations d'effectif produites à l'Infocentre sont toutes arrondies à la centaine.

9.4 Traitement de la non-réponse en cascade

Lorsque l'on analyse la réponse 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 filtre². Par exemple, si l'on souhaite estimer le nombre de personnes qui ont sérieusement songé à se suicider ou à s'enlever la vie, au cours des 12 derniers mois, parmi celles qui y ont déjà songé au cours de leur vie, on doit tenir compte non seulement de la non-réponse à la question analysée, mais aussi de la non-réponse à la question filtre, qui définit la sous-population qui y a déjà songé au cours de sa vie³.

Le guide de l'EQSJS (ISQ, 2014) offre une bonne description de la méthode utilisée pour traiter la non-réponse partielle dans l'EQSP 2014-2015, lorsque les répondants de la question d'analyse sont déterminés par la réponse à une question filtre. Étant donné que cette méthode repose sur la même hypothèse que celle portant sur l'estimation de proportions, à savoir que les répondants sont représentatifs des non-répondants partiels, elle est valable seulement lorsque la non-réponse partielle n'est pas trop élevée. Dans le cas contraire, une analyse des 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. Les analyses effectuées sur les indicateurs présentant un taux de non-réponse partielle élevé au niveau de l'ensemble du Québec incluent ce type d'indicateurs en cascade (sections 4.3.2 et 4.3.3).

10. Tests statistiques et seuils de signification disponibles à l'Infocentre

10.1 Tests statistiques disponibles à l'Infocentre

10.1.1 Test global d'indépendance

Le test statistique d'indépendance du khi-deux implanté à l'Infocentre est légèrement différent de celui utilisé par l'ISQ pour ses analyses des données de l'EQSP. En fait, le test du khi-deux de l'Infocentre demeure le même que celui proposé pour l'édition 2008 de l'EQSP qui prend également en considération le plan de sondage de l'enquête par le biais de l'ajustement de Satterthwaite (aussi appelé Rao-Scott de deuxième degré⁴). La différence vient du fait que par l'utilisation du logiciel SAS, l'Infocentre utilise une formule légèrement différente pour la statistique de test et celle-ci suit approximativement une loi du khi-deux et non la statistique F telle que proposée par l'ISQ. En général, lorsque le nombre de degrés de liberté est grand, ce qui est le cas ici avec l'EQSP, les deux corrections s'équivalent et mènent à des seuils de signification observés similaires (valeur p).

2. Il existe d'autres formes de non-réponse en cascade pour les indicateurs de l'EQSP qui ne sont pas liées à une question filtre, comme celle pour les indicateurs construits à partir de plusieurs questions, mais dont aucune n'est une question filtre. C'est le cas, par exemple, de l'indicateur *Proportion de la population ayant eu des troubles musculo-squelettiques liés au travail actuel ou antérieur à au moins une région corporelle au cours des 12 derniers mois*, qui est construit à partir des questions TMS_2_1 à TMS_2_4 et TMS_1_1 à TMS_1_4. Dans ce cas, la répartition de la non-réponse est plus compliquée, mais s'appuie sur les mêmes principes de base. Dans le présent document, seule la non-réponse en cascade émanant d'une question filtre est discutée.
3. La question SUI_2, qui permet de mesurer ce phénomène au cours des 12 derniers mois, n'a été posée qu'aux personnes ayant d'abord déclaré y avoir songé au cours de leur vie (question SUI_1).
4. RAO, J. N. K et A. J. SCOTT (1981).

10.1.2 Test d'égalité de deux proportions

Des tests d'égalité de deux proportions peuvent ensuite être réalisés pour mieux comprendre les associations révélées par les tests du khi-deux significatifs. La comparaison est basée sur la construction d'une statistique de Wald (W) à partir de la différence des transformations « *logit* » des proportions estimées.

$$W = \frac{\text{logit}(\hat{p}_1) - \text{logit}(\hat{p}_2)}{\sqrt{\hat{v}(\text{logit}(\hat{p}_1) - \text{logit}(\hat{p}_2))}} \sim \text{Normale}$$

où $\text{logit}(\hat{p}_i) = \log(\hat{p}_i / (1 - \hat{p}_i))$.

L'estimation de la variance de la différence de deux *logits* de l'équation précédente peut être obtenue directement avec SUDAAN à l'aide des poids d'autoamorçage ; approche utilisée par l'ISQ pour ses analyses des données.

Cependant, le test programmé à l'Infocentre pour évaluer l'association entre un indicateur et une variable de croisement s'appuie sur une légère variante du test précédent, mais s'inspire toujours de la transformation *logit*. Ainsi, étant donné l'utilisation du logiciel SAS par l'Infocentre, l'adaptation de la macro SAS existante pour la différence entre deux ratios (ou proportions) s'avère une option intéressante pour calculer l'estimation de la variance de la différence de deux *logits*. Le dénominateur du test de Wald devient alors

$$\hat{v}(\text{logit}(\hat{p}_1) - \text{logit}(\hat{p}_2)) = \frac{\sum_{b=1}^B (\hat{X}_b - \hat{\bar{X}})^2}{B}$$

avec $\hat{X}_b$ l'estimation de la différence $\text{logit}(\hat{p}_1) - \text{logit}(\hat{p}_2)$ de avec le b^{e} poids d'autoamorçage, $\hat{\bar{X}}$ la moyenne des différences de *logit* obtenues à l'aide des poids d'autoamorçage et B est le nombre de répliques d'autoamorçage. Cela permettra de minimiser l'impact du développement (programmation) du test faisant appel à la transformation *logit*.

Des vérifications ont été effectuées afin de s'assurer que le test implanté à l'Infocentre donne des résultats similaires à ceux recommandés par l'ISQ. Tout porte à croire que ces deux approches aboutissent à des conclusions identiques avec des seuils de signification observés (valeur p) du même ordre de grandeur, sauf si le seuil observé est très près du seuil du test.

Comparaison entre deux éditions de l'EQSP

Pour le test d'égalité de deux proportions ($\hat{p}_1 - \hat{p}_2$) provenant des deux éditions de l'EQSP, la transformation *logit* peut également servir. La statistique de test est encore celle de Wald.

Cette fois-ci, pour estimer la variance au dénominateur, la partie en lien avec la covariance est considérée nulle étant donné que les deux proportions proviennent d'enquêtes dont les échantillons sont tout à fait indépendants. Ainsi, par la méthode Delta,

$$\hat{v}(\text{logit}(\hat{p}_1) - \text{logit}(\hat{p}_2)) = \left(\frac{1}{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}\right)^2 \hat{v}(p_1) + \left(\frac{1}{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}\right)^2 \hat{v}(p_2).$$

Les variances sont déduites directement à l'aide des poids d'autoamorçage pour chacune des éditions de manière indépendante.

10.2 Seuils de signification disponibles à l'Infocentre

Au moment de construire un test statistique, on se préoccupe de sa puissance, c'est-à-dire sa capacité à détecter une différence entre les proportions. En fait, plus le nombre de répondants est élevé, plus le test est puissant, c'est-à-dire qu'il permet de détecter de petites différences entre les proportions. En effet, avec un test très puissant, plusieurs différences peuvent être déclarées significatives, ce qui facilite l'interprétation des données pour les utilisateurs et permet de tirer des conclusions fortes.

Diminuer le seuil d'un test, c'est diminuer la puissance de ce test. Cependant, dans le cas de l'EQSP, comme la puissance est élevée au niveau provincial, nous pouvons diminuer le seuil du test, de 5 % à 1 %, tout en conservant une bonne puissance. De surcroît, la diminution du seuil permet de minimiser la probabilité de conclure que les proportions sont différentes alors qu'elles ne le sont pas.

Pour ces raisons, et parce que le nombre de répondants de l'EQSP 2014-2015 est important, l'ISQ a décidé d'analyser les données de l'enquête en utilisant les seuils de signification suivants : 1 % lors des analyses provinciales et 5 % lors des analyses régionales ou infrarégionales. Ces valeurs s'appliquent à la fois au test d'indépendance du khi-deux, aux tests d'égalité des proportions et à la construction des intervalles de confiance. Les valeurs 1 % et 5 % sont disponibles sur le portail de l'Infocentre et peuvent être modifiées au besoin par l'utilisateur.

11. Ajustement des estimations de proportions selon l'âge

Tout comme pour l'édition 2008 de l'EQSP, il est possible de produire des estimations de proportions ajustées selon l'âge par la méthode de standardisation directe pour la présente édition. Ces estimations sont principalement utiles lorsque le phénomène qu'on veut étudier est fortement lié à l'âge et que l'on souhaite avant tout effectuer des comparaisons entre des populations dont les distributions d'âge diffèrent. Ainsi, il est important de rappeler que les proportions ajustées sont perçues comme des mesures synthétiques et ne devraient pas être considérées comme des mesures du fardeau réel observé sur une population. Puisque les méthodes de calcul de ces proportions ajustées de même que les estimations de leurs variances n'ont pas changé depuis la dernière édition de l'EQSP, le lecteur peut se référer au guide de l'EQSP 2008 (ISQ, 2010). La population de référence retenue est toujours celle de l'enquête proprement dite. Pour obtenir les chiffres de population de chaque groupe d'âge, il suffit de prendre la somme des poids de l'enquête ou, autrement dit, les effectifs de l'enquête par groupe d'âge. Par contre, pour les comparaisons dans le temps entre les proportions ajustées de l'EQSP, il faut utiliser uniquement une population de référence et il est recommandé de prendre la plus récente, soit celle de l'édition 2014-2015 qui ne changera pas les estimations pour cette édition (valeur par défaut). L'utilisateur aura toujours le choix de sélectionner l'année de la population de référence, mais il doit s'attendre à de légères différences dans les seuils de signification observés (valeur p) pour ces tests d'égalité de proportions selon le choix qu'il fera.

IV.

EXPLOITATION DES DONNÉES DE L'EQSP 2014-2015 SUR LE PORTAIL DE L'INFOCENTRE DE SANTÉ PUBLIQUE

Les sections précédentes du guide ont fait état des aspects méthodologiques de l'EQSP 2014-2015.

La présente section aborde des éléments à considérer pour faire une saine exploitation des données de l'EQSP 2014-2015. Plus spécifiquement, la section 12.1 recense les possibilités, en matière de production statistique, qu'offre le portail de l'Infocentre de santé publique pour les données de l'EQSP. La section 12.2 rassemble, quant à elle, les principales particularités des indicateurs de l'EQSP et des résultats diffusés par l'Infocentre de santé publique. On y présente notamment les choix faits pour certains indicateurs et les impacts sur l'utilisation et l'interprétation de ces indicateurs. Il est à noter que cette section n'a pas pour objet de couvrir l'ensemble des choix faits pour l'EQSP, mais seulement de donner de l'information supplémentaire sur certains choix.

12. Production de tableaux et comparaison de proportions sur le portail de l'Infocentre de santé publique

12.1 Production de tableaux et comparaison de proportions sur le portail de l'Infocentre de santé publique

Le portail de l'Infocentre de santé publique propose plusieurs options d'analyse pour les indicateurs du PNS dont la source est l'EQSP 2014-2015. La première partie de cette section (12.1.1) présente les différents paramètres d'une requête type ainsi que les valeurs que peuvent prendre ces paramètres. La section 12.1.2 expose les caractéristiques des niveaux de production possibles pour une requête : le niveau géographique, les variables de croisement autorisées, les tests effectués, etc. La dernière partie de la section (12.1.3) fournit quelques exemples de requêtes et de résultats pour chacun des niveaux géographiques permis (ensemble du Québec,

régional, réseau territorial de services (RTS) et local). Des recommandations importantes à l'intention de l'utilisateur y sont également formulées quant aux tests à utiliser pour la comparaison d'indicateurs du PNS et quant à la production de tableaux. Il est d'ailleurs à souligner que ces recommandations ont toutes été retenues et appliquées sur le portail.

12.1.1 Paramètres d'une requête sur le portail de l'Infocentre de santé publique

L'utilisateur qui souhaite analyser les données de l'EQSP sur le portail doit d'abord définir la valeur des paramètres de sa requête. La possibilité de retenir un paramètre dépend souvent du paramètre choisi précédemment. La liste qui suit présente chacun de ces paramètres, leur rôle respectif et les valeurs qu'ils peuvent prendre. Les paramètres définis ci-dessous et leurs valeurs possibles se rapportent à l'édition 2014-2015 de l'EQSP.

- **Choix de l'indicateur ou de la famille d'indicateurs**

Bien entendu, la première étape dans l'exécution d'une requête est le choix d'un indicateur ou d'une famille d'indicateurs parmi ceux disponibles sur le portail. En cliquant sur le nom de l'indicateur retenu, l'utilisateur a accès à la requête ; les paramètres suivants doivent alors être définis.

- **Paramètre « Niveau géographique »**

Ce paramètre permet de définir l'unité territoriale d'analyse pour la production du tableau. Les niveaux géographiques possibles sont : « Ensemble du Québec », « Régional », « RTS », « Local (RLS par région) », « Local (RLS par RTS) », « Local (Regroupement de territoires de CLSC) », « Local (Territoire de CLSC) » et « Local (Découpage spécifique) ».

- **Paramètre « Région sociosanitaire »**

Ce paramètre permet de choisir la région sociosanitaire à analyser lorsque le niveau géographique « Régional » est sélectionné. Il y a 17 régions.

- **Paramètre « Découpage territorial »**

Ce paramètre permet de choisir le découpage territorial lorsque la région sociosanitaire « Estrie » ou « Montérégie » est sélectionnée. Le découpage « Ancien (M34-2014) » correspond au découpage territorial selon la version M34-2014 (en vigueur avant le 1^{er} avril 2015), tandis que le découpage « Actuel » correspond au découpage territorial actuel selon la table de correspondance des territoires 2014-2015 (en vigueur le 1^{er} avril 2015).

- **Paramètre « Région sociosanitaire avec suréchantillon¹ »**

Ce paramètre permet de choisir la région sociosanitaire à analyser lorsque le niveau géographique « Local (Territoire de CLSC) » ou « Local (Regroupement de territoires de CLSC) » est sélectionné. Cela est possible pour la région avec suréchantillon (Capitale-Nationale). Pour une analyse par CLSC, une seule région s'est prévaluée de cette option dans l'EQSP 2014-2015. Ainsi, seule la région de la Capitale-Nationale peut être sélectionnée pour ce paramètre.

- **Paramètre « Réseau territorial de services »**

Ce paramètre permet de choisir le réseau territorial de services à analyser lorsque le niveau géographique « RTS » ou « Local (RLS par RTS) » est sélectionné. Cela est possible pour les régions sociosanitaires de Montréal, de la Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine et de la Montérégie. Le choix « Liste des RTS » est disponible uniquement lorsque le niveau géographique « RTS » est sélectionné. Pour les autres régions, les RTS et les RSS représentent le même découpage territorial.

- **Paramètre « Sous-population »**

Ce paramètre permet de définir une seule ou plusieurs sous-populations d'analyse. Les choix offerts sont : « Sexe », « Âge », « Sexe et âge » et « Totale ». Dans le cas où, par exemple, le paramètre « Sexe » est sélectionné et que l'utilisateur spécifie « par sexe », les résultats seront fournis séparément pour les hommes et pour les femmes, en plus du résultat pour les sexes combinés. Lorsqu'aucune sous-population spécifique n'est visée, il suffit de choisir la valeur « Totale » pour ce paramètre.

- **Paramètre « Première variable de croisement »**

Ce paramètre permet de définir une variable de croisement selon laquelle l'indicateur sera ventilé. Par exemple, si le paramètre « Groupe d'âge » est sélectionné, l'indicateur sera produit selon la catégorisation des groupes d'âge des individus. Si un test statistique est demandé lors de la requête, le test exécuté permettra d'évaluer si l'indicateur analysé varie selon cette variable de croisement. Plusieurs variables sont disponibles pour ce paramètre, soit celles non sélectionnées comme variables de sous-population et celles listées dans la fiche de l'indicateur.

- **Paramètre « Comparaison régionale »**

Ce paramètre permet à l'utilisateur de définir quel type d'analyse régionale il souhaite faire. Les choix possibles sont : « Aucune », « Région sociosanitaire comparée avec le reste du Québec » et « Région sociosanitaire comparée avec une autre région sociosanitaire ». Lors de la sélection de ce dernier type d'analyse, le paramètre « Région de comparaison » apparaît. Seize régions sociosanitaires sont alors proposées. Ce paramètre est affiché seulement lorsque le niveau géographique spécifié est « Régional ».

- **Paramètre « Comparaison RTS »**

Ce paramètre permet à l'utilisateur de définir quel type d'analyse au niveau des RTS il souhaite effectuer et il est affiché seulement lorsque le niveau géographique spécifié est « RTS ». Les choix possibles sont : « Aucune », « RTS comparés avec le reste de la région sociosanitaire » et « RTS comparés avec le reste du Québec ».

- **Paramètre « Comparaison locale par RTS »**

Ce paramètre permet à l'utilisateur de définir quel type d'analyse au niveau des RLS il souhaite effectuer et il est affiché seulement lorsque le niveau géographique spécifié est « Local (RLS par RTS) ». Les choix possibles sont : « Aucune », « RLS comparés avec le reste de ce RTS » et « RLS comparés avec le reste du Québec ».

- **Paramètre « Comparaison locale »**

Ce paramètre permet à l'utilisateur de définir quel type d'analyse au niveau des RLS ou des CLSC il souhaite effectuer et il est affiché seulement lorsque le niveau géographique spécifié est « Local (RLS par région) », « Local (Territoire de CLSC) » ou « Local (Regroupement

1. La région avec suréchantillon a une taille d'échantillon accrue de manière à obtenir des estimations précises à l'échelle de certains regroupements de territoires de CLSC.

de territoires de CLSC)». Les choix possibles sont : « Aucune », « RLS comparés avec le reste de la région sociosanitaire » et « RLS comparés avec le reste du Québec » ou « Aucune », « CLSC comparés avec le reste de la région sociosanitaire » et « CLSC comparés avec le reste du Québec ». Le choix de la comparaison locale n'est pas offert lorsque le niveau géographique sélectionné est « Local (Découpage spécifique) ».

- **Paramètre « Deuxième variable de croisement »**

Ce paramètre permet de définir une seconde variable de croisement (pour l'ensemble du Québec seulement) selon laquelle l'indicateur sera ventilé. Le cas échéant, aucun test statistique ne peut être demandé. Les valeurs possibles sont : « Aucune », la région sociosanitaire et chacune des variables de croisement listées dans la fiche de l'indicateur.

- **Paramètre « Seuil alpha »**

Ce paramètre permet de choisir la valeur du seuil qui sera utilisé pour calculer les intervalles de confiance et les tests statistiques demandés. Les valeurs possibles pour l'EQSP 2014-2015 sont 1 % et 5 %. L'ISQ recommande d'utiliser les seuils de signification suivants : 1 % pour les analyses provinciales et 5 % pour les analyses régionales ou infrarégionales. La valeur par défaut sur le portail de l'Infocentre est 1 %.

- **Paramètre « Test statistique »**

Ce paramètre permet de demander l'exécution de tests statistiques. Tout d'abord, un test global du khi-deux est produit². Ensuite, si le résultat est significatif, toutes les comparaisons deux à deux sont réalisées³. Comme le nom du seul choix actif l'indique, soit « Test d'égalité des proportions de l'indicateur selon la variable de croisement, stratifié selon la sous-population », l'autre étant « Aucun »,

ce paramètre permet de produire séparément, pour chacune des sous-populations définies par la variable de sous-population, les tests mentionnés précédemment.

L'utilisateur de l'Infocentre de santé publique remarquera rapidement que les tests statistiques effectués sur les données de l'EQSP 2014-2015 accessibles sur le portail prennent toujours la même forme. Le diagramme 12.1 illustre le cheminement que doit suivre un utilisateur afin de bien comprendre les tests qui sont effectués lors d'une requête. En effet, un test global du khi-deux est produit lorsqu'une comparaison est demandée par l'utilisateur, afin d'évaluer s'il existe une relation significative entre l'indicateur et la variable de croisement, pour la sous-population étudiée⁴. Dans le cas où le test global montre une relation significative (valeur p du test inférieure au seuil de signification α ⁵), des tests d'égalité de proportions deux à deux sont effectués⁶ et un tableau présentant les résultats est affiché à la suite du tableau des estimations.

Dans le cas d'un indicateur à deux catégories seulement, analysé selon une variable de croisement qui ne possède également que deux catégories, le test d'égalité de deux proportions est utilisé comme test global (section 8.1.2). Le test global du khi-deux (section 8.1.1) pourrait aussi s'appliquer et donnerait en général un résultat similaire. C'est pour cette raison que seul le test d'égalité de deux proportions, décrit à la section 8.1.2, est effectué (comme illustré au diagramme 12.1). Le tableau présentant le résultat de ce test est donc affiché directement à la suite de celui qui rapporte les estimations.

Dans certaines circonstances, qui sont décrites aux sections 12.1.2, 12.2.1 et 12.2.2, seuls les tests globaux du khi-deux seront produits par la requête. En présence d'un résultat significatif, l'utilisateur est invité à utiliser les intervalles de confiance de chacune des proportions, qui

2. Dans le cas d'un indicateur à deux catégories et d'une variable de croisement aussi à deux catégories, seules les comparaisons deux à deux sont produites. Voir la section 8.1.2 pour plus de détails.

3. Il est possible que malgré un test global significatif, les comparaisons deux à deux ne soient pas effectuées. Pour plus de détails, consulter la section 12.3.

4. Il y aura autant de tests globaux du khi-deux qu'il y a de sous-populations formées par la requête.

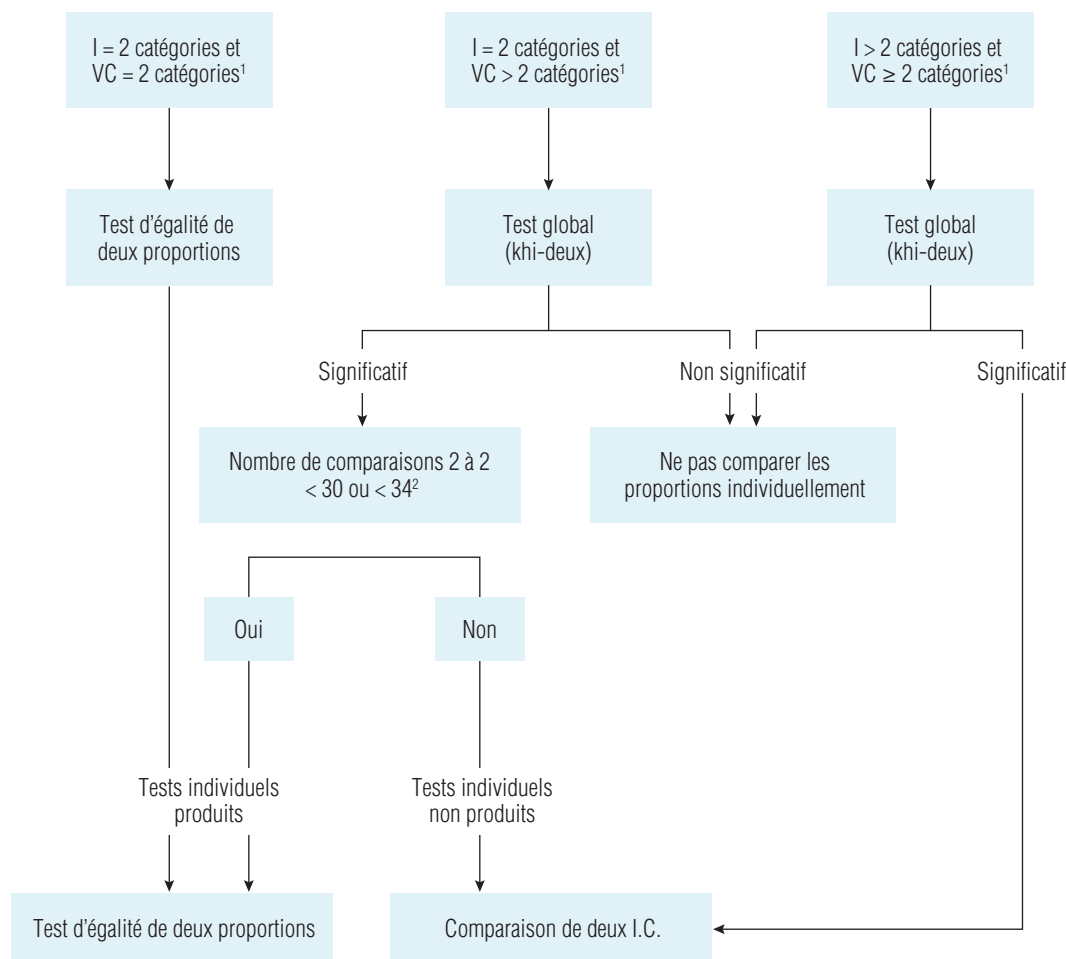
5. Pour l'EQSP 2014-2015, deux valeurs pour le seuil de signification sont permises, soit 1 % et 5 %. Pour plus de détails, consulter la section 10.2.

6. Il est possible que malgré un test global significatif, les comparaisons deux à deux ne soient pas effectuées. Pour plus de détails, consulter la section 12.3.

sont présentés dans les tableaux, afin de déterminer la source de la différence observée. Il doit donc lui-même comparer les intervalles de confiance fournis dans le tableau pour savoir si l'écart observé est significatif, ou encore réduire la taille de la requête⁷.

Diagramme 12.1

Tests statistiques recommandés et produits à l'Infocentre de santé publique pour la comparaison des proportions d'un indicateur de l'EQSP 2014-2015 selon une variable de croisement^{1,2}



1. I = Indicateur et VC = Variable de croisement.

2. Les tests individuels sont produits seulement si l'indicateur (I) a 2 catégories et que le nombre total de comparaisons deux à deux est inférieur à 30, ou encore à 34 lorsque la région sociosanitaire est sélectionnée comme variable de croisement. Le nombre total de comparaisons deux à deux correspond à la sommation des comparaisons deux à deux (entre la variable de croisement et l'indicateur) des modalités de la sous-population pour lesquelles le test du khi-deux est significatif.

7. Dans les situations non concluantes, l'utilisateur peut choisir de calculer lui-même la statistique approximative d'un test d'égalité des proportions, en supposant l'indépendance entre les deux proportions. Cette statistique, appelée statistique de Wald, est le rapport de la valeur absolue de la différence entre les proportions sur la racine carrée de la somme des variances des proportions. Elle suit approximativement une distribution normale. Le test de Wald sera en général conservateur lorsque l'hypothèse d'indépendance n'est pas vérifiée, mais il le sera moins que le test basé sur la comparaison des intervalles de confiance. C'est pourquoi il pourrait permettre de détecter un écart en dépit d'intervalles de confiance qui se recoupent légèrement.

- Paramètre « Type de proportion »

Ce paramètre permet d'obtenir les proportions ajustées selon l'âge lorsqu'un test statistique est demandé.

Toutefois, ce paramètre n'est pas offert lorsque le groupe d'âge est choisi comme variable de croisement ou que l'âge est choisi comme sous-population. De plus, pour certains indicateurs qui incluent l'âge dans leur construction, la standardisation selon l'âge est possible ou non, selon le groupe d'âge visé.

- Paramètre « Diffusion »

Pour les utilisateurs ayant un niveau d'accès 20 ou 30, ce paramètre permet d'obtenir des tableaux avec masquage, tels que vus par les utilisateurs ayant un niveau d'accès 40 ou 50, ou des tableaux sans masquage. Dans le premier cas (« Diffusion » = Avec masquage), la diffusion des tableaux ne cause pas de problème de confidentialité; il s'agit donc d'une diffusion sans restriction. Dans l'autre cas (« Diffusion » = Sans masquage), les tableaux complets ne pourront être diffusés tels quels si des avertissements liés à la confidentialité les accompagnent.

12.1.2 Algorithme d'une requête paramétrable sur le portail pour les données de l'EQSP 2014-2015

Cette section présente l'algorithme d'une requête faite sur le portail de l'Infocentre de santé publique; elle permet donc de connaître en détail les analyses permises lors d'une telle requête. Le lecteur est invité à consulter la section 12.1.3 pour avoir des exemples précis de requêtes et de sorties de tableaux ou l'annexe C pour visualiser des tableaux récapitulatifs de cet algorithme.

1. Pour le paramètre « Niveau géographique » = « Ensemble du Québec » :

i. Les choix du paramètre « Sous-population » sont : « Sexe », « Âge », « Sexe et âge », « Totale ».

- Si « Sexe » est choisi, un paramètre « Sexe » permet de sélectionner : masculin, féminin, par sexe.
- Si « Âge » est choisi, un paramètre « Groupe d'âge » permet de sélectionner une des catégorisations d'âge mentionnées dans la fiche de l'indicateur.
- Si « Sexe et âge » est choisi, un paramètre « Sexe » permet de choisir entre masculin, féminin et par sexe, et un paramètre « Groupe d'âge » permet de choisir une des catégorisations d'âge mentionnées dans la fiche de l'indicateur.

ii. Le paramètre « Première variable de croisement » permet de choisir :

- « Aucune » :
 - Il n'y a pas d'autre paramètre à choisir.
 - Il n'y a aucun test statistique offert.
- La variable « Région sociosanitaire » :
 - Si cette variable est choisie, le paramètre « Test statistique » s'affiche avec, comme choix, « Aucun » et « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement, stratifié selon la sous-population ». Si le paramètre sous-population = « Totale », le dernier choix du paramètre « Test statistique » est plutôt « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement ». Ce dernier choix permet de comparer chacune des régions sociosanitaires avec le reste du Québec et ainsi de comparer l'indicateur sous un angle d'analyse provincial, selon les régions sociosanitaires.
 - Il n'y a pas d'autres variables de croisement à choisir.
- La variable de sous-population non sélectionnée entre le sexe et l'âge (les deux si le paramètre sous-population = « Totale » et aucune si la valeur du paramètre est « Sexe et âge ») et les autres variables de croisement mentionnées dans la fiche de l'indicateur :
 - Le paramètre « Deuxième variable de croisement » s'affiche (sauf si la sous-population est « Sexe et âge ») et permet de choisir :

- ♦ « Aucune » :
 - Affiche un paramètre « Test statistique » avec comme choix « Aucun » et « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement, stratifié selon la sous-population ». Si le paramètre sous-population = « Totale », le dernier choix du paramètre « Test statistique » est plutôt « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement ».
 - ♦ La variable « Région sociosanitaire » :
 - Aucun test statistique.
 - ♦ Les variables de croisement mentionnées dans la fiche de l'indicateur, à l'exception du sexe et de l'âge :
 - Aucun test statistique.
- iii. Le choix du seuil alpha qui sera utilisé pour le calcul des intervalles de confiance et des tests statistiques. Les choix offerts sont 1 % et 5 %. L'ISQ recommande d'utiliser les seuils de signification suivants : 1 % pour les analyses provinciales et 5 % pour les analyses régionales ou infrarégionales. La valeur par défaut sur le portail de l'Infocentre est 1 %.
- iv. Les choix du paramètre « Test statistique » sont : « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement, stratifié selon la sous-population » et « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement ».
- Test d'égalité de deux proportions, si l'indicateur et la variable de croisement ont deux modalités.
 - Test du khi-deux, autrement. Si le résultat du test du khi-deux est significatif :
 - Si l'indicateur a deux modalités, l'ensemble des tests deux à deux (différence de deux proportions) sont faits pour déterminer la source de la différence, jusqu'à un maximum de 30 comparaisons deux à deux (34 si la variable de croisement est la région), sinon une note est affichée.
 - Si l'indicateur a plus de deux modalités, donc s'il est une répartition, il n'y a pas de test effectué pour déceler la source de la différence. Il est alors suggéré de comparer les intervalles de confiance.
 - S'il y a deux variables de croisement : aucun test statistique.
- v. Le choix d'obtenir une proportion ajustée selon l'âge n'est offert que si un test statistique est demandé et si l'âge n'est pas sélectionné comme sous-population ni comme variable de croisement, pour les indicateurs qui concernent les 15 ans et plus (à l'exception de cas particuliers comme les indicateurs en santé au travail).
- vi. Pour les utilisateurs ayant un niveau d'accès 20 ou 30, le paramètre « Diffusion » permet d'obtenir des tableaux dont la diffusion est permise (« Diffusion » = Avec masquage) ou non (« Diffusion » = Sans masquage).
2. Pour le paramètre « Niveau géographique » = « Régional » :
- i. Choisir la région à l'aide du paramètre « Région sociosanitaire ». Si la région de l'Estrie ou de la Montérégie est choisie, un paramètre « Découpage territorial » permet de sélectionner : ancien (M34-2014), actuel.
 - ii. Les choix du paramètre « Sous-population » sont : « Sexe », « Âge », « Sexe et âge », « Totale ».
 - Si « Sexe » est choisi, un paramètre « Sexe » permet de sélectionner : masculin, féminin, par sexe.
 - Si « Âge » est retenu, un paramètre « Groupe d'âge » permet de choisir une des catégorisations d'âge mentionnées dans la fiche de l'indicateur.
 - Si « Sexe et âge » est choisi, un paramètre « Sexe » permet de choisir entre masculin, féminin et par sexe, et un paramètre « Groupe d'âge » permet de sélectionner une des catégorisations d'âge mentionnées dans la fiche de l'indicateur.

iii. Les choix du paramètre « Comparaison régionale » sont: « Aucune », « Région sociosanitaire comparée avec le reste du Québec », « Région sociosanitaire comparée avec une autre région sociosanitaire ».

- Si « Aucune » et que la sous-population est « Sexe et âge », on ne peut choisir de variable de croisement.
- Si « Aucune » et que la sous-population est « Totale » ou « Sexe » ou « Âge » :
 - Le paramètre « Variable de croisement » s'affiche (une seule variable de croisement est permise) avec comme choix :
 - ♦ « Aucune » :
 - Aucun test statistique.
 - ♦ La variable de sous-population non sélectionnée entre le sexe et l'âge (les deux si le paramètre sous-population = « Totale ») et les autres variables de croisement mentionnées dans la fiche de l'indicateur :
 - Affiche un paramètre « Test statistique » avec comme choix « Aucun » et « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement, stratifié selon la sous-population ». Si le paramètre sous-population = « Totale », le dernier choix du paramètre « Test statistique » est plutôt « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement ».
- Si « Région sociosanitaire comparée avec le reste du Québec » :
 - On ne peut choisir d'autres variables de croisement, la région en deux catégories (région sélectionnée et reste du Québec) étant considérée comme une variable de croisement.
 - Le test statistique qui compare la région avec le reste du Québec pour l'indicateur, stratifié selon la sous-population le cas échéant, est effectué.
 - ♦ Test d'égalité de deux proportions si l'indicateur a deux modalités, puisque la variable de croisement, soit la région, a toujours deux modalités (la région sélectionnée et le reste du Québec).
 - ♦ Test du khi-deux, si l'indicateur a plus de deux modalités. Le test du khi-deux est basé sur le tableau de fréquences croisant l'indicateur et la variable à deux modalités (la région sélectionnée et l'ensemble du Québec moins la région sélectionnée, soit le reste du Québec).
 - Si le résultat du test du khi-deux est significatif, il n'y a pas de test effectué pour déceler la source de la différence. Il est alors suggéré de comparer les intervalles de confiance.
- Si « Région sociosanitaire comparée avec une autre région sociosanitaire » :
 - On ne peut choisir d'autres variables de croisement, la région en deux catégories (région sélectionnée et région de comparaison) étant considérée comme une variable de croisement.
 - Le paramètre « Région de comparaison » permet de sélectionner la région de comparaison.
 - Le test statistique qui compare deux régions entre elles pour l'indicateur, stratifié selon la sous-population le cas échéant, est effectué.
 - ♦ Test d'égalité de deux proportions si l'indicateur a deux modalités, puisque la variable de croisement, soit la région, a toujours deux modalités (les deux régions sélectionnées).
 - ♦ Test du khi-deux, si l'indicateur a plus de deux modalités. Le test du khi-deux est basé sur le tableau de fréquences croisant l'indicateur et la variable à deux modalités (les deux régions sélectionnées).
 - Si le résultat du test du khi-deux est significatif, il n'y a pas de test effectué pour déceler la source de la différence. Il est alors suggéré de comparer les intervalles de confiance.

- iv. Le choix du seuil alpha qui sera utilisé pour le calcul des intervalles de confiance et des tests statistiques. Les choix offerts sont 1 % et 5 %. L'ISQ recommande d'utiliser les seuils de signification suivants : 1 % pour les analyses provinciales et 5 % pour les analyses régionales ou infrarégionales. La valeur par défaut sur le portail de l'Infocentre est 1 %.
- v. Les choix du paramètre « Test statistique » sont : « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement » et « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement, stratifié selon la sous-population ».
 - Test d'égalité de deux proportions si l'indicateur et la variable de croisement ont deux modalités.
 - Test du khi-deux, autrement. Si le résultat du test du khi-deux est significatif :
 - Si l'indicateur a deux modalités, l'ensemble des tests deux à deux (différence de deux proportions) sont faits pour déterminer la source de la différence, jusqu'à un maximum de 30 comparaisons deux à deux, sinon une note est affichée.
 - Si l'indicateur a plus de deux modalités, donc s'il est une répartition, il n'y a pas de test effectué pour déceler la source de la différence. Il est alors suggéré de comparer les intervalles de confiance.
- vi. Le choix d'obtenir une proportion ajustée selon l'âge n'est offert que si un test statistique est demandé et si l'âge n'est pas sélectionné comme sous-population ni comme variable de croisement, pour les indicateurs qui concernent les 15 ans et plus (à l'exception de cas particuliers comme les indicateurs en santé au travail).
- vii. Pour les utilisateurs ayant un niveau d'accès 20 ou 30, le paramètre « Diffusion » permet d'obtenir des tableaux dont la diffusion est permise (« Diffusion » = Avec masquage) ou non (« Diffusion » = Sans masquage).

3. Pour le paramètre « Niveau géographique » = « RTS » :

- i. Choisir la région pour laquelle on veut les RTS à l'aide du paramètre « Région sociosanitaire ». Seules trois régions sont disponibles : Montréal (06), Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine (11) et Montérégie (16).
- ii. Choisir un RTS ou la liste des RTS pour lesquels on veut présenter des résultats à l'aide du paramètre « Réseau territorial de services ».
- iii. Les choix du paramètre « Sous-population » sont : « Sexe », « Âge », « Sexe et âge », « Totale ».
 - Si « Sexe » est choisi, un paramètre « Sexe » permet de sélectionner : masculin, féminin, par sexe.
 - Si « Âge » est choisi, un paramètre « Groupe d'âge » permet de choisir une des catégorisations d'âge mentionnées dans la fiche de l'indicateur.
 - Si « Sexe et âge » est choisi, un paramètre « Sexe » permet de choisir entre masculin, féminin et par sexe, et un paramètre « Groupe d'âge » permet de sélectionner une des catégorisations d'âge mentionnées dans la fiche de l'indicateur.
- iv. Les choix du paramètre « Comparaison RTS » sont : « Aucune », « RTS comparés avec le reste de la région sociosanitaire » et « RTS comparés avec le reste du Québec ». Si un RTS en particulier est choisi au paramètre « Réseau territorial de services » (un autre choix que « Liste des RTS »), les choix « RTS comparé avec le reste de la région sociosanitaire », « RTS comparé avec le reste du Québec » et « RTS comparé avec un autre RTS » sont disponibles au paramètre « Comparaison RTS ».
 - Si « Aucune » et que la sous-population est « Totale », « Sexe », « Âge » ou « Sexe et âge » :
 - Le paramètre « Variable de croisement » s'affiche (une seule variable de croisement est permise) avec comme choix :
 - ♦ « Aucune » :
 - Aucun test statistique.

- ♦ La variable de sous-population non sélectionnée entre le sexe et l'âge (les deux si le paramètre sous-population = « Totale ») et les autres variables de croisement mentionnées dans la fiche de l'indicateur :
 - Affiche un paramètre « Test statistique » avec comme choix « Aucun » et « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement, stratifié selon la sous-population ». Si le paramètre sous-population = « Totale », le dernier choix du paramètre « Test statistique » est plutôt « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement, stratifié selon le RTS ». Si un RTS en particulier est choisi au paramètre « Réseau territorial de services » (un autre choix que « Liste des RTS »), les choix du paramètre « Test statistique » sont : « Aucun » et « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement, stratifié selon la sous-population ».
- Si « RTS comparé avec le reste de la région sociosanitaire » ou « RTS comparés avec le reste de la région sociosanitaire » :
 - On ne peut choisir d'autres variables de croisement, le RTS étant considéré comme une variable de croisement.
 - Le test statistique correspondant est effectué.
 - ♦ Test du khi-deux. Le test du khi-deux est basé sur le tableau de fréquences croisant l'indicateur et la variable dont les catégories sont les RTS. Si le résultat du test du khi-deux est significatif :
 - Si l'indicateur a deux modalités, les tests d'égalité de deux proportions suivants sont faits pour déterminer la source de la différence (jusqu'à un maximum de 30 comparaisons deux à deux, sinon une note est affichée) :
 - » chaque RTS est comparé avec le reste de la région sociosanitaire pour les « RTS comparés avec le reste de la région sociosanitaire » (région sociosanitaire moins le RTS seulement).
 - Si l'indicateur a plus de deux modalités, donc s'il est une répartition, il n'y a pas de test effectué pour déceler la source de la différence. Il est alors suggéré de comparer les intervalles de confiance.
- Si « RTS comparé avec le reste du Québec » ou « RTS comparés avec le reste du Québec » :
 - On ne peut choisir d'autres variables de croisement, le RTS étant considéré comme une variable de croisement.
 - Le test statistique correspondant est effectué.
 - ♦ Test du khi-deux. Le test du khi-deux est basé sur le tableau de fréquences croisant l'indicateur et la variable dont les catégories sont les RTS et l'ensemble du Québec moins la région à laquelle appartiennent les RTS, soit le reste du Québec. Si le résultat du test du khi-deux est significatif :
 - Si l'indicateur a deux modalités, les tests d'égalité de deux proportions suivants sont faits pour déterminer la source de la différence (jusqu'à un maximum de 30 comparaisons deux à deux, sinon une note est affichée) :
 - » chaque RTS est comparé avec le reste du Québec (ensemble du Québec moins le RTS seulement).
 - Si l'indicateur a plus de deux modalités, donc s'il est une répartition, il n'y a pas de test effectué pour déceler la source de la différence. Il est alors suggéré de comparer les intervalles de confiance.
- Si « RTS comparé avec un autre RTS » :
 - On ne peut choisir d'autres variables de croisement, le RTS en deux catégories (RTS sélectionné et RTS de comparaison) étant considéré comme une variable de croisement.

- Le paramètre « RTS de comparaison » permet de sélectionner le RTS de comparaison.
- Le test statistique qui compare deux RTS entre eux pour l'indicateur, stratifié selon la sous-population le cas échéant, est effectué.
 - ♦ Test d'égalité de deux proportions si l'indicateur a deux modalités, puisque la variable de croisement, soit le RTS, a toujours deux modalités (les deux RTS sélectionnés).
 - ♦ Test du khi-deux, si l'indicateur a plus de deux modalités. Le test du khi-deux est basé sur le tableau de fréquences croisant l'indicateur et la variable à deux modalités (les deux RTS sélectionnés).
 - Si le résultat du test du khi-deux est significatif, il n'y a pas de test effectué pour déceler la source de la différence. Il est alors suggéré de comparer les intervalles de confiance.
- v. Le choix du seuil alpha qui sera utilisé pour le calcul des intervalles de confiance et des tests statistiques. Les choix offerts sont 1 % et 5 %. L'ISQ recommande d'utiliser les seuils de signification suivants : 1 % pour les analyses provinciales et 5 % pour les analyses régionales ou infrarégionales. La valeur par défaut sur le portail de l'Infocentre est 1 %.
- vi. Les choix du paramètre « Test statistique » sont : « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement, stratifié selon la sous-population » et « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement ». Si le choix « Liste des RTS » est sélectionné au paramètre « Réseau territorial de services », les choix du paramètre « Test statistique » sont : « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement, stratifié selon la sous-population et le RTS » et « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement, stratifié selon le RTS ».
 - Test d'égalité de deux proportions si l'indicateur et la variable de croisement ont deux modalités.
 - Test du khi-deux, autrement. Si le résultat du test du khi-deux est significatif :
 - Si l'indicateur a deux modalités, l'ensemble des tests deux à deux (différence de deux proportions) sont faits pour déterminer la source de la différence, jusqu'à un maximum de 30 comparaisons deux à deux, sinon une note est affichée.
 - Si l'indicateur a plus de deux modalités, donc s'il est une répartition, il n'y a pas de test effectué pour déceler la source de la différence. Il est alors suggéré de comparer les intervalles de confiance.
- vii. Le choix d'obtenir une proportion ajustée selon l'âge n'est offert que si un test statistique est demandé et si l'âge n'est pas sélectionné comme sous-population ni comme variable de croisement, pour les indicateurs qui concernent les 15 ans et plus (à l'exception de cas particuliers comme les indicateurs en santé au travail).
- viii. Pour les utilisateurs ayant un niveau d'accès 20 ou 30, le paramètre « Diffusion » permet d'obtenir des tableaux dont la diffusion est permise (« Diffusion » = Avec masquage) ou non (« Diffusion » = Sans masquage).
- 4. Pour le paramètre « Niveau géographique » = « Local (RLS par région) », « Local (RLS par RTS) », « Local (Regroupement de territoires de CLSC) », « Local (Territoire de CLSC) » ou « Local (Découpage spécifique) » :
 - i. Choisir la région pour laquelle on veut les RLS, les CLSC ou le découpage spécifique à l'aide du paramètre « Région sociosanitaire » pour les RLS et le découpage spécifique et du paramètre « Région sociosanitaire avec suréchantillon » pour les CLSC.
 - ii. Les choix du paramètre « Sous-population » sont : « Sexe », « Âge », « Sexe et âge », « Totale ».
 - Si « Sexe » est choisi, un paramètre « Sexe » permet de sélectionner : masculin, féminin, par sexe.
 - Si « Âge » est choisi, un paramètre « Groupe d'âge » permet de choisir une des catégorisations d'âge mentionnées dans la fiche de l'indicateur.

- Si « Sexe et âge » est choisi, un paramètre « Sexe » permet de choisir entre masculin, féminin et par sexe, et un paramètre « Groupe d'âge » permet de sélectionner une des catégorisations d'âge mentionnées dans la fiche de l'indicateur.
- iii. Les choix du paramètre « Comparaison locale » sont : « Aucune », « RLS comparés avec le reste de la région sociosanitaire », « RLS comparés avec le reste du Québec », « CLSC comparés avec le reste de la région sociosanitaire » et « CLSC comparés avec le reste du Québec ». Le choix « RLS comparés avec le reste de ce RTS » est également disponible lorsque le choix « Local (RLS par RTS) » est effectué au paramètre « Niveau géographique ».
- Si « Aucune » et que la sous-population est « Sexe et âge », on ne peut choisir de variables de croisement.
 - Si « Aucune » et que la sous-population est « Totale », « Sexe » ou « Âge » :
 - Le paramètre « Variable de croisement » s'affiche (une seule variable de croisement est permise) avec comme choix :
 - ♦ « Aucune » :
 - Aucun test statistique.
 - ♦ La variable de sous-population non sélectionnée entre le sexe et l'âge (les deux si le paramètre sous-population = « Totale ») et les autres variables de croisement mentionnées dans la fiche de l'indicateur :
 - Affiche un paramètre « Test statistique » avec comme choix « Aucun » et « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement, stratifié selon la sous-population et le RLS (ou le CLSC) ». Si le paramètre sous-population = « Totale », le dernier choix du paramètre « Test statistique » est plutôt « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement, stratifié selon le RLS (ou le CLSC) ».
 - Si « RLS comparés avec le reste de la région sociosanitaire », « RLS comparés avec le reste de ce RTS » ou « CLSC comparés avec le reste de la région sociosanitaire » :
 - On ne peut choisir d'autres variables de croisement, le RLS ou le CLSC étant considéré comme une variable de croisement.
 - Le test statistique correspondant est effectué.
 - ♦ Test du khi-deux. Le test du khi-deux est basé sur le tableau de fréquences croisant l'indicateur et la variable dont les catégories sont soit les RLS ou les CLSC. Si le résultat du test du khi-deux est significatif :
 - Si l'indicateur a deux modalités, les tests d'égalité de deux proportions suivants sont faits pour déterminer la source de la différence (jusqu'à un maximum de 30 comparaisons deux à deux, sinon une note est affichée) :
 - » chaque RLS est comparé avec le reste de la région sociosanitaire pour les « RLS comparés avec le reste de la région sociosanitaire » (région sociosanitaire moins le RLS seulement) ;
 - » chaque RLS est comparé avec le reste du RTS pour les « RLS comparés avec le reste de ce RTS » (RTS moins le RLS seulement) ;
 - » chaque CLSC est comparé avec le reste de la région sociosanitaire pour les « CLSC comparés avec le reste de la région sociosanitaire » (région sociosanitaire soustrayant le CLSC seulement).
 - Si l'indicateur a plus de deux modalités, donc s'il est une répartition, il n'y a pas de test effectué pour déceler la source de la différence. Il est alors suggéré de comparer les intervalles de confiance.

- Si « RLS comparés avec le reste du Québec » ou « CLSC comparés avec le reste du Québec » :
 - On ne peut choisir d'autres variables de croisement, le RLS ou le CLSC étant considéré comme une variable de croisement.
 - Le test statistique correspondant est effectué.
 - ♦ Test du khi-deux. Le test du khi-deux est basé sur le tableau de fréquences croisant l'indicateur et la variable dont les catégories sont les RLS ou les CLSC et l'ensemble du Québec moins la région à laquelle appartiennent les RLS ou les CLSC, soit le reste du Québec. Si le résultat du test du khi-deux est significatif :
 - Si l'indicateur a deux modalités, les tests d'égalité de deux proportions suivants sont faits pour déterminer la source de la différence (jusqu'à un maximum de 30 comparaisons deux à deux, sinon une note est affichée) :
 - » chaque RLS ou CLSC est comparé avec le reste du Québec (ensemble du Québec moins le RLS ou le CLSC seulement).
 - Si l'indicateur a plus de deux modalités, donc s'il est une répartition, il n'y a pas de test effectué pour déceler la source de la différence. Il est alors suggéré de comparer les intervalles de confiance.
 - La comparaison de deux RLS ou CLSC entre eux à l'aide d'un test statistique n'est pas explicitement offerte sur le portail de l'Infocentre. Cependant, comme mentionné à la section 12.1.1, lorsque le résultat du test global du khi-deux est significatif, l'utilisateur peut utiliser les intervalles de confiance de chacune des proportions, présentés dans les tableaux, afin de déterminer la source de la différence observée. Il doit donc lui-même comparer les intervalles de confiance fournis dans le tableau pour savoir si l'écart observé entre deux RLS ou CLSC est significatif.
- iv. Le choix du seuil alpha qui sera utilisé pour le calcul des intervalles de confiance et des tests statistiques. Les choix offerts sont 1 % et 5 %. L'ISQ recommande d'utiliser les seuils de signification suivants : 1 % pour les analyses provinciales et 5 % pour les analyses régionales ou infrarégionales. La valeur par défaut sur le portail de l'Infocentre est 1 %.
- v. Les choix du paramètre « Test statistique » sont : « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement, stratifié selon la sous-population et le RLS (ou le CLSC ou le découpage spécifique) » et « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement, stratifié selon le RLS (ou le CLSC ou le découpage spécifique) ».
- Test d'égalité de deux proportions si l'indicateur et la variable de croisement ont deux modalités.
 - Test du khi-deux, autrement. Si le résultat du test du khi-deux est significatif :
 - Si l'indicateur a deux modalités, l'ensemble des tests deux à deux (différence de deux proportions) sont faits pour déterminer la source de la différence, jusqu'à un maximum de 30 comparaisons deux à deux, sinon une note est affichée.
 - Si l'indicateur a plus de deux modalités, donc s'il est une répartition, il n'y a pas de test effectué pour déceler la source de la différence. Il est alors suggéré de comparer les intervalles de confiance.
- vi. Le choix d'obtenir une proportion ajustée selon l'âge n'est offert que si un test statistique est demandé et si l'âge n'est pas sélectionné comme sous-population ni comme variable de croisement, pour les indicateurs qui concernent les 15 ans et plus (à l'exception de cas particuliers comme les indicateurs en santé au travail).
- vii. Pour les utilisateurs ayant un niveau d'accès 20 ou 30, le paramètre « Diffusion » permet d'obtenir des tableaux dont la diffusion est permise (« Diffusion » = Avec masquage) ou non (« Diffusion » = Sans masquage).

12.1.3 Exemples de résultats de requêtes sur le portail de l'Infocentre de santé publique et recommandations

Pour les indicateurs du PNS dont la source est l'EQSP 2014-2015, l'Infocentre de santé publique offre quatre niveaux géographiques d'analyse : une production pour l'ensemble du Québec, une à l'échelle régionale, une à l'échelle RTS et une à l'échelle locale. C'est le paramètre « Niveau géographique » de la fenêtre de saisie qui permet de faire ce choix.

Pour chacun de ces quatre niveaux géographiques, la façon d'analyser un indicateur est quasiment identique. Il faut choisir la « sous-population », la « première variable de croisement », la « deuxième variable de croisement » (dans certaines situations seulement) et la sortie ou non de « tests statistiques ». Comme vu à la section précédente, seuls le nombre permis de variables de croisement et les tests permis peuvent différer selon le niveau géographique choisi.

Les prochains paragraphes abordent, à l'aide d'exemples, chacun de ces éléments. Le premier groupe d'exemples montre les différentes options pour obtenir des estimations de proportions portant sur l'ensemble des Québécois visés par l'enquête. Le deuxième groupe concerne les analyses pour une région sociosanitaire qui permettent de comparer une région sociosanitaire avec le reste du Québec ou avec une autre région. Le troisième groupe vise des analyses spécifiques au niveau des RTS qui permettent de comparer un RTS avec le reste de la région sociosanitaire, avec le reste du Québec ou avec un autre RTS. Le quatrième vise des analyses encore plus fines, soit au niveau des RLS ou des CLSC, qui permettent de comparer les RLS ou les CLSC avec le reste du Québec ou avec le reste de la région sociosanitaire.

• Premier groupe d'exemples : ensemble du Québec

Ce premier groupe analyse la perception du poids de l'ensemble des Québécois selon leur âge et leur sexe. Deux options sont possibles : la première est de produire les proportions selon le sexe comme variable de sous-population, et l'âge comme variable de croisement (tableau 12.1); la seconde est de choisir la combinaison sexe-âge comme variable de sous-population (tableau 12.2). La différence entre les deux options réside dans les analyses et les tests qui peuvent être faits. Il incombe donc à l'utilisateur de produire le tableau qui correspond à ses besoins. Par exemple, au tableau 12.1, il est possible d'obtenir un test d'indépendance du khi-deux pour l'indicateur selon la variable de croisement (âge), stratifié selon la sous-population (sexe), tandis qu'au tableau 12.2, puisqu'il n'y a aucune variable de croisement sélectionnée, il n'est pas possible d'effectuer un tel test.

Pour des tableaux portant sur l'ensemble du Québec, il est aussi possible de choisir la valeur « Région socio-sanitaire » comme première variable de croisement. Ce choix permet de faire une analyse des régions sous un angle provincial. De cette façon, et lorsque le test global est significatif, les proportions régionales de l'indicateur sont comparées avec celles du reste du Québec, et ce, pour chacune des régions sociosanitaires. Le tableau 12.3 reproduit le visuel de la sortie de l'Infocentre de santé publique pour une telle requête sans les tests.

Pour le niveau géographique provincial seulement⁸, il est possible, dans certaines situations (consulter l'algorithme à la section 12.1.2), de choisir une deuxième variable de croisement. Le cas échéant, les estimations sont produites pour le croisement des deux variables choisies, séparément pour chacune des sous-populations définies, mais aucun test statistique n'est effectué. Le tableau 12.4 donne un exemple du visuel de la sortie de l'Infocentre de santé publique.

8. En général, pour les autres niveaux géographiques, la taille d'échantillon ne permet pas l'utilisation d'une deuxième variable de croisement.

Tableau 12.1

Répartition de la population selon la perception du poids pour l'ensemble du Québec, EQSP 2014-2015 (extrait du tableau complet)

Sous-population		Indicateur	Statistiques				
Sexe	Groupe d'âge	Perception du poids	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 99 %	% non-réponse partielle
Masculin	15-24 ans	Excès de poids	14,4	6,9	0,99	(12,1 - 17,2)	1,9
		Trop maigre	7,8	10,3	0,80	(6,0 - 10,1)	1,9
		À peu près normal(e)	77,8	1,6	1,25	(74,4 - 80,8)	1,9
	25-44 ans	Excès de poids	34,8	2,7	0,93	(32,4 - 37,2)	1,0
		Trop maigre	3,7	10,0	0,37	(2,8 - 4,7)	1,0
		À peu près normal(e)	61,6	1,5	0,93	(59,1 - 63,9)	1,0
	45-64 ans	Excès de poids	45,5	1,6	0,73	(43,6 - 47,3)	1,0
		Trop maigre	2,0	10,8	0,22	(1,5 - 2,7)	1,0
		À peu près normal(e)	52,5	1,4	0,74	(50,6 - 54,4)	1,0
	65 ans et +	Excès de poids	37,5	2,5	0,93	(35,1 - 39,9)	6,2
		Trop maigre	3,2	11,8	0,38	(2,4 - 4,3)	6,2
		À peu près normal(e)	59,3	1,6	0,95	(56,9 - 61,7)	6,2
	Total	Excès de poids	36,0	1,3	0,46	(34,8 - 37,2)	2,0
		Trop maigre	3,6	5,4	0,20	(3,1 - 4,2)	2,0
		À peu près normal(e)	60,4	0,8	0,48	(59,1 - 61,6)	2,0
Féminin	15-24 ans	Excès de poids	21,2	5,1	1,07	(18,5 - 24,1)	1,7
		Trop maigre	* 2,6	17,2	0,44	(1,6 - 4,0)	1,7
		À peu près normal(e)	76,3	1,5	1,11	(73,3 - 79,0)	1,7

Source: Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, septembre 2016

Tableau 12.2

Répartition de la population selon la perception du poids pour l'ensemble du Québec, EQSP 2014-2015 (extrait du tableau complet)

Sous-population		Indicateur	Statistiques				
Sexe	Groupe d'âge	Perception du poids	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 99 %	% non-réponse partielle
Masculin	15-24 ans	Excès de poids	14,4	6,9	0,99	(12,1 - 17,2)	1,9
		Trop maigre	7,8	10,3	0,80	(6,0 - 10,1)	1,9
		À peu près normal(e)	77,8	1,6	1,25	(74,4 - 80,8)	1,9
	25-44 ans	Excès de poids	34,8	2,7	0,93	(32,4 - 37,2)	1,0
		Trop maigre	3,7	10,0	0,37	(2,8 - 4,7)	1,0
		À peu près normal(e)	61,6	1,5	0,93	(59,1 - 63,9)	1,0
	45-64 ans	Excès de poids	45,5	1,6	0,73	(43,6 - 47,3)	1,0
		Trop maigre	2,0	10,8	0,22	(1,5 - 2,7)	1,0
		À peu près normal(e)	52,5	1,4	0,74	(50,6 - 54,4)	1,0
	65 ans et +	Excès de poids	37,5	2,5	0,93	(35,1 - 39,9)	* 6,2
		Trop maigre	3,2	11,8	0,38	(2,4 - 4,3)	* 6,2
		À peu près normal(e)	59,3	1,6	0,95	(56,9 - 61,7)	* 6,2
	Total	Excès de poids	36,0	1,3	0,46	(34,8 - 37,2)	2,0
		Trop maigre	3,6	5,4	0,20	(3,1 - 4,2)	2,0
		À peu près normal(e)	60,4	0,8	0,48	(59,1 - 61,6)	2,0
Féminin	15-24 ans	Excès de poids	21,2	5,1	1,07	(18,5 - 24,1)	1,7
		Trop maigre	* 2,6	17,2	0,44	(1,6 - 4,0)	1,7
		À peu près normal(e)	76,3	1,5	1,11	(73,3 - 79,0)	1,7

Source: Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, septembre 2016

Tableau 12.3

Répartition de la population selon la perception du poids pour l'ensemble du Québec, EQSP 2014-2015 (extrait du tableau complet)

Variable de croisement	Indicateur	Statistiques				
Région sociosanitaire	Perception du poids	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 99 %	% non-réponse partielle
01 Bas-Saint-Laurent	Excès de poids	38,6	2,6	1,01	(36,0 - 41,2)	2,6
	Trop maigre	2,7	12,8	0,35	(1,9 - 3,7)	2,6
	À peu près normal(e)	58,8	1,7	1,02	(56,1 - 61,4)	2,6
02 Saguenay - Lac-Saint-Jean	Excès de poids	37,2	2,9	1,09	(34,4 - 40,0)	1,5
	Trop maigre	3,1	14,1	0,44	(2,2 - 4,5)	1,5
	À peu près normal(e)	59,7	1,9	1,13	(56,8 - 62,6)	1,5
03 Capitale-Nationale	Excès de poids	37,7	2,1	0,79	(35,7 - 39,7)	1,9
	Trop maigre	2,1	11,8	0,25	(1,5 - 2,8)	1,9
	À peu près normal(e)	60,2	1,4	0,81	(58,1 - 62,3)	1,9
04 Mauricie et Centre-du-Québec	Excès de poids	39,7	2,6	1,03	(37,1 - 42,4)	2,9
	Trop maigre	3,0	13,3	0,40	(2,1 - 4,2)	2,9
	À peu près normal(e)	57,3	1,9	1,07	(54,5 - 60,0)	2,9
05 Estrie	Excès de poids	37,7	2,4	0,91	(35,3 - 40,0)	2,4
	Trop maigre	2,6	11,8	0,30	(1,9 - 3,5)	2,4
	À peu près normal(e)	59,8	1,5	0,92	(57,4 - 62,1)	2,4
06 Montréal	Excès de poids	36,4	2,0	0,73	(34,6 - 38,4)	2,0
	Trop maigre	3,5	8,6	0,30	(2,8 - 4,3)	2,0
	À peu près normal(e)	60,1	1,3	0,77	(58,1 - 62,0)	2,0
07 Outaouais	Excès de poids	40,6	2,7	1,10	(37,8 - 43,5)	2,4
	Trop maigre	* 2,4	16,0	0,38	(1,6 - 3,6)	2,4
	À peu près normal(e)	57,0	2,0	1,14	(54,0 - 59,9)	2,4
08 Abitibi-Témiscamingue	Excès de poids	40,9	2,8	1,16	(37,9 - 43,9)	2,1
	Trop maigre	* 2,5	15,3	0,38	(1,6 - 3,6)	2,1
	À peu près normal(e)	56,7	2,1	1,20	(53,6 - 59,7)	2,1

Source: Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, septembre 2016

Tableau 12.4

Répartition de la population selon la perception du poids pour l'ensemble du Québec, EQSP 2014-2015 (extrait du tableau complet)

Sous-population	Variable de croisement	Indicateur	Statistiques				
Sexe	Statut pondéral	Perception du poids	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 99 %	% non-réponse partielle
Masculin	Poids insuffisant	Excès de poids	** 6,7	32,8	2,21	(2,8 - 15,2)	0,0
		Trop maigre	38,1	12,0	4,58	(27,2 - 50,4)	0,0
		À peu près normal(e)	55,1	8,6	4,74	(42,8 - 66,8)	0,0
	Poids normal	Excès de poids	4,8	7,0	0,34	(4,0 - 5,8)	0,2
		Trop maigre	8,0	6,1	0,49	(6,8 - 9,3)	0,2
		À peu près normal(e)	87,2	0,6	0,56	(85,7 - 88,6)	0,2
	Embonpoint	Excès de poids	42,1	1,7	0,71	(40,3 - 44,0)	0,2
		Trop maigre	** 0,3	27,5	0,08	(0,2 - 0,6)	0,2
		À peu près normal(e)	57,6	1,2	0,71	(55,7 - 59,4)	0,2
	Obésité	Excès de poids	84,8	0,9	0,77	(82,7 - 86,6)	0,2
		Trop maigre	** 0,2	47,1	0,10	(0,1 - 0,7)	0,2
		À peu près normal(e)	15,0	5,0	0,75	(13,2 - 17,1)	0,2
Féminin	Poids insuffisant	Excès de poids	* 3,3	23,4	0,77	(1,8 - 6,0)	0,4
		Trop maigre	26,7	8,1	2,17	(21,5 - 32,6)	0,4
		À peu près normal(e)	70,0	3,1	2,19	(64,1 - 75,3)	0,4

Source: Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, septembre 2016

- Deuxième groupe d'exemples :
régional (Région sociosanitaire)

Pour les analyses à l'échelle régionale, le paramètre « Comparaison régionale » permet de définir le type d'analyse souhaitée. Les choix sont : « Aucune », « Région sociosanitaire comparée avec le reste du Québec », « Région sociosanitaire comparée avec une autre région sociosanitaire ». Dans certaines situations, une seule variable de croisement peut être sélectionnée. L'algorithme de la section 12.1.2 peut être consulté pour identifier ces situations. Le tableau 12.5, obtenu à l'aide du choix « Aucune » pour le paramètre « Comparaison régionale », rapporte la présence d'idées suicidaires au cours de la vie selon l'âge pour la région de l'Abitibi-Témiscamingue, en plus

des résultats pour l'ensemble du Québec. Si l'utilisateur souhaite vérifier si cette proportion de la population qui a songé sérieusement au suicide au cours de sa vie est différente de celle du reste du Québec, il obtient l'information dans la colonne « Résultat du test » au tableau 12.6, à l'aide du choix « Région sociosanitaire comparée avec le reste du Québec » pour le paramètre « Comparaison régionale », de même que la proportion pour le reste du Québec. S'il souhaite vérifier si cette proportion de la population qui a songé sérieusement au suicide au cours de sa vie est différente de celle d'une autre région, il obtient l'information dans la colonne « Résultat du test » au tableau 12.7, à l'aide du choix « Région sociosanitaire comparée avec une autre région sociosanitaire » pour le paramètre « Comparaison régionale ».

Tableau 12.5
Proportion de la population qui a songé sérieusement au suicide au cours de sa vie, EQSP 2014-2015

Sous-population	Territoire	Statistiques				
Groupe d'âge	Région sociosanitaire	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 95 %	% non-réponse partielle
15-24 ans	08 Abitibi-Témiscamingue	* 11,0	23,0	2,53	(6,9 - 17,0)	3,3
	Ensemble du Québec	9,2	5,7	0,53	(8,2 - 10,3)	3,1
25-44 ans	08 Abitibi-Témiscamingue	12,1	13,4	1,61	(9,2 - 15,6)	2,3
	Ensemble du Québec	10,7	3,5	0,37	(10,0 - 11,4)	2,3
45-64 ans	08 Abitibi-Témiscamingue	13,2	9,3	1,22	(11,0 - 15,8)	1,3
	Ensemble du Québec	12,0	3,0	0,35	(11,3 - 12,7)	1,7
65 ans et +	08 Abitibi-Témiscamingue	* 6,5	17,3	1,13	(4,6 - 9,1)	6,9
	Ensemble du Québec	6,2	4,7	0,29	(5,6 - 6,8)	* 6,7
Total	08 Abitibi-Témiscamingue	11,3	7,3	0,83	(9,8 - 13,0)	3,0
	Ensemble du Québec	10,0	2,0	0,20	(9,6 - 10,4)	3,1

Source : Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, septembre 2016

Tableau 12.6
Proportion de la population qui a songé sérieusement au suicide au cours de sa vie, EQSP 2014-2015

Territoire	Statistiques					
Région sociosanitaire	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 95 %	% non-réponse partielle	Résultat du test ¹
08 Abitibi-Témiscamingue	11,3	7,3	0,83	(9,8 - 13,0)	3,0	ns
Reste du Québec	10,0	2,1	0,21	(9,6 - 10,4)	3,1	

Source : Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, septembre 2016

Tableau 12.7
Proportion de la population qui a songé sérieusement au suicide au cours de sa vie, EQSP 2014-2015

Territoire	Statistiques					
Région sociosanitaire	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 95 %	% non-réponse partielle	Résultat du test ¹
08 Abitibi-Témiscamingue	11,3	7,3	0,83	(9,8 - 13,0)	3,0	ns
03 Capitale-Nationale	9,9	4,9	0,49	(9,0 - 10,9)	2,8	

Source : Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, septembre 2016

- **Troisième groupe d'exemples : RTS**

Pour les analyses à l'échelle des RTS, le paramètre « Comparaison RTS » permet de définir le type d'analyse souhaitée. Les choix sont : « Aucune », « RTS comparés avec le reste du Québec », « RTS comparés avec le reste de la région sociosanitaire » si la liste des RTS est présentée et « Aucune », « RTS comparé avec le reste du Québec », « RTS comparé avec le reste de la région sociosanitaire », « RTS comparé avec un autre RTS » si un RTS en particulier est présenté. Dans certaines situations, une seule variable de croisement peut être sélectionnée. L'algorithme de la section 12.1.2 peut être consulté pour identifier ces situations. Le tableau 12.8, obtenu à l'aide du choix « Aucune » pour le paramètre « Comparaison RTS » et pour la liste des RTS, rapporte la proportion de la population ne se percevant pas en bonne santé pour les RTS de la région de Montréal. Si l'utilisateur souhaite vérifier si cette proportion de la population ne se percevant pas en bonne santé est différente de celle du reste du Québec, il obtient l'information dans un autre tableau de résultats du test global d'indépendance, à l'aide du choix « RTS comparés avec le reste du Québec » pour le paramètre « Comparaison RTS ».

Si un RTS spécifique est choisi, la présentation des résultats selon le choix priorisé au paramètre « Comparaison RTS » est sensiblement la même que celle dans les tableaux 12.5, 12.6 et 12.7.

- **Quatrième groupe d'exemples : local (RLS par RTS), local (RLS par région), local (Territoire de CLSC) ou local (Regroupement de territoires de CLSC) ou local (Découpage spécifique)**

De façon similaire à ce qui a été présenté pour les deux derniers niveaux, un paramètre « Comparaison locale » doit être défini pour les analyses à l'échelle locale. Les choix possibles sont : « Aucune », « RLS comparés avec le reste de la région sociosanitaire (ou le reste du RTS lorsque « Local (RLS par RTS) » est sélectionné) » et « RLS comparés avec le reste du Québec », ou « CLSC comparés avec le reste de la région sociosanitaire » et « CLSC comparés avec le reste du Québec ». Le choix de comparer les découpages spécifiques avec le reste de la région sociosanitaire n'est pas offert. Encore une fois, dans certaines situations, une seule variable de croisement peut être sélectionnée. Le lecteur est invité à se référer à la section 12.1.2 pour identifier ces situations à l'aide des algorithmes. Le tableau 12.9 présente le visuel de la sortie d'une requête à l'échelle locale, où aucune sous-population ni variable de croisement ne sont demandées, et pour laquelle la comparaison de chacun des RLS avec le reste de la région est requise (à l'aide du choix « RLS comparés avec le reste de la région sociosanitaire » pour le paramètre « Comparaison locale »), le territoire de RLS étant considéré comme une variable de croisement. L'utilisateur pourra remarquer que malgré un résultat significatif pour le test global, les comparaisons deux à deux ne sont pas affichées, car il s'agit d'un indicateur en répartition (voir la section 12.2.1 et la note du tableau 12.9)

Tableau 12.8

Proportion de la population ne se percevant pas en bonne santé, EQSP 2014-2015

Territoire	Statistiques				
Réseau territorial de services	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 95 %	% non-réponse partielle
O61 - RTS de l'Ouest-de-l'Île-de-Montréal	9,2	12,2	1,12	(7,2 - 11,6)	2,2
O62 - RTS du Centre-Ouest-de-l'Île-de-Montréal	10,2	11,7	1,19	(8,1 - 12,7)	1,8
O63 - RTS du Centre-Sud-de-l'Île-de-Montréal	10,5	10,8	1,13	(8,5 - 12,9)	1,3
O64 - RTS du Nord-de-l'Île-de-Montréal	11,8	8,5	1,01	(10,0 - 14,0)	2,2
O65 - RTS de l'Est-de-l'Île-de-Montréal	12,7	8,2	1,04	(10,8 - 14,9)	1,7
Total de la région O6 Montréal	11,1	4,7	0,52	(10,1 - 12,1)	1,9

Source : Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, septembre 2016

Tableau 12.9

Répartition de la population selon le niveau d'activité physique de loisir et de transport au cours des quatre dernières semaines, région sociosanitaire 03 Capitale-Nationale, EQSP 2014-2015

Territoire	Indicateur	Statistiques				
RLS	Niveau d'activité physique de loisir et de transport	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 95 %	% non-réponse partielle
0311 - RLS de Portneuf	Actif	32,4	7,4	2,40	(27,9 - 37,3)	3,1
	Moyennement actif	* 10,9	15,4	1,69	(8,0 - 14,7)	3,1
	Un peu actif	23,2	10,2	2,37	(18,9 - 28,2)	3,1
	Sédentaire	33,5	7,8	2,60	(28,6 - 38,7)	3,1
0312 - RLS de Québec-Sud	Actif	48,0	2,1	1,02	(46,0 - 50,0)	4,2
	Moyennement actif	10,9	6,3	0,69	(9,7 - 12,4)	4,2
	Un peu actif	17,6	4,9	0,87	(16,0 - 19,4)	4,2
	Sédentaire	23,4	3,9	0,92	(21,6 - 25,2)	4,2
0313 - RLS de Québec-Nord	Actif	43,0	3,0	1,30	(40,4 - 45,5)	3,4
	Moyennement actif	10,2	8,2	0,84	(8,7 - 12,0)	3,4
	Un peu actif	15,8	6,2	0,98	(14,0 - 17,9)	3,4
	Sédentaire	31,0	4,0	1,24	(28,6 - 33,5)	3,4
0314 - RLS de Charlevoix	Actif	36,4	7,7	2,80	(31,1 - 42,1)	8,3
	Moyennement actif	* 10,2	16,7	1,70	(7,3 - 14,1)	8,3
	Un peu actif	17,7	11,3	2,00	(14,1 - 21,9)	8,3
	Sédentaire	35,7	7,6	2,72	(30,6 - 41,2)	8,3
Total de la région 03 Capitale-Nationale	Actif	44,2	1,7	0,76	(42,7 - 45,7)	4,0
	Moyennement actif	10,6	4,8	0,50	(9,6 - 11,6)	4,0
	Un peu actif	17,2	3,6	0,62	(16,0 - 18,5)	4,0
	Sédentaire	28,0	2,5	0,69	(26,6 - 29,4)	4,0

Test global d'indépendance entre l'indicateur et les RLS, région sociosanitaire 03 Capitale-Nationale

Statistique
Valeur p ¹
<0,0001

Notes

1 : Valeur p obtenue par le test global d'indépendance du khi-deux sur les proportions brutes.

- Dans le cas d'un indicateur en répartition à plus de 2 modalités, seuls les tests globaux d'indépendance du khi-deux sont effectués, soit un pour chacune des sous-populations demandées. Pour les résultats globaux significatifs au seuil de 5 %, il est suggéré d'effectuer des tests t d'égalité ou de comparer les intervalles de confiance deux à deux afin d'identifier une source de différence.

Source: Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, septembre 2016

12.2 Particularités des analyses produites à l'Infocentre de santé publique

Les prochaines sections décrivent certaines particularités des indicateurs qui ont un impact significatif sur l'analyse des données disponibles sur le portail de l'Infocentre de santé publique. Chaque sous-section présente un cas particulier et précise l'impact ou les mises en garde qui en découlent.

12.2.1 Indicateur en répartition

Lorsque l'indicateur analysé est une répartition, c'est-à-dire qu'il n'est pas dichotomique, certains résultats de tests ne sont pas produits lors de l'exécution de la requête. En effet, même si un test global est significatif, aucun test d'égalité des proportions (comparaisons deux à deux) n'est effectué. Le nombre trop élevé de tests à effectuer et le temps de compilation important qu'une telle requête nécessite justifient cette décision.

Dans une telle situation, une note au bas du tableau mentionne que les comparaisons deux à deux ne sont pas effectuées. Un exemple est présenté au tableau 12.10. L'utilisateur est alors invité à réduire l'ampleur de sa demande ou, pour un test du khi-deux significatif, à utiliser les intervalles de confiance de chacune des proportions, qui sont présentés dans les tableaux, afin de déterminer la source de la différence observée.

12.2.2 Nombre trop important de tests demandés pour une requête

Lorsque le nombre de comparaisons deux à deux est supérieur à 30, ou encore à 34 lorsque la région socio-sanitaire est sélectionnée comme variable de croisement,

celles-ci ne sont pas produites lors de l'exécution de la requête; seuls les tests globaux du khi-deux le sont, un pour chacune des sous-populations définies par le paramètre « Sous-population », et ce, même si un test du khi-deux est significatif.

Lorsqu'une telle situation se présente, une note au bas du tableau mentionne que le nombre de comparaisons deux à deux est trop élevé et que celles-ci ne sont pas effectuées. Un exemple de cette note est présenté au tableau 12.11. L'utilisateur est alors invité à réduire l'ampleur de sa demande ou, pour les tests du khi-deux significatifs, à utiliser les intervalles de confiance de chacune des proportions, qui sont présentés dans les tableaux, afin de déterminer la source de la différence observée.

Tableau 12.10

Répartition de la population active sexuellement au cours des 12 derniers mois selon le nombre de partenaires pour l'ensemble du Québec, EQSP 2014-2015

Variable de croisement	Indicateur	Statistiques				
		Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 99 %	% non-réponse partielle
Masculin	1	84,6	0,5	0,42	(83,5 - 85,7)	5,8
	2 à 4	11,9	3,2	0,38	(11,0 - 12,9)	5,8
	5 et plus	3,5	6,0	0,21	(3,0 - 4,0)	5,8
Féminin	1	89,1	0,4	0,35	(88,2 - 90,0)	5,0
	2 à 4	9,1	3,5	0,32	(8,3 - 10,0)	5,0
	5 et plus	1,8	8,7	0,15	(1,4 - 2,2)	5,0
Total	1	86,8	0,3	0,28	(86,1 - 87,5)	5,4
	2 à 4	10,6	2,5	0,26	(9,9 - 11,2)	5,4
	5 et plus	2,6	5,0	0,13	(2,3 - 3,0)	5,4

Test global d'indépendance entre l'indicateur et le sexe

Statistique
Valeur p ¹
<0,0001

Notes

1 : Valeur p obtenue par le test global d'indépendance du khi-deux sur les proportions brutes.

- Dans le cas d'un indicateur en répartition à plus de 2 modalités, seuls les tests globaux d'indépendance du khi-deux sont effectués, soit un pour chacune des sous-populations demandées. Pour les résultats globaux significatifs au seuil de 1 %, il est suggéré d'effectuer des tests t d'égalité ou de comparer les intervalles de confiance deux à deux afin d'identifier une source de différence.

Source: Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, septembre 2016

Tableau 12.11

Proportion de la population se brossant les dents au moins deux fois par jour, parmi les personnes ayant au moins une dent naturelle au maxillaire supérieur ou inférieur pour l'ensemble du Québec, EQSP 2014-2015 (extrait du tableau complet)

Sous-population		Variable de croisement	Statistiques				
Sexe	Groupe d'âge	Indice provincial de défavorisation matérielle	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 99 %	% non-réponse partielle
Masculin	15 à 17 ans	Quintile 1 (très favorisé)	69,4	7,7	5,34	(54,3 - 81,3)	4,0
		Quintile 2	75,2	6,8	5,12	(60,0 - 86,0)	3,7
		Quintile 3	70,4	6,6	4,67	(57,2 - 80,9)	1,2
		Quintile 4	75,1	6,5	4,86	(60,7 - 85,5)	4,8
		Quintile 5 (très défavorisé)	69,4	7,7	5,32	(54,4 - 81,3)	3,1
	18 à 24 ans	Quintile 1 (très favorisé)	80,4	4,0	3,24	(70,7 - 87,4)	1,8
		Quintile 2	74,7	4,3	3,20	(65,7 - 82,1)	1,9
		Quintile 3	70,1	5,2	3,66	(59,9 - 78,6)	2,5
		Quintile 4	65,8	5,5	3,61	(56,0 - 74,4)	1,6
		Quintile 5 (très défavorisé)	64,8	5,6	3,60	(55,1 - 73,4)	5,6
	25 à 44 ans	Quintile 1 (très favorisé)	77,8	2,2	1,70	(73,1 - 81,8)	1,0
		Quintile 2	72,6	2,6	1,91	(67,4 - 77,2)	1,1
		Quintile 3	69,4	2,6	1,83	(64,5 - 73,9)	0,8
		Quintile 4	68,6	2,8	1,92	(63,4 - 73,3)	2,5
		Quintile 5 (très défavorisé)	66,4	2,8	1,85	(61,5 - 71,0)	1,6

Test global d'indépendance entre l'indicateur et l'indice provincial de défavorisation matérielle, stratifié selon la sous-population

Sous-population		Statistique
Sexe	Groupe d'âge	Valeur p ¹
Masculin	15 à 17 ans	0,8456
	18 à 24 ans	0,0063
	25 à 44 ans	0,0002
	45 à 64 ans	<0,0001
	65 ans et plus	0,0844
Féminin	15 à 17 ans	0,2807
	18 à 24 ans	0,0103
	25 à 44 ans	0,0014
	45 à 64 ans	0,0927
	65 ans et plus	0,0007

Notes

1 : Valeur p obtenue par le test global d'indépendance du khi-deux sur les proportions brutes.

- Étant donné que le nombre de comparaisons deux à deux découlant de cette requête est supérieur à 30, elles ne sont pas présentées. Pour les résultats globaux significatifs au seuil de 1 %, il est suggéré d'effectuer des tests t d'égalité ou de comparer les intervalles de confiance deux à deux afin d'identifier une source de différence.

Message

Étant donné le nombre élevé de comparaisons 2 à 2, ces dernières ne sont pas présentées.

Source: Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, septembre 2016

12.2.3 Non-réponse partielle élevée et sous-estimation des effectifs

- Proportion de non-réponse partielle supérieure au seuil critique

Comme il a déjà été mentionné à la section 4.3, lorsqu'on analyse des données d'enquête, il est en général raisonnable de faire l'hypothèse que pour une non-réponse partielle inférieure à 5 % pour l'ensemble du Québec et à 10 % à l'échelle régionale ou locale, les risques de biais occasionnés par un déséquilibre entre les caractéristiques des non-répondants et celles des répondants sont plutôt faibles. En effet, 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.

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 peuvent présenter des caractéristiques différentes des répondants, ce qui peut entraîner un impact non négligeable sur les estimations présentées (sous-estimation ou surestimation)⁹.

Chacun des tableaux produits sur le portail de l'Infocentre de santé publique affiche les pourcentages de non-réponse partielle de l'indicateur analysé. Afin d'aider les utilisateurs, une note est placée au bas du tableau lorsque cette non-réponse dépasse le seuil critique correspondant au niveau géographique considéré. Les tableaux 12.12 et 12.13 sont des exemples de tableaux sans croisement affichant chacune de ces notes.

Tableau 12.12

Répartition de la population de 15 à 17 ans selon le statut pondéral pour l'ensemble du Québec, EQSP 2014-2015

Sous-population	Indicateur	Statistiques				
		Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 99 %	% non-réponse partielle
Masculin	Poids insuffisant	* 6,0	20,6	1,24	(3,5 - 10,1)	* 6,6
	Poids normal	69,0	3,3	2,27	(62,9 - 74,5)	* 6,6
	Embonpoint	18,1	10,5	1,90	(13,7 - 23,5)	* 6,6
	Obésité	* 6,9	15,9	1,10	(4,5 - 10,3)	* 6,6
Féminin	Poids insuffisant	12,2	14,4	1,76	(8,4 - 17,5)	* 7,3
	Poids normal	72,2	3,1	2,23	(66,1 - 77,5)	* 7,3
	Embonpoint	11,7	13,8	1,61	(8,1 - 16,5)	* 7,3
	Obésité	* 3,9	24,3	0,96	(2,1 - 7,3)	* 7,3
Total	Poids insuffisant	8,9	11,8	1,05	(6,6 - 12,0)	* 6,9
	Poids normal	70,5	2,2	1,58	(66,3 - 74,4)	* 6,9
	Embonpoint	15,1	8,1	1,23	(12,2 - 18,5)	* 6,9
	Obésité	5,5	13,2	0,73	(3,9 - 7,7)	* 6,9

Notes

* : Pourcentage de non-réponse partielle supérieur à 5 % au niveau de l'ensemble du Québec. Pour cette raison, il est recommandé d'effectuer un examen plus approfondi de la non-réponse pour cet indicateur.

Source: Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, septembre 2016

9. Pour savoir comment procéder au diagnostic et à l'analyse qualitative de la non-réponse partielle, le lecteur est invité à consulter le guide de l'EQSJS (ISQ, 2014).

Tableau 12.13
Répartition de la population de 15 à 17 ans selon le statut pondéral, EQSP 2014-2015

Sous-population	Territoire	Indicateur	Statistiques				
			Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 95 %	% non-réponse partielle
Masculin	16 Montérégie	Poids insuffisant	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.
		Poids normal	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.
		Surplus de poids	** 19,9	28,4	5,65	(11,0 - 33,2)	5,4
	Ensemble du Québec	Poids insuffisant	* 6,0	20,6	1,24	(4,0 - 9,0)	* 6,6
		Poids normal	69,0	3,3	2,27	(64,4 - 73,3)	* 6,6
		Surplus de poids	24,9	8,4	2,09	(21,1 - 29,2)	* 6,6
Féminin	16 Montérégie	Poids insuffisant	** 17,7	34,8	6,17	(8,6 - 33,1)	** 11,1
		Poids normal	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.
		Surplus de poids	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.
	Ensemble du Québec	Poids insuffisant	12,2	14,4	1,76	(9,2 - 16,1)	* 7,3
		Poids normal	72,2	3,1	2,23	(67,6 - 76,3)	* 7,3
		Surplus de poids	15,6	11,7	1,82	(12,4 - 19,5)	* 7,3
Total	16 Montérégie	Poids insuffisant	** 11,3	28,6	3,23	(6,3 - 19,3)	8,0
		Poids normal	74,5	5,9	4,43	(64,9 - 82,2)	8,0
		Surplus de poids	* 14,2	24,9	3,53	(8,6 - 22,6)	8,0
	Ensemble du Québec	Poids insuffisant	8,9	11,8	1,05	(7,1 - 11,2)	* 6,9
		Poids normal	70,5	2,2	1,58	(67,3 - 73,5)	* 6,9
		Surplus de poids	20,6	6,7	1,38	(18,0 - 23,4)	* 6,9

Notes

* : Pourcentage de non-réponse partielle supérieur à 5 % au niveau de l'ensemble du Québec. Pour cette raison, il est recommandé d'effectuer un examen plus approfondi de la non-réponse pour cet indicateur.

** : Pourcentage de non-réponse partielle supérieur à 10 % au niveau régional ou local. Pour cette raison, il est recommandé d'effectuer un examen plus approfondi de la non-réponse pour cet indicateur.

n.p. : Étant donné que certaines cellules ont moins de 5 répondants, cette valeur n'est pas présentée.

Source: Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, septembre 2016

Bien que la non-réponse partielle d'un indicateur soit faible, il est possible que celle de la variable de croisement soit non négligeable. La proportion de non-réponse partielle affichée dans un tableau avec croisement correspond à la non-réponse de l'indicateur pour chacune des catégories de la variable de croisement. La taille des domaines d'étude formés par ces catégories est en général beaucoup plus faible que celle de l'indicateur sans croisement puisque chacun des domaines est un sous-ensemble de la population globale sur laquelle

porte l'indicateur. Par conséquent, la précision des estimations est également plus faible. Pour cette raison, le seuil critique de 5 % pour l'ensemble du Québec est augmenté à 10 % pour les tableaux avec croisement, et les notes des tableaux sont légèrement modifiées (voir le tableau 12.14).

Par ailleurs, pour les tableaux avec croisement, une note au bas du tableau affiche le pourcentage de non-réponse partielle de la variable de croisement (tableau 12.14).

Tableau 12.14

Proportion de la population ayant eu des symptômes de rhinite allergique au cours des 12 derniers mois qui ont eu des symptômes en été pour l'ensemble du Québec, EQSP 2014-2015

Sous-population	Variable de croisement	Statistiques				
Sexe	Naissance au Canada/Durée de résidence	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 99 %	% non-réponse partielle
Masculin	Né au Canada	70,4	1,6	1,13	(67,4 - 73,2)	7,0
	Né dans un autre pays et réside au Canada depuis moins de 5 ans	* 55,9	23,7	13,26	(24,1 - 83,5)	* 10,4
	Né dans un autre pays et réside au Canada depuis 5 ans ou plus	56,0	7,4	4,17	(45,2 - 66,3)	6,9
Féminin	Né au Canada	73,8	1,3	0,92	(71,3 - 76,1)	6,1
	Né dans un autre pays et réside au Canada depuis moins de 5 ans	* 40,4	24,6	9,91	(19,0 - 66,2)	* 13,7
	Né dans un autre pays et réside au Canada depuis 5 ans ou plus	56,0	6,6	3,68	(46,5 - 65,2)	8,5
Total	Né au Canada	72,3	1,0	0,70	(70,4 - 74,0)	6,5
	Né dans un autre pays et réside au Canada depuis moins de 5 ans	* 46,4	16,6	7,70	(28,0 - 65,8)	* 12,5
	Né dans un autre pays et réside au Canada depuis 5 ans ou plus	56,0	4,9	2,72	(48,9 - 62,9)	7,8

Notes

* : Pourcentage de non-réponse partielle supérieur à 10 % au niveau de l'ensemble du Québec avec au moins une variable de croisement. Pour cette raison, il est recommandé d'effectuer un examen plus approfondi de la non-réponse pour cet indicateur.

- La non-réponse partielle de la variable de croisement « Naissance au Canada/Durée de résidence », calculée sur les répondants visés par cet indicateur, est de 1,1 %.

- En présence de non-réponse partielle à la variable de croisement, les effectifs de population présentés dans les tableaux croisés sont sous-estimés. En effet, la non-réponse partielle observée pour la variable de croisement n'est pas prise en compte dans le calcul des effectifs de l'indicateur. Pour obtenir des estimations non-biaisées des effectifs de l'indicateur analysé, référer au tableau sans croisement.

Source : Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, septembre 2016

- **Sous-estimation des effectifs de population dans les tableaux avec croisement**

Il a été mentionné à la section 9.3 que les estimations d'effectifs diffusés sur le portail de l'Infocentre de santé publique sont ajustées afin de tenir compte de la non-réponse partielle. Aucun traitement de la non-réponse partielle de la variable de croisement n'est toutefois effectué, c'est-à-dire que la non-réponse partielle de la variable de croisement n'est pas répartie au sein de ses différentes catégories. Seule la non-réponse de l'indicateur l'est pour le sous-groupe des répondants de la variable de croisement, de sorte que les estimations des effectifs qui apparaissent dans les tableaux avec croisement sous-estiment les effectifs réels de la population¹⁰. Afin de faire état de cette limite, une note est présentée au bas du tableau. Le tableau 12.15 est un exemple de tableau affichant cette note.

12.2.4 Diffusion par centre local de services communautaires (CLSC)

- **Disponibilité pour une région sociosanitaire seulement**

Comme il a été brièvement mentionné à la section 2.3, le niveau géographique utilisé pour la pondération correspond à celui des objectifs de l'enquête, soit l'échelle locale CLSC pour la région avec suréchantillon (Capitale-Nationale) et l'échelle locale RLS pour les autres régions sociosanitaires. Il a donc été décidé de se limiter aux objectifs de l'enquête, en raison principalement du fait qu'un ajustement plus fin pour les régions sans suréchantillon aurait eu pour impact de diminuer la qualité de l'ajustement de la pondération au niveau de l'ensemble du Québec. En fait, l'ensemble des opérations méthodologiques mises au point pour l'EQSP 2014-2015 n'avaient pas pour objectif de fournir des données de qualité à l'échelle locale CLSC pour les régions qui n'ont pas fait d'achat d'unités supplémentaires.

Tableau 12.15
Proportion de consommateurs de drogues au cours des 12 derniers mois pour l'ensemble du Québec, EQSP 2014-2015

Variable de croisement	Statistiques				
	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 99 %	% non-réponse partielle
Élevé	22,9	2,3	0,52	(21,5 - 24,2)	1,1
Faible ou moyen	14,5	1,9	0,28	(13,6 - 15,2)	0,8

Notes

- La non-réponse partielle de la variable de croisement « Échelle de détresse psychologique », calculée sur les répondants visés par cet indicateur, est de 4,3 %.
- En présence de non-réponse partielle à la variable de croisement, les effectifs de population présentés dans les tableaux croisés sont sous-estimés. En effet, la non-réponse partielle observée pour la variable de croisement n'est pas prise en compte dans le calcul des effectifs de l'indicateur. Pour obtenir des estimations non-biaisées des effectifs de l'indicateur analysé, référer au tableau sans croisement.

Source: Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, septembre 2016

10. L'utilisateur qui souhaite obtenir des estimations non biaisées des effectifs d'un indicateur selon une variable de croisement peut procéder de la façon suivante : produire les tableaux de l'indicateur avec et sans le croisement. Multiplier la proportion de la catégorie du croisement souhaité par l'effectif du tableau sans croisement pour cette même catégorie. Par exemple, si l'on souhaite obtenir le nombre de personnes qui ont consommé de la drogue au cours des 12 derniers mois parmi celles qui se retrouvent au niveau élevé de l'échelle de détresse psychologique, il faut prendre la proportion de la population qui a consommé de la drogue au cours des 12 derniers mois parmi les personnes qui se retrouvent au niveau élevé de l'échelle de détresse psychologique dans le tableau croisé et la multiplier par l'effectif des personnes qui ont consommé de la drogue au cours des 12 derniers mois du tableau sans croisement.

12.2.5 Indicateurs portant sur la période « au cours de la vie »

Dans le cas des indicateurs construits à partir de questions portant sur la période « au cours de la vie », il apparaît évident que certains renseignements impliquant des caractéristiques contemporaines des répondants (âge, revenu, scolarité, etc.) ne se prêtent pas bien aux analyses. Par conséquent, certaines variables de croisement n'ont pas été retenues pour ces indicateurs. Il s'agit des variables suivantes :

- Niveau de scolarité
- Mesure de faible revenu
- Indices de défavorisation
- Occupation principale
- Statut d'emploi
- Composition du ménage
- Échelle de détresse psychologique

Cependant, le paramètre « Âge » a été conservé pour permettre l'étude du phénomène dans des sous-populations.

12.2.6 Indicateur construit à partir des centiles

Pour l'indicateur *Proportion de la population se situant à un niveau élevé de l'échelle de détresse psychologique*, il a été convenu de retenir les centiles (quintiles) afin de décrire les sous-groupes les plus vulnérables.

Le choix d'utiliser les centiles pour décrire les sous-groupes plus vulnérables a toutefois la limite suivante : on ne peut interpréter les indicateurs ainsi définis à titre de proportions estimées, puisque les seuils sont obtenus par définition. En conséquence, cet indicateur ne peut être utilisé que de manière comparative, en le croisant avec des variables. Par exemple, bien que 28,3 % de la population visée se situe au niveau élevé de l'échelle de détresse psychologique, il serait incorrect de considérer cette proportion comme un résultat. Les proportions présentées doivent seulement servir pour la comparaison de groupes d'individus et pour cibler des groupes à risque, soit des groupes comprenant de plus grandes proportions de personnes se situant au niveau élevé de l'échelle. Notons que bien qu'elle représente la proportion de personnes appartenant au quintile supérieur, cette proportion n'est pas exactement égale à 20 %, uniquement en raison des scores égaux à ce quintile obtenus par plusieurs personnes. Plus de détails sont fournis dans la fiche des indicateurs concernés.

La construction de ce type d'indicateurs implique que les seuils utilisés pour définir ces derniers ne sont pas toujours les mêmes d'une enquête à l'autre, en raison notamment des différences dans les populations étudiées. Les comparaisons entre différentes populations, voire entre différentes enquêtes, par exemple l'*Enquête québécoise sur la santé des jeunes du secondaire* (EQSJS) de l'ISQ et les cycles généraux de l'*Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes* (ESCC) de Statistique Canada, pour lesquelles des seuils différents peuvent être appliqués, ne sont peut-être pas pertinentes.

13. Protection des renseignements personnels¹¹

La protection des renseignements personnels (PRP) se fait à deux niveaux : 1) les données individuelles des répondants (masquage du fichier de microdonnées – section 13.1) et 2) les données agrégées (masquage des tableaux – sections 13.2 et 13.3).

13.1 Confidentialité des fichiers de microdonnées

Le traitement de confidentialité appliqué au fichier disponible en accès à distance (FMII) est léger et vise à éviter l'identification involontaire des répondants, ce qui confère à ce fichier un bon potentiel analytique. Il y a trois types de masquage : la suppression de valeurs, le regroupement de catégories et l'élimination de variables. Les utilisateurs qui ont accès à ce fichier peuvent consulter la documentation afférente pour en savoir davantage.

13.2 Confidentialité des tableaux destinés à la diffusion

Bien que le fichier de microdonnées de l'EQSP 2014-2015 disponible à l'Infocentre de santé publique soit un fichier non masqué, en raison de l'accord du répondant pour communiquer des renseignements à cet organisme, il existe, pour celui qui diffuse des données sous forme de tableaux, une obligation contractuelle de respecter le

caractère confidentiel de ces données. Il est important de savoir que la divulgation d'information ne survient pas seulement lorsque l'on donne le nom et l'adresse d'un répondant. Celle-ci peut également survenir de façon indirecte lorsque l'on croise différentes caractéristiques du répondant. Statistique Canada, dans son document *Guide à l'intention des chercheurs ayant conclu une entente avec Statistique Canada*¹², donne une définition assez complète du risque de divulgation et de nombreux exemples. L'encadré présenté à la fin de cette section est un extrait tiré de ce document. Il fournit de l'information supplémentaire sur la divulgation d'information lors de la diffusion de tableaux de résultats, dans le contexte général d'une enquête.

L'ISQ s'est doté d'un ensemble de règles de confidentialité pour parer à la divulgation de renseignements confidentiels résultant de la diffusion de tableaux. Ces règles permettent de déterminer quels tableaux ou résultats comportent un risque de divulgation et quels traitements de confidentialité doivent leur être appliqués. L'Infocentre de santé publique est soumis aux mêmes obligations que l'ISQ pour les données de l'EQSP 2014-2015. C'est pourquoi les utilisateurs de données de cette enquête doivent appliquer des règles équivalant à celles établies par l'ISQ pour la diffusion¹³ de tableaux. Ces règles, présentées à la section 13.3, se rapportent au contexte de la diffusion de résultats obtenus à partir de l'Infocentre de santé publique, mais pourraient tout aussi bien s'appliquer au contexte de la diffusion de résultats obtenus de l'ISQ par l'accès à distance.

11. Certains éléments de cette section ont été extraits intégralement de documents de l'ISQ sur la confidentialité des microdonnées et des tableaux.
12. STATISTIQUE CANADA (2005), *Centres de données de recherche. Guide à l'intention des chercheurs ayant conclu une entente avec Statistique Canada*, Ottawa, p. 23-24.
13. Le terme diffusion comprend, entre autres, la publication d'un résultat, la sortie d'un résultat hors des locaux sécurisés de l'organisme et la transmission d'un résultat (sous une forme papier, informatisée ou verbale).

La divulgation signifie qu'un lien peut être établi entre des données diffusées et des répondants particuliers (personnes, ménages, organisations).

Types de divulgation

Il y a trois types de divulgation : la divulgation de l'identité, la divulgation d'attributs et la divulgation par recoupement.

La **divulgation de l'identité** se produit lorsqu'un individu peut être identifié à partir de données diffusées, ce qui entraîne la révélation d'information à son sujet.

La **divulgation d'attributs** survient quand de l'information confidentielle est révélée et peut être attribuée à un individu. Il n'est pas nécessaire qu'un individu précis soit identifié ou qu'une valeur précise soit révélée pour que cela se produise. Par exemple, le fait de diffuser une fourchette de salaires étroite concernant une profession particulière pour une région donnée peut constituer un cas de divulgation.

La **divulgation par recoupement** survient lorsque de l'information diffusée peut être combinée pour obtenir des données confidentielles. Il y a lieu de s'assurer d'examiner toutes les données qui doivent être diffusées. Alors qu'un tableau en soi peut ne pas révéler d'information confidentielle, la divulgation peut survenir par combinaison de l'information provenant de plusieurs sources, dont des sources externes (les données supprimées dans un tableau peuvent être dérivées à partir d'autres tableaux, par exemple).

Quelques exemples de divulgation dans les données d'enquête

- Une personnalité (un athlète professionnel, par exemple) est sélectionnée dans une enquête et l'information diffusée à propos de sa localité,

notamment le revenu le plus élevé dans cette localité, a presque assurément été déclarée par elle (divulgation de l'identité).

- Les résultats d'une enquête longitudinale mettent en évidence un ménage qui a un profil migratoire inusité, ce qui mène à son identification (divulgation de l'identité).
- Les parents d'un jeune de 16 ans sélectionné dans une enquête voient un tableau montrant que tous les élèves de 16 ans de l'échantillon dans leur région ont consommé des drogues (divulgation d'attributs).
- Un article de journal fait état d'une plainte déposée par un veuf de 37 ans à propos d'une enquête à laquelle il participait, alors qu'un tableau croisé montre qu'il y a seulement deux veufs dans la trentaine qui font partie de l'échantillon (cela mène éventuellement à la divulgation de l'identité ou d'attributs).
- En combinant plusieurs résultats, il est possible d'obtenir une information volontairement exclue d'un fichier de microdonnées à grande diffusion parce que cela présentait un risque de divulgation trop élevé (le pays de naissance d'un immigrant récent, par exemple).

À noter que même l'apparence de divulgation peut ternir la réputation d'un bureau de la statistique relativement à la confidentialité. Un tort peut être causé même si l'on s'aperçoit que la mauvaise personne (ou ménage) a été identifiée dans les deux premiers exemples. En outre, réfuter une identification erronée peut accroître le risque d'exposer l'identité des répondants réels.

13.3 Règles de masquage par suppression en présence de données à risque d'identification

Afin de réduire le risque d'identification des répondants, lors de la production des tableaux statistiques via le portail de l'Infocentre de santé publique, les règles de masquage par suppression, présentées dans cette section et insérées en annexe de toutes les fiches des indicateurs, ont été appliquées pour les utilisateurs ayant un droit d'accès 40 ou 50.

Lorsqu'un utilisateur ayant un droit d'accès 20 ou 30 est en présence, pour un indicateur, d'un tableau ayant au moins une cellule jugée confidentielle (dans les tableaux produits à l'Infocentre, une telle situation est identifiée par le symbole «^{aaa}» à la gauche du nombre [population estimée]), il doit choisir l'une ou l'autre des solutions suivantes (voir le tableau 13.1 pour un exemple fictif de sortie de l'Infocentre de santé publique) :

- renoncer à la diffusion de ce résultat ;

- utiliser un indicateur pour lequel les catégories problématiques sont regroupées avec d'autres catégories ;
- utiliser une autre catégorisation de la variable de croisement, le cas échéant ;
- masquer la cellule problématique du tableau de même qu'une autre cellule, afin de ne pas pouvoir déduire par une simple soustraction la valeur à masquer. Ce masquage par suppression doit alors suivre les recommandations suivantes :
 - ne pas présenter les nombres estimés lors de la diffusion des données ;
 - ne pas présenter la répartition pour un indicateur en répartition si deux cellules sont composées de moins de cinq répondants ;
 - utiliser le masquage spécifique de l'indicateur, tel que présenté dans la fiche correspondante.

Le tableau 13.2 présente les symboles utilisés dans l'application du masquage, et le tableau 13.3 montre un exemple de celui-ci pour un indicateur de l'EQSP 2014-2015.

Tableau 13.1

Exemple fictif de sortie révélant qu'un utilisateur est en présence d'un tableau dont au moins une cellule est jugée confidentielle (symbole «^{aaa}»)

Territoire	Variable de croisement	Statistiques					
		Nombre ^a	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 95 %	% non-réponse partielle
0000 - RLS fictif	Né au Canada	^{aaa} 0	37,6	4,4	1,66	(34,4 - 40,9)	4,4
	Né dans un autre pays et réside au Canada depuis moins de 5 ans	^{aaa} 0	** 39,8	39,6	15,76	(15,4 - 70,6)	0,0
	Né dans un autre pays et réside au Canada depuis 5 ans ou plus	^{aaa} 0	** 39,8	39,6	15,76	(15,4 - 70,6)	0,0

Notes

^{aaa} : Le nombre de répondants servant à estimer les effectifs populationnels et la proportion dans cette cellule, ou dans la cellule complémentaire, est inférieur à 5. Dans le cas de diffusion de ces données, il est nécessaire de procéder au masquage de données, selon les normes établies dans le guide méthodologique de l'EQSP et dans la fiche-indicateur.

Source : Données fictives

Tableau 13.2

Symboles utilisés dans l'application du masquage

Symbole	Signification
< 5	cellule où le nombre de répondants est inférieur à 5, donc qui doit être supprimée
≥ 5	cellule où le nombre de répondants est au moins de 5, mais qui doit être supprimée en raison d'une cellule complémentaire inférieure à 5
≥ 5	cellule où le nombre de répondants est au moins de 5 et qui peut être présentée

Tableau 13.3

Exemple de masquage spécifique présenté dans la fiche de l'indicateur sur la proportion de la population ne se percevant pas en bonne santé

Situation	Excellente, très bonne ou bonne	Passable ou mauvaise
1	≥ 5	≥ 5
2	< 5	≥ 5
3	≥ 5	< 5

V.

RECOMMANDATIONS POUR L'INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS

Les recommandations présentées dans cette partie s'inspirent de travaux produits dans le cadre d'enquêtes de santé de l'Institut de la statistique du Québec; elles ont été particulièrement adaptées à l'interprétation de résultats provenant d'une enquête transversale par sondage, c'est-à-dire lorsque la collecte des données se fait auprès d'un échantillon de la population¹.

14.1 Lien de causalité

Les tests du khi-deux servent à établir s'il existe ou non un lien entre deux variables catégoriques. 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 donc pas dire :

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

mais plutôt :

- « 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 forte... »

14.2 Inférence à la population visée

Il ne faut pas décrire les résultats en faisant référence aux répondants; comme les données sont pondérées, on doit les présenter en les associant à la population visée. Ainsi, on ne doit pas dire :

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

mais plutôt :

- « 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 la situation suivante :

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

14.3 Référence à un nombre

Lors de la comparaison de proportions, l'interprétation des résultats ne doit pas laisser supposer qu'on fait référence à des nombres, mais bel et bien à des proportions. Ainsi, il ne faut pas utiliser des formulations comme :

- « Un peu plus de Québécois se disent... » ou
- « Moins de femmes que d'hommes... »
- « Les élèves de tel groupe ayant telle caractéristique sont plus nombreux que ceux de tel autre groupe ayant les mêmes caractéristiques. »

mais plutôt :

- « Il y a proportionnellement plus de femmes que d'hommes... »
- « Toutes proportions gardées, il y a plus de... »

1. Ces lignes directrices peuvent aussi être utilisées dans le cadre d'une enquête par recensement en présence de non-réponse où l'on fait l'hypothèse que cette non-réponse est un phénomène aléatoire de sorte qu'une variance y est associée.

- « La proportion d'élèves de tel groupe ayant telle caractéristique est plus grande que celle observée dans tel autre groupe. »
- « Ces femmes sont plus nombreuses, en proportion, à... »

14.4 Estimations et non 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 est en général inadéquate :

- « 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, on estime que 31 % des gens souffrent de la maladie... »

14.5 Différence non statistiquement significative

Un test statistique effectué dans le cadre d'une enquête par sondage permet de comparer deux sous-groupes ou d'étudier l'association entre deux variables. Puisque le seuil de signification du test est contrôlé, la probabilité de déclarer un résultat significatif alors qu'il ne l'est pas demeure faible (ex. : seuil de 5 %). À l'inverse, en l'absence d'un résultat significatif, on ne peut déclarer qu'il n'y a pas de différence ou d'association entre les caractéristiques, car on ne contrôle pas la puissance du test statistique. On peut toutefois mentionner que l'enquête ne permet pas de déceler de différence ou d'association. Ainsi, on ne doit pas écrire :

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

mais plutôt :

- « 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. »

De même, lorsque l'on compare deux proportions qui ne sont pas statistiquement différentes, on ne peut pas dire qu'elles 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, car ils font référence à des résultats 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. »

14.6 Présentation de résultats sous forme de ratio

Il est parfois hasardeux de présenter des résultats sous la 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. Par exemple, il se pourrait que ce ratio ne soit pas significativement différent de trois. Ainsi, on ne devrait pas dire :

- « Les proportions enregistrées chez les femmes sont deux fois supérieures à celles des hommes (38 % c. 20 %)... »

mais plutôt :

- « La proportion est plus élevée chez les femmes que chez les hommes (38 % c. 20 %)... »

On pourrait toutefois utiliser la borne inférieure de l'intervalle de confiance du ratio pour une interprétation sous forme de ratio, si celle-ci demeure informative. Si cette borne inférieure est de 1,5, par exemple, on pourrait dire :

- « La proportion est au moins 1,5 fois plus élevée chez les femmes que chez les hommes... »

14.7 Présentation de résultats selon l'ordre des estimations

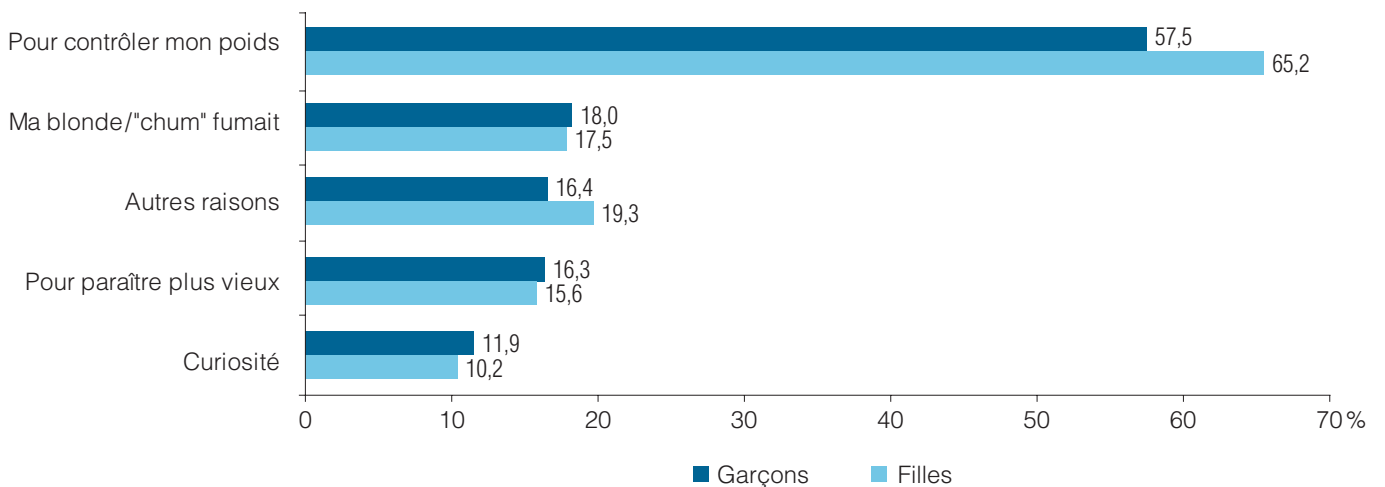
Lorsqu'on décrit certaines caractéristiques, on peut être tenté de les présenter selon l'ordre (croissant ou décroissant) des estimations. Ordonner ainsi les résultats selon la valeur des estimations peut laisser croire qu'il existe une différence significative entre chacun d'eux. Si l'on souhaite exposer les résultats de cette façon, on devrait s'assurer que des tests d'égalité des proportions entre les éléments ordonnés ont été effectués et que leur interprétation en tient compte. Au minimum, une identification des différences qui sont significatives ou un court texte devrait accompagner ces résultats.

14.8 Interprétation sous forme de tendance

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 légèrement supérieur au seuil de signification fixé et qu'une ou des enquêtes similaires ont déjà permis de détecter un lien significatif entre ces mêmes variables, il est possible de parler de tendance. En effet, même si notre enquête n'a pu déceler un lien significatif (cela peut être dû à une taille d'échantillon trop petite), une tendance dans le sens de la relation détectée par les autres études peut être intéressante à discuter.

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

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.

14.9 Interprétation des résultats pour les indicateurs basés sur les centiles

En raison de l'utilisation des centiles pour définir les points de césure de certains indicateurs, les proportions estimées pour ceux-ci doivent seulement servir pour comparer des groupes d'individus et pour cibler des groupes à risque. Par exemple, il n'est pas pertinent de présenter la proportion estimée d'élèves se situant au niveau élevé de l'échelle de détresse psychologique comme un résultat de l'enquête, puisqu'il s'agit de la proportion d'élèves dont le score est supérieur ou égal au dernier quintile de la répartition des scores sous-jacents (proportion qui est d'environ 20 %, par définition). Il faut plutôt dire que la proportion de tel groupe ayant telle caractéristique est plus grande que celle observée dans tel autre groupe. La proportion globale peut aussi être utilisée comme valeur de référence pour situer un groupe par rapport à l'ensemble des élèves, sans toutefois mettre cette proportion à l'avant-plan. Par exemple, on pourra dire que la proportion d'élèves du secondaire se situant à un niveau élevé à l'indice de détresse psychologique est de tant chez les garçons et de tant chez les filles, comparativement à 21 % globalement.

RÉFÉRENCES

- BAULNE, J., et R. COURTEMANCHE, avec la collaboration de V. ROY (2016). *Enquête québécoise sur la santé de la population 2014-2015 – Comparabilité des données de la deuxième édition de l'enquête*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 44 p.
- CAMIRAND, H., I. TRAORÉ et J. BAULNE (2016). *L'Enquête québécoise sur la santé de la population, 2014-2015 : pour en savoir plus sur la santé des Québécois. Résultats de la deuxième édition*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 208 p.
- CÔTÉ, L., R. COURTEMANCHE et B. CARON, avec la collaboration de C. DAVELUY, C. ROBITAILLE, R. BARALDI et M. BORDELEAU (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, 69 p.
- GILMORE, J. (2002). *Rapport sur l'usage de la cigarette au Canada de 1985 à 2001*, Ottawa, Statistique Canada, catalogue no. 82F0077XIF, document de recherche, 62 p.
- HAZIZA, D., et J.-F. BEAUMONT (2007). "On the Construction of Imputation Classes in Surveys", *International Statistical Review*, vol. 75, n° 1, p. 25-43.
- INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC et DIRECTION DE SANTÉ PUBLIQUE DE L'AGENCE DE SANTÉ ET DES SERVICES SOCIAUX DE MONTRÉAL (2012). *Rapport de l'Étude globale sur la santé des Montréalais – Étude comparative d'une collecte unimode téléphonique et d'une collecte multimode (téléphonique et Web)*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 265 p.
- INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC, en collaboration avec l'INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC (2014). *Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires du Plan commun de surveillance – Enquête québécoise sur la santé des jeunes du secondaire 2010-2011, version révisée*, Québec, Gouvernement du Québec, 126 p.
- INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC, en collaboration avec l'INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC (2013). *Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires du Plan national de surveillance – Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2012*, Québec, Gouvernement du Québec, 175 p.
- 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 (2010). *Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires du Plan commun de surveillance – Enquête québécoise sur la santé de la population 2008*, Québec, Gouvernement du Québec, 117 p.
- 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 (2009). *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 et 3.1*, Québec, Gouvernement du Québec, 99 p.
- KORN, E. L., et B. I. GRAUBARD (1999). *Analysis of Health Surveys*, New York, John Wiley & Sons, 382 p.

PLANTE, N., L. CÔTÉ, R. COURTEMANCHE et 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 intracycle*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 88 p.

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

PLANTE, N., R. COURTEMANCHE et M. BORDELEAU (2014). *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes. Comparabilité des données de l'ESCC, cycle 2011-2012*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 37 p.

PLANTE, N., R. COURTEMANCHE, M. BORDELEAU et D. DU MAYS (2012). *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes. Comparabilité des données de l'ESCC, cycle 2009-2010*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 35 p.

RAO, J. N. K., et A. J. SCOTT (1981). "The analysis of categorical data from complex surveys: Chi-squared tests for goodness of fit and independence in two-way tables», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 76, n° 374, p. 221-230.

ST-PIERRE, M., et Y. BÉLAND (2004). "Mode Effects in the Canadian Community Health Survey. A Comparison of CAPI and CATI», *2004 Proceedings of the American Statistical Association Meeting, Survey Research Methods*. Toronto, Canada: American Statistical Association.

Annexe A

Nombre de répondants et taux de réponse pondéré selon le RLS/CLSC

Tableau A.1

Nombre de répondants et taux de réponse pondéré selon le RLS/CLSC¹, Québec, 2014-2015

RLS/CLSC	Nombre de répondants	Taux de réponse (%)
01 Bas-Saint-Laurent		
0101	419	69,1
0102	368	57,4
0103	376	62,7
0104	389	60,3
0105	368	61,1
0106	376	62,5
0107	377	63,9
0108	376	64,7
02 Saguenay–Lac-Saint-Jean		
0201	376	63,6
0202	394	67,4
0203	386	67,9
0204	377	66,0
0205	382	65,4
0206	387	68,3
03 Capitale-Nationale		
0301	377	65,3
0302	2 337	66,4
03021	387	70,9
03022	421	71,0
03023	391	58,6
03024	369	62,1
03025	385	62,7
03026	384	66,0
0303	1 561	62,8
03031	387	62,4
03032	387	64,8
03033	396	64,7
03034	391	60,9
0304	375	62,2
04 Mauricie et Centre-du-Québec		
0401	376	59,2
0402	374	66,3
0403	379	58,1
0404	375	59,3
0405	395	62,3
0406	382	61,6
0407	378	59,5
0408	388	65,4

Tableau A.1

Nombre de répondants et taux de réponse pondéré selon le RLS/CLSC¹, Québec, 2014-2015

RLS/CLSC	Nombre de répondants	Taux de réponse (%)
05 Estrie		
0501	374	66,0
0502	361	65,7
0503	377	62,2
0504	385	60,7
0505	372	60,1
0506	370	62,9
0507	873	63,4
06 Montréal		
0601	369	57,7
0602	388	52,8
0603	378	55,4
0604	387	54,3
0605	388	56,9
0606	361	49,2
0607	388	50,6
0608	384	53,7
0609	400	55,9
0611	369	55,6
0612	409	62,4
0613	401	57,4
07 Outaouais		
0701	1 096	59,8
0702	380	52,1
0703	367	57,9
0704	372	58,1
0705	380	58,9
08 Abitibi-Témiscamingue		
0803	465	59,9
0804	376	58,6
0805	381	62,6
0806	495	55,4
0807	365	58,8
09 Côte-Nord		
0901	362	58,2
0902	602	58,9
0903	369	55,3
0904	470	58,5
0905	376	52,3
0906	346	54,1
0907	295	41,0
10 Nord-du-Québec		
1010	1 651	55,8
11 Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine		
1101	592	60,2
1102	386	56,4
1103	373	61,9
1104	377	67,5
1105	378	59,8

Tableau A.1

Nombre de répondants et taux de réponse pondéré selon le RLS/CLSC¹, Québec, 2014-2015

RLS/CLSC	Nombre de répondants	Taux de réponse (%)
12 Chaudière-Appalaches		
1201	364	65,2
1202	969	66,2
1203	389	65,2
1204	391	67,0
1205	393	63,8
13 Laval		
1301	1 686	57,7
14 Lanaudière		
1401	782	61,5
1402	901	59,5
15 Laurentides		
1501	384	60,3
1502	422	62,9
1503	391	62,6
1504	385	61,5
1505	393	59,2
1506	383	64,8
1507	381	60,1
16 Montérégie		
1602	354	57,3
1603	400	61,1
1604	377	63,1
1605	387	60,4
1606	397	62,3
1607	396	62,0
1608	380	65,6
1609	379	63,3
1610	368	65,3
1611	380	63,8
1612	392	59,5
18 Terres-Cries-de-la-Baie-James		
1810	900	46,7
Ensemble du Québec	45 760	60,5

1. Découpage territorial selon la version M34-2014.

Source : Institut de la statistique du Québec, *Enquête québécoise sur la santé de la population*, 2014-2015.

Annexe B

Indicateurs de l'EQSP 2014-2015 ayant un taux de non-réponse partielle supérieur à 5 %

Tableau B.1

Indicateurs de l'EQSP 2014-2015 ayant un taux de non-réponse partielle supérieur à 5 %

Nom de la variable	Mesure/Indicateur	Taux de non-réponse partielle	Impact possible sur l'analyse
BLE_11_R1	Répartition de la population victime de blessure non intentionnelle qui a été causée par une chute au cours des 12 derniers mois selon le lieu où est survenue la blessure	8,9 %	Légère sous-estimation des personnes dont la blessure non intentionnelle causée par une chute au cours des 12 derniers mois est survenue à la résidence et légère surestimation des personnes dont la blessure est survenue dans un lieu de sport et de plein air
COITH	Proportion des hommes actifs sexuellement au cours des 12 derniers mois (relations hétérosexuelles) ayant utilisé le coït interrompu comme moyen de contraception	6,3 %	Négligeable
CONDH	Proportion des hommes actifs sexuellement au cours des 12 derniers mois (relations hétérosexuelles) ayant utilisé le condom comme moyen de contraception	6,3 %	Légère surestimation des personnes ayant utilisé le condom comme moyen de contraception
CONDOMLAST	Proportion de la population active sexuellement au cours des 12 derniers mois ayant utilisé un condom à la dernière relation sexuelle avec pénétration	6,0 %	Légère surestimation des personnes qui ont utilisé le condom la dernière fois qu'ils ont eu une relation sexuelle avec pénétration
CONDOMTJRS	Proportion de la population active sexuellement au cours des 12 derniers mois ayant toujours utilisé un condom	5,9 %	Légère surestimation des personnes qui utilisent toujours le condom
CONTH	Proportion des hommes actifs sexuellement au cours des 12 derniers mois qui ont utilisé un moyen contraceptif	6,3 %	Légère surestimation des personnes ayant habituellement utilisé un moyen de contraception
DETRESSE_TRAV2	Répartition des travailleurs se situant à un niveau élevé à l'échelle de détresse psychologique selon la relation entre ces sentiments et l'emploi principal actuel	8,4 %	Négligeable
DIAG_SYMPRHI	Prévalence combinée de la rhinite allergique en fonction des personnes qui ont présenté des symptômes de rhinite allergique au cours des 12 derniers mois et celles ayant déjà reçu au cours de leur vie un diagnostic médical de rhinite allergique.	5,1 %	Négligeable
FAIBLE_REVENU	Mesure de faible revenu	26,6 %	Sous-estimation de la variance due à l'imputation effectuée

Tableau B.1 (suite)

Indicateurs de l'EQSP 2014-2015 ayant un taux de non-réponse partielle supérieur à 5 %

Nom de la variable	Mesure/Indicateur	Taux de non-réponse partielle	Impact possible sur l'analyse
FRECOND	Répartition de la population active sexuellement au cours des 12 derniers mois selon la fréquence d'utilisation du condom	5,9 %	Légère sous-estimation des personnes qui n'ont pas utilisé le condom dans aucune de leurs relations sexuelles
FRECOND2	Répartition de la population active sexuellement au cours des 12 derniers mois selon la fréquence d'utilisation du condom	5,9 %	Légère sous-estimation des personnes qui n'ont pas utilisé le condom dans aucune de leurs relations sexuelles
IMC1517	Répartition de la population de 15 à 17 ans selon le statut pondéral	6,3 %	Négligeable
ITS	Proportion de la population ayant déjà eu des relations sexuelles qui a eu un diagnostic d'infection transmise sexuellement (EQSP)	5,5 %	Négligeable
ITS2	Proportion de la population qui a déjà eu un diagnostic d'infection transmise sexuellement	5,4 %	Négligeable
ITS3	Proportion de la population qui a eu un diagnostic d'infection transmise sexuellement parmi les personnes ayant eu des relations sexuelles au cours des 12 derniers mois	6,7 %	Légère surestimation des personnes ayant eu des relations sexuelles au cours des 12 derniers mois qui ont déjà eu un diagnostic d'infection transmise sexuellement
ITS4	Proportion de la population qui a eu un diagnostic d'infection transmise sexuellement au cours des 12 derniers mois	5,0 %	Négligeable
ITS5	Proportion de la population qui a passé un test de dépistage pour une infection qui s'attrape lors de relations sexuelles au cours des 12 derniers mois parmi la population active sexuellement au cours des 12 derniers mois	6,9 %	Légère surestimation des personnes ayant passé un test de dépistage pour une infection qui s'attrape lors de relations sexuelles
LIGATH	Proportion des hommes actifs sexuellement au cours des 12 derniers mois (relations hétérosexuelles) ayant utilisé la ligature des trompes comme moyen de contraception	6,3 %	Négligeable
NBPART2	Répartition de la population active sexuellement au cours des 12 derniers mois selon le nombre de partenaires	5,4 %	Négligeable
NBPARTF	Répartition des femmes actives sexuellement au cours des 12 derniers mois dont les partenaires sont uniquement des hommes selon le nombre de partenaires	6,6 %	Négligeable
NBPARTFF	Répartition des femmes actives sexuellement au cours des 12 derniers mois dont les partenaires sont uniquement des femmes selon le nombre de partenaires	6,8 %	Négligeable

Tableau B.1 (suite)

Indicateurs de l'EQSP 2014-2015 ayant un taux de non-réponse partielle supérieur à 5 %

Nom de la variable	Mesure/Indicateur	Taux de non-réponse partielle	Impact possible sur l'analyse
NBPARTFH	Répartition des femmes actives sexuellement au cours des 12 derniers mois dont les partenaires sont uniquement des hommes selon le nombre de partenaires	6,8 %	Légère sous-estimation des femmes hétérosexuelles qui déclarent avoir eu un seul partenaire sexuel au cours des 12 derniers mois et légère surestimation des femmes qui déclarent avoir eu plus d'un partenaire sexuel
NBPARTH	Répartition des hommes actifs sexuellement au cours des 12 derniers mois dont les partenaires sont uniquement des hommes selon le nombre de partenaires	7,1 %	Négligeable
NBPARTHF	Répartition des hommes actifs sexuellement au cours des 12 derniers mois dont les partenaires sont uniquement des femmes selon le nombre de partenaires	7,2 %	Légère sous-estimation des hommes hétérosexuels qui déclarent avoir eu une seule partenaire sexuelle au cours des 12 derniers mois et légère surestimation des hommes qui déclarent avoir eu entre 2 et 4 partenaires sexuelles
NBPARTHH	Répartition des hommes actifs sexuellement au cours des 12 derniers mois dont les partenaires sont uniquement des hommes selon le nombre de partenaires	7,1 %	Négligeable
NEZACA	Proportion de la population ayant eu des symptômes de rhinite allergique au cours des 12 derniers mois dont le facteur déclenchant est soit les acariens ou les poussières de maison	7,7 %	Négligeable
NEZANI	Proportion de la population ayant eu des symptômes de rhinite allergique au cours des 12 derniers mois dont le facteur déclenchant est la présence d'animaux	5,3 %	Négligeable
NEZPOL	Proportion de la population ayant eu des symptômes de rhinite allergique au cours des 12 derniers mois dont le facteur déclenchant est le pollen	5,9 %	Légère surestimation des personnes qui ont des problèmes de nez causés par le pollen
PARTSEX	Répartition de la population active sexuellement au cours des 12 derniers mois selon le sexe des partenaires	5,3 %	Négligeable
PAUVREAMEL	Répartition de la population se percevant pauvre ou très pauvre selon la perspective d'amélioration de la situation financière	6,4 %	Légère sous-estimation des personnes qui ne croient pas que leur situation financière va s'améliorer et légère surestimation des personnes qui croient que leur situation financière va s'améliorer

Tableau B.1 (suite)

Indicateurs de l'EQSP 2014-2015 ayant un taux de non-réponse partielle supérieur à 5 %

Nom de la variable	Mesure/Indicateur	Taux de non-réponse partielle	Impact possible sur l'analyse
PAUVREDUREE	Répartition de la population se percevant pauvre ou très pauvre selon la durée dans cette situation	5,2 %	Légère sous-estimation des personnes dont la durée de la pauvreté est de 10 ans et plus et légère surestimation des personnes dont la durée est de moins d'un an ou de 1 à 4 ans
PAUVREARENT	Répartition de la population se percevant pauvre ou très pauvre selon que les personnes se considèrent financièrement plus à l'aise ou moins à l'aise que leurs parents à leur âge	7,9 %	Légère sous-estimation des personnes qui estiment qu'elles sont plus à l'aise financièrement que leurs parents au même âge et légère surestimation des personnes qui estiment qu'elles sont moins à l'aise financièrement
PINSUF1517	Proportion de la population de 15 à 17 ans présentant un poids insuffisant	6,3 %	Négligeable
POBESE1517	Proportion de la population de 15 à 17 ans présentant de l'obésité	6,3 %	Négligeable
PSURPLUS1517	Proportion de la population de 15 à 17 ans présentant un surplus de poids (embonpoint et obésité)	6,3 %	Négligeable
RAUTOMNE	Proportion de la population ayant eu des symptômes de rhinite allergique au cours des 12 derniers mois qui ont eu des symptômes en automne (septembre, octobre, novembre)	6,3 %	Négligeable
RETE	Proportion de la population ayant eu des symptômes de rhinite allergique au cours des 12 derniers mois qui ont eu des symptômes en été (juin, juillet, août)	6,3 %	Négligeable
RHIAL	Proportion de la population ayant déjà reçu un diagnostic de rhinite allergique au cours de la vie parmi les personnes ayant eu des symptômes de rhinite allergique au cours des 12 derniers mois	7,9 %	Négligeable
RHIVER	Proportion de la population ayant eu des symptômes de rhinite allergique au cours des 12 derniers mois qui ont eu des symptômes en hiver (décembre, janvier, février)	6,3 %	Légère sous-estimation des personnes qui ont des symptômes de rhinite allergique en hiver
RPRINTemps	Proportion de la population ayant eu des symptômes de rhinite allergique au cours des 12 derniers mois qui ont eu des symptômes au printemps (mars, avril, mai)	6,3 %	Négligeable
SAINE	Répartition de la population qui a tenté de perdre du poids ou de le maintenir selon le nombre de méthodes saines utilisées au cours des six derniers mois	8,0 %	Négligeable

Tableau B.1 (suite)

Indicateurs de l'EQSP 2014-2015 ayant un taux de non-réponse partielle supérieur à 5 %

Nom de la variable	Mesure/Indicateur	Taux de non-réponse partielle	Impact possible sur l'analyse
SAINE1	Proportion de la population qui a utilisé presque tous les jours au moins une méthode saine dans le but de perdre du poids ou de le maintenir au cours des six derniers mois, parmi les personnes qui ont tenté de perdre du poids ou de le maintenir	8,0 %	Négligeable
SAINE2	Proportion de la population qui a utilisé presque tous les jours au moins une méthode saine dans le but de perdre du poids ou de le maintenir au cours des six derniers mois	5,1 %	Légère surestimation des personnes qui ont utilisé presque tous les jours au moins une méthode saine pour perdre ou maintenir son poids au cours des 6 derniers mois
SAT2_3_R1	Répartition de la population souffrant de surdit�� selon l'��ge auquel les personnes ont d��velopp�� cette surdit��	5,8 %	L��g��re sous-estimation des personnes ayant une surdit�� ou portant des proth��ses auditives et ayant 65 ans ou plus au moment du d��veloppement de la surdit�� ou de la difficult�� �� entendre �� une ou aux deux oreilles
SAT2_3_R2	R��partition de la population de 16 ans et plus souffrant de surdit�� attribuable au travail selon l'��ge auquel les personnes ont d��velopp�� la surdit��	18,9 %	L��g��re sous-estimation des personnes ayant 65 ans ou plus au moment du d��veloppement de la surdit�� ou de la difficult�� �� entendre �� une ou aux deux oreilles attribuable au travail
SEX12	Proportion de la population active sexuellement au cours des 12 derniers mois	5,3 %	L��g��re surestimation des personnes ayant ��t�� actives sexuellement
SEXHOMME	Proportion des hommes actifs sexuellement au cours des 12 derniers mois ayant eu des relations sexuelles avec des hommes	5,7 %	N��gligeable
SEXHOMME2	Proportion des hommes ayant eu des relations sexuelles avec des hommes au cours des 12 derniers mois	5,7 %	N��gligeable
SEXVIE	Proportion de la population qui a d��j�� eu des relations sexuelles	5,2 %	N��gligeable
STATUTPOND1517	R��partition de la population de 15 �� 17 ans selon le statut pond��ral	6,3 %	N��gligeable
STERIH	Proportion des hommes actifs sexuellement au cours des 12 derniers mois (relations h��t��rosexuelles) ayant utilis�� le st��rilet comme moyen de contraception	6,3 %	N��gligeable

Tableau B.1

Indicateurs de l'EQSP 2014-2015 ayant un taux de non-réponse partielle supérieur à 5 %

Nom de la variable	Mesure/Indicateur	Taux de non-réponse partielle	Impact possible sur l'analyse
SUIAIDE	Proportion de la population qui a consulté un professionnel de la santé ou utilisé une ligne d'aide téléphonique à la suite de pensées suicidaires	12,3 %	Légère surestimation des personnes ayant déjà consulté un professionnel de la santé ou utilisé une ligne d'aide à la suite de pensées suicidaires
SUIPROF	Proportion de la population qui a consulté un professionnel de la santé à la suite de pensées suicidaires	12,2 %	Légère surestimation des personnes ayant déjà consulté un professionnel de la santé suite à des pensées suicidaires
SUITEL	Proportion de la population qui a utilisé une ligne d'aide téléphonique à la suite de pensées suicidaires	12,0 %	Négligeable
SUIURG12	Proportion de la population ayant été conduite ou s'étant présentée à l'urgence à la suite d'une tentative de suicide, parmi les personnes ayant tenté de se suicider au cours des 12 derniers mois	43,1 %	Légère surestimation des personnes ayant été conduite ou s'étant présentée à l'urgence à la suite d'une tentative de suicide
TMSACTUT_COUR	Répartition des travailleurs ayant eu des troubles musculo-squelettiques au cou d'origine traumatique, au cours des 12 derniers mois, selon la relation entre ces troubles et l'emploi principal actuel	12,4 %	Négligeable
TMSACTUT_DOSR	Répartition des travailleurs ayant eu des troubles musculo-squelettiques au dos d'origine traumatique, au cours des 12 derniers mois, selon la relation entre ces troubles et l'emploi principal actuel	8,4 %	Négligeable
TMSACTUT_MINFR	Répartition des travailleurs ayant eu des troubles musculo-squelettiques aux membres inférieurs d'origine traumatique, au cours des 12 derniers mois, selon la relation entre ces troubles et l'emploi principal actuel	6,9 %	Négligeable
TMSACTUT_MSUPR	Répartition des travailleurs ayant eu des troubles musculo-squelettiques aux membres supérieurs d'origine traumatique, au cours des 12 derniers mois, selon la relation entre ces troubles et l'emploi principal actuel	8,5 %	Négligeable
VASECH	Proportion des hommes actifs sexuellement au cours des 12 derniers mois (relations hétérosexuelles) ayant utilisé la vasectomie comme moyen de contraception	6,3 %	Négligeable

Annexe C

Tableaux récapitulatifs des requêtes paramétrables sur le portail de l'Infocentre de santé publique

Cette annexe expose une façon différente de présenter l'algorithme d'une requête effectuée sur le portail de l'Infocentre de santé publique de celle apparaissant à la section 12.1.2.

Niveau géographique : Ensemble du Québec							Type de proportion ¹
Sous-population	Sexe	Groupe d'âge	Première variable de croisement	Deuxième variable de croisement	Test statistique		
Totale			Aucune		Aucun		
			Région		Indicateur selon var. de croisement		Brute Ajustée
			Sexe Groupe d'âge Autres variables	Aucune	Aucun		Brute Ajustée
				Région Autres variables	Indicateur selon var. de croisement		
Sexe	Par sexe Masculin Féminin		Aucune				
			Région		Aucun		
					Indicateur selon var. de croisement		Brute Ajustée
				Aucune	Aucun		Brute Ajustée
Âge		Groupe d'âge	Groupe d'âge Autres variables	Région Autres variables			
			Aucune				
			Région		Aucun		
					Indicateur selon var. de croisement		
Sexe et âge	Par sexe Masculin Féminin	Groupe d'âge	Sexe Autres variables	Aucune	Aucun		
				Région Autres variables	Indicateur selon var. de croisement		
			Aucune				
			Région Autres variables		Aucun		

1. Dans certaines situations particulières, la standardisation peut être différente pour les indicateurs dont l'âge est ciblé.

Niveau géographique: Régional

Région socio-santitaire	Sous- population	Sexe	Groupe d'âge	Comparaison régionale	Région de comparaison	Variable de croisement	Test statistique	Type de proportion ¹
Choix d'une région	Totale			Aucune		Aucune		
						Sexe Autres variables	Aucun Indicateur selon var. de croisement	Brute Ajustée
						Groupe d'âge	Aucun Indicateur selon var. de croisement	
				Région vs reste du Québec	Choix région de comparaison			Brute Ajustée
				Région vs une autre région				Brute Ajustée
	Sexe	Par sexe Masculin Féminin		Aucune		Aucune		
						Autres variables	Aucun Indicateur selon var. de croisement	Brute Ajustée
						Groupe d'âge	Aucun Indicateur selon var. de croisement	
				Région vs reste du Québec	Choix région de comparaison			Brute Ajustée
				Région vs une autre région				Brute Ajustée
	Âge		Groupe d'âge	Aucune		Aucune		
						Sexe Autres variables	Aucun Indicateur selon var. de croisement	
				Région vs reste du Québec	Choix région de comparaison			
				Région vs une autre région				
	Sexe et âge	Par sexe Masculin Féminin	Groupe d'âge	Aucune				

1. Dans certaines situations particulières, la standardisation peut être différente pour les indicateurs dont l'âge est ciblé.

Niveau géographique : RTS

Région socio-santitaire	Réseau territorial de services	Sous- population	Sexe	Groupe d'âge	Comparaison RTS¹	Variable de croisement	Test statistique	Type de proportion²	
Choix d'une région	Choix d'un RTS Liste des RTS	Totale			Aucune	Aucune			
						Sexe Autres variables	Aucun Indicateur selon var. de croisement	Brute Ajustée	
						Groupe d'âge	Aucun Indicateur selon var. de croisement		
		Sexe	Par sexe Masculin Féminin		RTS vs reste de la région			Brute Ajustée	
					RTS vs reste du Québec			Brute Ajustée	
					Aucune	Aucune			
						Autres variables	Aucun Indicateur selon var. de croisement	Brute Ajustée	
						Groupe d'âge	Aucun Indicateur selon var. de croisement		
					RTS vs reste de la région			Brute Ajustée	
					RTS vs reste du Québec			Brute Ajustée	
		Âge			Groupe d'âge	Aucune	Aucune		
							Sexe Autres variables	Aucun Indicateur selon var. de croisement	
		Sexe et âge	Par sexe Masculin Féminin	Groupe d'âge	Aucune	Aucune Autres variables			
					RTS vs reste de la région				
					RTS vs reste du Québec				

1. Dans le cas où un RTS spécifique a été sélectionné, il est possible de demander de comparer le RTS avec un autre RTS. Le paramètre « RTS de comparaison » est alors disponible.

2. Dans certaines situations particulières, la standardisation peut être différente pour les indicateurs dont l'âge est ciblé.

Niveau géographique : Local (RLS par RTS), Local (RLS par région), Local (Territoire de CLSC), Local (Regroupement de territoires de CLSC) ou Local (Découpage spécifique)

Région sociosanitaire	Sous-population	Sexe	Groupe d'âge	Comparaison locale	Variable de croisement	Test statistique	Type de proportion ³
Choix d'une région	Totale			Aucune	Aucune	Aucun	
					Sexe Autres variables	Indicateur selon var. de croisement	Brute Ajustée
					Groupe d'âge	Aucun Indicateur selon var. de croisement	
	Sexe	Par sexe Masculin Féminin		RLS vs reste de la région ¹			Brute Ajustée
				RLS vs reste du Québec ²			Brute Ajustée
				Aucune	Aucune	Aucun	
					Autres variables	Indicateur selon var. de croisement	Brute Ajustée
					Groupe d'âge	Aucun Indicateur selon var. de croisement	
				RLS vs reste de la région ¹			Brute Ajustée
				RLS vs reste du Québec ²			Brute Ajustée
	Âge		Groupe d'âge	Aucune	Aucune	Aucun	
					Sexe Autres variables	Indicateur selon var. de croisement	
	Sexe et âge	Par sexe Masculin Féminin	Groupe d'âge	Aucune	Aucune Autres variables		
				RLS vs reste de la région ¹			
				RLS vs reste du Québec ²			

1. Ou RLS vs reste du RTS ou CLSC vs reste de la région.
2. Ou CLSC vs reste du Québec.
3. Dans certaines situations particulières, la standardisation peut être différente pour les indicateurs dont l'âge est ciblé.

Errata

Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes socio-sanitaires du Plan national de surveillance de l'état de santé de la population et de ses déterminants

Enquête québécoise sur la santé de la population 2014-2015

Document corrigé le 10 janvier 2017

1. À la page 31, ajout du texte suivant :

7.3 Codification de la région de travail

La région de travail est déterminée en attribuant une région à la municipalité dans laquelle se trouve l'entreprise du répondant. La question ci-dessous permet au répondant de préciser cette municipalité :

SAT1_10: Dans quelle municipalité cette entreprise est-elle située ?

Ne considérez que l'endroit où vous travaillez.

La précision de la municipalité de travail devait initialement permettre de mieux identifier les codes SCIAN de l'entreprise et CNP de la catégorie de profession. Toutefois, cette question permet aussi d'analyser les données de la thématique santé au travail selon la région de travail.

Ainsi, pour créer cette variable de région de travail, il a fallu associer une région socio-sanitaire à chaque nom de municipalité. Si pour la majorité des répondants il a été facile d'attribuer une région à la municipalité, il est nécessaire d'établir des règles d'attribution pour les cas particuliers.

1. Le répondant travaille partout au Québec ou au Canada : sa région de résidence sera donc considérée comme sa région de travail.
2. Le répondant travaille dans plus d'une région, mais pas dans sa région de résidence : sa région de travail sera considérée comme « Inconnue ». Par exemple, il réside à Laval, mais travaille à Montréal et dans Lanaudière.
3. Le répondant mentionne, par exemple, « SAINT-BRUNO » au lieu de SAINT-BRUNO-DE-MONTARVILLE qui se trouve en Montérégie ou SAINT-BRUNO-DE-GUIGUES en Abitibi-Témiscamingue ou SAINT-BRUNO-DE-KAMOURASKA au Bas-Saint-Laurent ou simplement SAINT-BRUNO au Saguenay-Lac-Saint-Jean. Dans ces cas, la région de travail sera celle de résidence s'il y existe un « SAINT-BRUNO ». S'il n'y a pas de « SAINT-BRUNO » dans sa région de résidence, sa région de travail sera considérée comme « Inconnue ».

Deux variables de région de travail sont disponibles : celle présentant les régions socio-sanitaires selon l'ancien découpage (avant 2015) et celle tenant compte du découpage (officiel) des régions socio-sanitaires de 2015 qui a engendré le passage de deux RLS de la Montérégie en Estrie.