Enquête québécoise sur l'utilisation des services de santé et des services sociaux 2025

Méthodologie de l'enquête

INSTITUT
DE LA
STATISTIQUE
DU QUÉBEC

Québec

Pour tout renseignement concernant l'Institut de la statistique
du Québec (ISQ) et les données statistiques dont il dispose,
s'adresser à :

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

Téléphone :
418 691-2401
1 800 463-4090 (Canada et États-Unis)

Site Web : statistique.quebec.ca

Ce document est disponible seulement en version électronique.

Dépôt légal
Bibliothèque et Archives nationales du Québec
4e trimestre 2026
ISBN 978-2-555-05122-5 (en ligne)

© Gouvernement du Québec, Institut de la statistique du Québec, 2026

Toute reproduction autre qu'à des fins de consultation personnelle
est interdite sans l'autorisation du gouvernement du Québec.
statistique.quebec.ca/fr/institut/nous-joindre/droits-auteur-permission-reproduction

Novembre 2026

Ce document a été réalisé par :	Raphaëlle Élément
Avec la collaboration de :	Chantale Lecours Jasline Flores
Sous la coordination de :	Marie-Eve Tremblay
Sous la direction de :	Éric Gagnon
Révision linguistique et édition :	Direction de la diffusion et des communications
Enquête financée par :	Ministère de la Santé, de la Prévention et des Aînés Institut de la statistique du Québec
Enquête sous la responsabilité de	Direction des enquêtes de santé Institut de la statistique du Québec

Pour tout renseignement concernant le contenu de ce document, s'adresser à :

Direction de la méthodologie
Institut de la statistique du Québec
200, chemin Sainte-Foy, 3e étage
Québec (Québec) G1R 5T4

Téléphone :
418 691-2410
1 800 463-4090 (Canada et États-Unis)

Site Web : statistique.quebec.ca

Notice bibliographique suggérée

INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC (2026). *Enquête québécoise sur l'utilisation des services de santé et des services sociaux 2025. Méthodologie de l'enquête*, [En ligne], Québec, Institut de la statistique du Québec, 28 p. [statistique.quebec.ca/fr/fichier/utilisation-services-sante-services-sociaux-2025-methodologie.pdf].

Avertissement

En raison de l'arrondissement des données, le total ne correspond pas nécessairement à la somme des parties. Afin de faciliter la lecture des résultats, les proportions de 5 % et plus sont arrondies à l'unité dans le corps du texte. Ainsi, les proportions dont la décimale est ,5 ont été arrondies à l'unité inférieure ou supérieure selon la seconde décimale. Par exemple, la proportion de 20,47 % est arrondie à 20 %, alors que la proportion de 20,53 % est arrondie à 21 %. Les arrondissements des proportions se terminant par ,5 dans les tableaux et figures varient donc dans le corps du texte.

Table des matières

Introduction **5**

1 Plan d'échantillonnage **7**

1.1 Population visée 7
1.2 Base de sondage 7
1.3 Méthode de sélection de l'échantillon, taille et répartition de l'échantillon 8

2 Collecte de données **10**

2.1 Prétest 10
2.2 Méthodes de collecte 10
2.2.1 Instruments de collecte 10
2.2.2 Modes de collecte 11
2.2.3 Période de collecte 11
2.2.4 Stratégie de collecte 11
2.3 Résultats de la collecte 12

3 Traitement des données **14**

3.1 Validation 14
3.2 Pondération 15
3.3 Non-réponse totale 16
3.4 Non-réponse partielle 17

4 Analyse des données, précision des estimations et tests statistiques **19**

4.1 Indicateur du niveau de revenu du ménage 19
4.2 Précision des estimations et tests statistiques 19

5 Présentation des résultats **21**

6 Portée et limites de l'enquête **22**

Références bibliographiques **24**

Annexe – Tableaux complémentaires **25**

Introduction

L'Institut de la statistique du Québec (ISQ) a reçu le mandat du ministère de la Santé, de la Prévention et des Aînés (MSPA) d'élaborer et de réaliser une première édition de l'*Enquête québécoise sur l'utilisation des services de santé et des services sociaux*, en 2025.

L'organisation des services de première ligne constitue un enjeu majeur pour le MSPA, qui met en place actuellement plusieurs transformations en matière d'accès à la première ligne. Consulter un ou une médecin de famille n'est plus nécessairement la seule option qui est offerte à la population. L'arrivée d'infirmières et infirmiers praticiens spécialisés (IPS) en soins de première ligne et la gamme élargie de services de la part des pharmaciens et pharmaciennes viennent bonifier l'offre. De plus, des lignes téléphoniques et des sites Web spécialisés en matière d'information sur la première ligne permettent aux personnes qui les utilisent d'améliorer leur accès. Il s'agit notamment du GAMF (Guichet d'accès à un médecin de famille), du GAP (Guichet d'accès à la première ligne) numérique et du GAP téléphonique (soit des services destinés à l'ensemble de la population ou réservés aux personnes sans affiliation à un ou une médecin de famille ou à un ou une IPS en soins de première ligne).

Le MSPA dispose de données administratives assez détaillées sur la première ligne, mais la question de l'accès est une dimension dont la mesure est déficiente. Le MSPA souhaite obtenir une vision globale des connaissances, des perceptions et de l'appréciation de la population concernant les mécanismes et l'expérience d'accès à la première ligne pour des problèmes de santé non urgents et semi-urgents, et déterminer si les besoins sont comblés.

Objectif de l'enquête

L'enquête vise principalement à fournir des données à l'échelle régionale sur la connaissance des mécanismes d'accès à la première ligne, les habitudes de consultation des services et les besoins non comblés chez les personnes de 18 ans et plus.

Elle vise plus précisément à mesurer la perception de la population de 18 ans et plus en ce qui concerne :

- la connaissance des mécanismes d'accès à la première ligne pour des problèmes de santé semi-urgents et non urgents ;
- les habitudes relatives à l'accès aux soins et services de santé pour des problèmes semi-urgents et non urgents ;
- les besoins non comblés en matière de soins et services relatifs aux problèmes de santé semi-urgents et non urgents ;
- les besoins non comblés en matière de soins et services partiellement couverts ou non couverts par le régime public et offerts par les dentistes, les optométristes, les physiothérapeutes et les psychologues.

La principale sous-population d'intérêt est formée des personnes qui ont eu accès à un service de première ligne, qu'il s'agisse d'un ou d'une médecin de famille, d'un ou une IPS, d'un GMF ou du GAP (via une inscription à la liste d'attente du GAMF).

Les données recueillies permettront au MSPA d'assurer un suivi des objectifs concernant l'accès aux soins de première ligne sur la base de données fiables et objectives.

Structure du rapport méthodologique

Les six sections du présent document portent sur les principaux éléments de la méthodologie de l'enquête. La section 1 présente le plan d'échantillonnage de l'enquête et la section 2, les stratégies utilisées et les résultats obtenus lors de la collecte des données. La section 3 porte sur le traitement des données : le processus de validation, la méthode de pondération utilisée pour que les résultats puissent être inférés à la population visée de même que l'examen de l'ampleur de la non-réponse partielle. La section 4 traite de la Mesure de faible revenu (MFR) ainsi que de l'estimation de la précision et donne de l'information sur les tests statistiques effectués. La façon de présenter les résultats de l'enquête est détaillée à la section 5, et un aperçu de sa portée et de ses limites est offert à la section 6.

Le présent document accompagne deux compendiums de tableaux de résultats sur l'utilisation des services de première ligne et des services non ou peu couverts par la Régie de l'assurance maladie du Québec. Le premier présente des données à l'échelle du Québec et le second contient quelques résultats à l'échelle des régions sociosanitaires.

1 Plan d'échantillonnage

Cette section comprend une description de la population visée et de la base de sondage ainsi que toutes les informations utiles sur la sélection de l'échantillon à partir de cette base.

1.1 Population visée

La population visée par l'enquête correspond à l'ensemble des personnes de 18 ans et plus vivant dans un logement non institutionnel au Québec[1]. Les personnes vivant dans un logement collectif institutionnel (hôpital, centre d'hébergement de soins de longue durée, établissement carcéral, centre de réadaptation, etc.) sont exclues, ainsi que celles résidant dans les régions sociosanitaires (RSS) du Nunavik (17) et des Terres-Cries-de-la-Baie-James (18)[2]. Un tableau présentant certaines caractéristiques sociodémographiques de la population visée se trouve au tableau A.1 en annexe.

1.2 Base de sondage

La base de sondage utilisée pour sélectionner l'échantillon de l'enquête a été élaborée à partir des données du Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA) de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ). 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[3] et de répartition géographique. Finalement, il contient les variables nécessaires pour contacter les individus sélectionnés.

Les principaux inconvénients du FIPA découlent de la qualité de la mise à jour des numéros de téléphone, qui sont dans certains cas inexacts et parfois même absents, ce qui complique du même coup la collecte de données. Cette situation est particulièrement fréquente chez les jeunes de 18 à 24 ans. L'utilisation d'autres sources administratives, notamment celle du ministère de l'Éducation du Québec, a permis de pallier cette lacune en conformité avec la *Loi sur l'Institut de la statistique du Québec*.

1. Cela inclut les personnes qui vivent dans un ménage privé et celles qui vivent dans certains logements collectifs non institutionnels, tels que les résidences pour personnes aînées et les couvents de religieuses ou de religieux. 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.
2. Les personnes résidant dans les réserves indiennes situées dans le reste du Québec font partie de la population visée par l'enquête.
3. Pour les personnes transgenres ayant obtenu un changement de la mention du sexe figurant à leur acte de naissance auprès du Directeur de l'état civil, le sexe indiqué dans le FIPA est celui indiqué dans l'acte de naissance après le changement.

Par ailleurs, la base de sondage présente une légère sous-couverture, puisque certaines personnes admissibles à l'enquête ne sont pas inscrites au régime québécois d'assurance maladie (p. ex. les personnes n'ayant pas renouvelé leur carte de la Régie de l'assurance maladie du Québec [RAMQ]) ou n'y sont pas admissibles (p. ex. certains groupes de résidentes et résidents non permanents) et ne figurent donc pas au FIPA. De même, la base de sondage pourrait compter quelques personnes non admissibles à l'enquête, par exemple celles n'ayant pas encore informé la RAMQ d'un déménagement hors Québec au moment du tirage de l'échantillon. Il est toutefois 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 pas être établie de façon exacte. Les meilleures données disponibles pour estimer la taille de la population visée par l'enquête sont les plus récentes estimations de population produites par l'ISQ, soit celles de 2024 ajustées pour tenir compte de l'exclusion des personnes en institution ainsi que de celles résidant dans les RSS du Nunavik et des Terres-Cries-de-la-Baie-James. En comparant ces estimations de population à la base de sondage, on peut établir que la couverture de la population visée par le FIPA est d'au moins 93 %.

1.3 Méthode de sélection de l'échantillon, taille et répartition de l'échantillon

Le principal objectif de la présente enquête est de fournir des estimations fiables permettant à l'échelle régionale de mesurer la connaissance des mécanismes d'accès à la première ligne, les habitudes de consultation des services et les besoins non comblés chez les personnes de 18 ans et plus.

Un échantillon de 17 158 personnes a été sélectionné par l'ISQ dans la base de sondage, pour un nombre de personnes répondantes attendu de 9 250. Les strates, visant à assurer un certain contrôle de la composition de l'échantillon, ont été formées par le croisement des variables suivantes : la RSS (seize possibilités), le sexe et la catégorie d'âge (18 à 24 ans, 25 à 44 ans, 45 à 64 ans, 65 ans et plus). Au total, 128 strates ont été formées. En faisant des hypothèses quant aux taux de réponse et d'admissibilité[4], ainsi qu'aux proportions[5] de personnes affiliées à un ou une médecin de famille, affiliées à un groupe de médecine familiale (GMF) ou inscrites à la liste d'attente du Guichet d'accès à un médecin de famille (GAMF), on a pu déterminer la taille d'échantillon nécessaire pour chacune des strates. La sélection a été effectuée de manière aléatoire et indépendante d'une strate à l'autre.

Le plan de sondage permet d'estimer[6] :

- une proportion de 0,6 % ou plus avec une bonne précision relative (coefficient de variation [CV][7] d'au plus 15 %) pour l'ensemble de la population visée par l'enquête ;
- une proportion de 0,7 % ou plus avec une bonne précision relative (CV d'au plus 15 %) chez les personnes ayant accès à un service de première ligne, quel qu'il soit ;
- une proportion de 5,5 % ou plus avec une bonne précision relative (CV d'au plus 15 %) chez les personnes n'ayant pas accès à un service de première ligne ;

4. Les hypothèses de taux de réponse varient selon le groupe d'âge et la RSS, allant de 50 % à 57 %. Le taux d'admissibilité supposé est de 99 % pour toutes les strates.
5. Les hypothèses utilisées sont issues de comptes provenant du MSPA, datant de 2024.
6. Dans la mesure où les hypothèses de collecte (taux de réponse et taux d'admissibilité) sont valides.
7. Des renseignements sur le calcul du coefficient de variation sont fournis à la section 5.

- une proportion minimale allant de 2,8 % à 10,0 %[8] avec une bonne précision relative (CV d'au plus 15 %) à l'échelle des RSS.

Le tableau 1.1 présente la taille de l'échantillon, le nombre de personnes répondantes visé ainsi que les nombres attendus d'individus ayant accès ou non à un service de première ligne, quel qu'il soit.

Tableau 1.1

Taille de l'échantillon et nombre de personnes répondantes attendues, Québec, 2025

	Taille d'échantillon	Nombre attendu de personnes répondantes		
		Au total	Ayant accès à un service de première ligne, quel qu'il soit	N'ayant pas accès à un service de première ligne[a]
01 Bas-Saint-Laurent	799	434	418	16
02 Saguenay–Lac-Saint-Jean	803	434	422	12
03 Capitale-Nationale	1 157	650	601	49
04 Mauricie et Centre-du-Québec	803	434	409	25
05 Estrie	802	434	404	30
06 Montréal	3 076	1 662	1 350	312
07 Outaouais	803	434	391	43
08 Abitibi-Témiscamingue	801	434	382	52
09 Côte-Nord	883	435	360	75
10 Nord-du-Québec	878	434	354	80
11 Gaspésie–Îles-de-la-Madeleine	830	434	398	36
12 Chaudière-Appalaches	801	434	404	30
13 Laval	803	434	374	60
14 Lanaudière	802	433	395	38
15 Laurentides	966	523	470	53
16 Montérégie	2 151	1 207	1 078	129
Ensemble du Québec (18 ans et plus)	**17 158**	**9 250**	**8 209**	**1 041**

a Cette sous-population ne fait pas directement l'objet des cibles de l'enquête à l'échelle régionale. Elle a été ajoutée à titre complémentaire.

Source : Institut de la statistique du Québec, *Enquête québécoise sur l'utilisation des services de santé et des services sociaux*, 2025.

8. Cette proportion minimale est de 2,8 % pour Montréal, de 4,0 % pour la Montérégie, de 7,2 % pour la Capitale-Nationale, de 8,5 % pour les Laurentides et de 10,0 % pour les douze autres RSS prises en considération.

2 Collecte de données

Cette section porte notamment sur les méthodes de collecte des données employées et sur les résultats de cette collecte. On y présente les instruments et le mode de collecte, ainsi que les taux de réponse obtenus.

2.1 Prétest

Le prétest visait à vérifier l'intelligibilité du questionnaire (notamment les instructions aux personnes participantes et aux intervieweurs et intervieweuses) et la capacité des participants et participantes à fournir les données comme demandé. Il a permis de procéder à l'analyse de validation des échelles et de valider la programmation du questionnaire. Il a été mené du 9 au 29 septembre 2024 auprès d'un échantillon aléatoire de 600 personnes, et les entrevues ont été effectuées au moyen d'interviews téléphoniques assistées par ordinateur (ITAO), réalisées avec le logiciel Interviewer de Voxco. Il n'y avait pas de collecte Web pour le prétest. Dans les jours précédant les appels téléphoniques, les personnes sélectionnées avaient reçu une lettre par la poste.

Au total, 185 entrevues ont été effectuées, pour un taux de réponse de 31 %. À la suite du prétest, certains ajustements ont été apportés au questionnaire en vue de l'enquête. Compte tenu de ces modifications, les données fournies par les répondantes et répondants au prétest n'ont pas été conservées pour les estimations produites en fin d'enquête.

2.2 Méthodes de collecte

2.2.1 Instruments de collecte

Le questionnaire vise à consigner, d'une part, l'expérience de soins et l'accès aux services de première ligne pour des problèmes de santé semi-urgents, non urgents ou pour un rendez-vous annuel de suivi et d'autre part, l'utilisation de certains services de santé peu ou pas couverts par le régime public d'assurance maladie, soit les services offerts par les dentistes, les optométristes, les psychologues ou les psychothérapeutes et les physiothérapeutes. Les questions cherchent à mesurer l'expérience des personnes visées et de leurs personnes à charge. Des variables de croisement liées à l'état de santé et aux caractéristiques sociodémographiques des personnes visées sont aussi prévues. Le questionnaire a été élaboré conjointement par le MSPA et l'ISQ.

La durée moyenne du questionnaire téléphonique est d'environ 20 minutes et celle de la version Web, d'approximativement 13 minutes. Le questionnaire comporte les trois grandes sections suivantes :

1. Accès aux services de santé de première ligne ;
2. Accès à d'autres services de santé ;
3. Profil des personnes répondantes.

2.2.2 Modes de collecte

La collecte des données a été effectuée par interview téléphonique assistée par ordinateur (ITAO) et/ou par interview Web assistée par ordinateur (IWAO). Ces modes de collecte présentent des avantages qui améliorent la qualité des données. Premièrement, le libellé des questions, y compris les périodes de référence et les pronoms, est personnalisé automatiquement en fonction de facteurs comme l'âge et le genre de la personne, et des réponses aux questions précédentes. Deuxièmement, des mesures de contrôle isolent les réponses incohérentes ou hors norme, et des instructions apparaissent à l'écran lorsqu'une telle situation se présente. La personne remplissant le questionnaire reçoit une rétroaction immédiate, et une correction de l'incohérence peut être apportée. Troisièmement, le processus est prévu de sorte que les questions qui ne concernent pas la personne sont automatiquement omises.

2.2.3 Période de collecte

La collecte de données s'est déroulée du 6 janvier au 11 mai 2025.

Le début de la période de collecte était initialement prévu à l'automne 2024. Il a cependant été décidé de le repousser au mois de janvier 2025 en raison d'une grève du personnel de Postes Canada qui s'est étalée du 15 novembre au 17 décembre 2024 (Foy et Arcand 2025), puisque cette interruption de services a freiné les envois postaux.

2.2.4 Stratégie de collecte

Une lettre de présentation a été envoyée aux personnes sélectionnées pour expliquer les objectifs de l'enquête et les inviter à remplir le questionnaire en ligne. Deux relances postales ont ensuite été envoyées à intervalles d'environ trois semaines aux personnes n'ayant toujours pas répondu. Si le questionnaire n'était pas encore rempli environ sept semaines après l'envoi de la lettre initiale, des appels téléphoniques ont été passés pour encourager les personnes à répondre à l'enquête. Une entrevue téléphonique était proposée aux personnes préférant ne pas répondre en ligne ou n'ayant pas accès à Internet. Enfin, vers la fin de la période de collecte, une lettre supplémentaire a été envoyée à une partie des personnes n'ayant pas encore répondu, principalement celles injoignables par téléphone.

2.3 Résultats de la collecte

Comme c'est le cas des taux de réponse généralement présentés par l'ISQ, ceux de la présente enquête sont pondérés. Ils tiennent compte, entre autres facteurs, de la non-proportionnalité selon la région sociosanitaire (RSS)[9] de l'échantillon de l'enquête.

Taux d'admissibilité

Comme attendu, le taux d'admissibilité pondéré[10] à l'enquête est très élevé (99 %). Seules quelques personnes ont été jugées inadmissibles au moment de la collecte : celles qui avaient déménagé dans un ménage collectif institutionnel ou à l'extérieur du Québec, et celles qui étaient décédées.

Taux de réponse

Au total, 9 391 personnes ont répondu à l'enquête, ce qui correspond à un taux de réponse pondéré[11] de 57 %.

Les refus de répondre à l'enquête ainsi que l'absence de numéro de téléphone ou la présence de mauvais numéros dans la base de sondage contribuent de façon importante à la non-réponse. Ces deux raisons expliquent respectivement 16 % et 24 % de la non-réponse.

Le taux de réponse pondéré varie selon la RSS (de 48 % dans le Nord-du-Québec à 63 % dans la Capitale-Nationale, le groupe d'âge (de 41 % chez les 18 à 24 ans à 68 % chez les 65 ans et plus) et le sexe tel qu'inscrit au FIPA (54 % parmi les hommes et 60 % parmi les femmes). Étant donné que les taux de réponse pondérés sont pour la plupart supérieurs à ceux utilisés pour les calculs de taille d'échantillon (sauf pour Montréal, le Nord-du-Québec et Laval) lors de la phase d'échantillonnage, les objectifs quant au nombre de personnes répondantes ont été atteints au provincial et pour la plupart des RSS (sauf pour les trois RSS dont le taux de réponse obtenu s'est avéré inférieur à celui attendu, en plus de la Côte-Nord et de la Montérégie pour lesquelles les nombres sont très près des cibles). En ce qui a trait aux personnes répondantes ayant accès à un service de première ligne, le nombre attendu a été atteint ou légèrement dépassé à l'échelle provinciale ainsi que pour l'ensemble des RSS.

Le tableau suivant présente le taux de réponse pondéré ainsi que le nombre de personnes répondantes au total, et si elles ont accès ou non à un service de première ligne. Toutefois, et conséquemment à cette dernière affirmation, le nombre attendu de personnes répondantes n'ayant pas accès à un service de première ligne a été moindre qu'attendu.

9. Étant donné les objectifs de précision par RSS, la proportion de la taille de l'échantillon par rapport à la taille de la population diffère d'une région à l'autre. Par exemple, Montréal est sous-représentée dans l'échantillon.
10. Taux d'admissibilité pondéré (avec le poids initial : l'inverse de la probabilité de sélection). Plus de renseignements sur la pondération sont fournis à la section 3.2.
11. Taux de réponse pondéré avec le poids initial ajusté pour l'admissibilité (ajustement décrit à la section 3.2).

Tableau 2.1

Taux de réponse pondéré et nombre de personnes répondantes total et ayant ou non accès à un service de première ligne, quel qu'il soit, Québec, 2025

	Taux de réponse pondéré (%)	Nombre de personnes répondantes		
		Au total	Ayant accès à un service de première ligne, quel qu'il soit	N'ayant pas accès à un service de première ligne[a]
01 Bas-Saint-Laurent	59,2	463	439	24
02 Saguenay–Lac-Saint-Jean	58,6	464	443	21
03 Capitale-Nationale	63,1	729	667	62
04 Mauricie et Centre-du-Québec	58,4	464	442	22
05 Estrie	61,1	486	459	27
06 Montréal	52,3	1 575	1 409	166
07 Outaouais	55,7	435	410	25
08 Abitibi-Témiscamingue	57,8	453	415	38
09 Côte-Nord	50,4	428	397	31
10 Nord-du-Québec	47,6	400	375	25
11 Gaspésie–Îles-de-la-Madeleine	54,0	439	419	20
12 Chaudière-Appalaches	60,4	471	428	43
13 Laval	51,9	410	374	36
14 Lanaudière	55,8	440	423	17
15 Laurentides	57,3	538	496	42
16 Montérégie	56,8	1 196	1 116	80
Ensemble du Québec (18 ans et plus)	**56,6**	**9 391**	**8 712**	**679**

a Cette sous-population ne fait pas directement l'objet des cibles de l'enquête à l'échelle régionale. Elle a été ajoutée à titre indicatif.

Source : Institut de la statistique du Québec, *Enquête québécoise sur l'utilisation des services de santé et des services sociaux*, 2025.

3 Traitement des données

Cette section aborde les étapes de traitement des données recueillies. Elle traite de la validation de la qualité des données, de la pondération nécessaire à l'inférence à la population visée ainsi que de l'examen de la non-réponse totale et partielle et des traitements d'imputation effectués.

3.1 Validation

Une validation du statut de réponse des personnes sélectionnées (répondantes, non répondantes ou inadmissibles) a d'abord été effectuée. Cela a permis de considérer comme répondantes certaines personnes qui n'avaient pas rempli le questionnaire en entier et de rejeter certains questionnaires comportant une importante proportion de questions sans réponse. Des questions en début d'entrevue visaient à garantir que le questionnaire était bel et bien rempli par la personne sélectionnée. Des validations ont été effectuées en cours de collecte et a posteriori pour comparer les réponses fournies aux renseignements contenus dans la base de sondage, plus particulièrement en ce qui concerne la date de naissance de la personne répondante et le code postal de son lieu de résidence. La concordance étant exacte à quelques exceptions près ; rien n'indiquait que certains questionnaires devaient être rejetés.

En étant entièrement informatisées, les collectes téléphoniques et sur le Web permettent d'effectuer plusieurs validations de base pendant l'entrevue, notamment une vérification du respect des choix de réponse ou de l'adéquation des sauts de section, pour les blocs de questions ne visant qu'un sous-groupe de répondants et répondantes. Une validation a posteriori a assuré la cohérence des réponses fournies par une même personne, ce qui a permis de corriger quelques erreurs. Les réponses ont été colligées de manière à distinguer les personnes ayant omis de répondre à une question de celles qui n'étaient pas concernées.

Finalement, une codification a été effectuée à la suite de l'examen des réponses aux questions ouvertes.

3.2 Pondération

La pondération est essentielle à la production des résultats de l'enquête. Elle permet de faire des inférences adéquates à la population visée, bien que celle-ci n'ait pas été sondée dans sa totalité. Elle consiste à attribuer un poids statistique à chaque personne répondante. Ce poids correspond au nombre de personnes qu'un répondant ou une répondante représente au sein de la population visée. La pondération corrige la distorsion créée par le plan de sondage utilisé pour la sélection de l'échantillon. De plus, il est connu que dans les enquêtes, la probabilité de répondre varie selon plusieurs caractéristiques sociodémographiques. Il est donc nécessaire de tenir compte de ces éléments en les intégrant à la pondération. Cette dernière est également l'un des éléments à prendre en compte pour estimer correctement la précision des données.

La stratégie de pondération établie pour cette enquête tient compte, entre autres, de la probabilité qu'une personne soit sélectionnée dans l'échantillon qui varie d'une strate à l'autre et demeure inchangée à l'intérieure d'une strate, d'un ajustement pour la non-réponse totale à l'enquête, de même qu'un ajustement des poids afin que leur somme corresponde aux effectifs de la population visée de l'enquête par région sociosanitaire (RSS), par groupe d'âge et par genre. Ces effectifs sont dérivés des plus récentes estimations de population produites par l'ISQ (1er juillet 2024).

Description des étapes

La première étape consiste à calculer le poids initial de chaque personne faisant partie de l'échantillon, ce qui correspond à l'inverse de la probabilité de sélection par strate. En raison des objectifs régionaux de l'enquête, l'échantillon a été réparti parmi les régions selon une répartition différente de celle de la base de sondage.

Ensuite, on doit ajuster ce poids pour tenir compte de l'inadmissibilité de certaines personnes à l'enquête (décès, personnes résidant dans un ménage collectif institutionnel, personnes ne résidant plus au Québec, etc.). En effet, le statut d'admissibilité étant inconnu pour plusieurs personnes non répondantes, il fallait réduire leur poids afin de refléter le fait qu'une partie d'entre elles étaient probablement inadmissibles. Pour ce faire, on a procédé à l'ajustement par groupe d'âge (moins de 65 ans, 65 ans et plus), cette caractéristique étant liée à l'admissibilité, en multipliant le poids de ces personnes par le taux d'admissibilité pondéré observé à l'enquête. Celui-ci correspond à la proportion pondérée (en utilisant le poids initial) de personnes admissibles parmi celles pour qui l'admissibilité a pu être déterminée.

L'étape suivante est l'ajustement pour la non-réponse totale. À cet effet, on a effectué une analyse pour définir les variables ou les caractéristiques selon lesquelles la probabilité d'avoir répondu ou non à l'enquête pourrait varier. La méthode du score de propension à répondre a été employée (Haziza et Beaumont 2007 ; Eltinge et Yansaneh 1997) pour déterminer les groupes homogènes de pondération, c'est-à-dire les sous-groupes de l'échantillon à l'intérieur desquels la propension à répondre est semblable[12]. L'ajustement s'est ensuite effectué à l'intérieur de chacun de ces groupes : le poids des personnes ayant répondu est ajusté par l'inverse du taux de réponse (pondéré) dans le groupe homogène de pondération.

12. Les variables (issues de la base de sondage ou créées à partir de cette dernière) retenues dans le modèle sont : la RSS, le groupe d'âge, le sexe inscrit au FIPA ainsi que le quintile de défavorisation matérielle du lieu de résidence.

Par la suite, on a vérifié qu'aucune personne ne s'était vu attribuer un poids très élevé comparativement à ceux des personnes de la même strate, afin de s'assurer qu'une personne répondante n'ait pas d'influence indue sur les statistiques produites. Pour ce faire, une méthode appelée « écart-sigma » a été utilisée (Bernier et Nobrega 1998). Lorsqu'il est jugé trop élevé, le poids d'une personne a été abaissé au poids inférieur le plus près dans la même strate. Le poids de 0,9 % des personnes répondantes a ainsi été modifié.

La dernière étape, soit le calage aux marges[13], permet de limiter les effets de la non-réponse et consiste à ajuster la pondération afin que la somme des poids de toutes les personnes répondantes corresponde bien aux effectifs estimés de la population visée par l'enquête. Ces effectifs sont dérivés des plus récentes estimations de population produites par l'ISQ (1er juillet 2024). Les poids des personnes répondantes ont ainsi été ajustés selon :

- l'âge en six catégories (18-24 ans, 25-34 ans, 35-44 ans, 45-49 ans, 50-64 ans, 65 ans et plus) à l'échelle provinciale ;
- le croisement de la RSS, du groupe d'âge (18-34 ans, 35-49 ans, 50-64 ans, 65 ans et plus) et du genre.

Ce sont ces poids, qu'on appelle poids populationnels, qui permettent de généraliser les résultats de l'échantillon de personnes répondantes à la population visée. Cette somme des poids des répondants et répondantes constitue donc une estimation de la taille de la population visée, soit environ 7 311 000 personnes.

3.3 Non-réponse totale

Définition

La non-réponse totale survient lorsqu'une personne sélectionnée et admissible à répondre à l'enquête ne remplit pas le questionnaire pour diverses raisons. Cette non-réponse peut entraîner des biais dans les estimations si les personnes ayant répondu présentent des caractéristiques différentes de celles ne l'ayant pas fait, et que ces caractéristiques sont liées au sujet de l'enquête. La pondération est ajustée pour la non-réponse à l'enquête (section 3.2), ce qui permet de réduire le risque de biais dû à celle-ci. Toutefois, seules les informations contenues dans la base de sondage, donc connues pour l'ensemble de l'échantillon, peuvent être prises en considération pour effectuer cet ajustement. Ainsi, malgré l'utilisation de la pondération, des résultats de l'enquête peuvent quand même être biaisés si la non-réponse totale est liée à une ou plusieurs caractéristiques non disponibles dans la base de sondage, et que ces caractéristiques sont fortement corrélées à certains indicateurs.

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

3.4 Non-réponse partielle

Définition

La non-réponse partielle désigne l'absence de réponse à une question pour certaines personnes ayant rempli le questionnaire. 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 personnes non répondantes présentent des caractéristiques différentes de celles des personnes répondantes et que ces caractéristiques sont de surcroît liées au thème étudié. La pondération ne tient pas compte de la non-réponse partielle comme elle le fait pour la non-réponse totale.

Taux de non-réponse partielle

Le taux de non-réponse partielle pondéré à une question donnée se définit comme le rapport entre le nombre pondéré de personnes n'ayant pas répondu à la question et le nombre pondéré de personnes qui auraient dû y répondre. Plus ce taux est élevé, plus le risque de biais induits par la non-réponse partielle est grand. On fait généralement l'hypothèse qu'une non-réponse partielle inférieure à 5 % a une incidence négligeable sur les estimations à l'échelle provinciale, sauf dans la situation où cette non-réponse est très caractérisée. Les variables qui affichent une non-réponse partielle supérieure à 5 % doivent généralement faire l'objet d'une analyse approfondie afin de déterminer l'ampleur des biais potentiels.

En raison des faibles taux de non-réponse partielle observés pour la grande majorité des variables de la présente enquête, les risques de biais, relativement à la précision des estimations, sont assez faibles. Les variables qui présentent une non-réponse partielle supérieure à 5 % sont présentées dans le tableau A.2 en annexe. Ces questions ont fait l'objet d'une analyse approfondie de la non-réponse partielle visant à déterminer si les personnes ayant omis de répondre présentaient des caractéristiques différentes de celles des autres répondants et répondantes et, le cas échéant, l'ampleur du biais potentiel a été estimée. Cette analyse laisse entendre que la non-réponse partielle n'a qu'un effet négligeable sur les estimations, sauf dans le cas de quatre questions.

Analyse de la non-réponse partielle

Une seule variable présentant un taux de non-réponse partielle élevé, soit le revenu du ménage, a été imputée afin que le risque de biais soit minimisé. Ce traitement est expliqué à la section suivante. Les huit autres variables présentant un taux de non-réponse partielle supérieur à 5 % sont de moindre intérêt analytique et ne portent pour la plupart que sur de petites sous-populations. L'effet de la non-réponse partielle sur les analyses est jugé négligeable pour quatre d'entre elles (tableau A.2). Parmi les quatre autres variables, l'ISQ recommande d'en exclure une (COUT_2_SERV) des analyses réalisées à partir des données de la présente enquête en raison de son taux de non-réponse partielle particulièrement élevé (66 %), lequel ne permet pas d'inférer les résultats des personnes répondantes à cette question à la population visée. Pour ce qui est des questions portant sur l'appréciation globale des services reçus (SAT_PROBL_V et SAT_PROBL_PC) ainsi que sur la tenue d'une consultation prévue en optométrie pour les personnes répondantes ayant eu besoin de consulter pour elles-mêmes ou pour une personne à charge (CONS_OPTO), une erreur de programmation a fait en sorte que ces trois questions n'ont pas été posées aux personnes ayant répondu hâtivement (soit dans les premiers jours de la période de collecte). Bien que cette situation ait été corrigée rapidement, les biais ainsi engendrés s'avèrent non négligeables (tableau A.2).

Imputation

L'imputation des données manquantes est une solution mise de l'avant pour minimiser l'effet de la non-réponse partielle dans les enquêtes. L'imputation consiste à remplacer la donnée manquante d'une personne par une valeur attribuée sur la base des renseignements disponibles au sujet de celle-ci. Une imputation valable requiert la présence de renseignements corrélés aux questions à imputer et qui ne présentent pas eux-mêmes une non-réponse partielle importante.

Revenu du ménage

Le revenu du ménage est une donnée généralement difficile à obtenir des personnes répondantes dans une enquête populationnelle, et cette enquête ne fait pas exception. Les questions SD3_7_1 à SD3_7_5 portaient sur l'estimation, pour les 12 mois précédant l'enquête, du revenu total de l'ensemble des membres du ménage provenant de toutes les sources, avant impôt et autres retenues. La personne répondante avait la possibilité de fournir soit une valeur exacte, bien qu'approximative, soit une estimation sous forme de catégorie en indiquant la tranche de revenu[14] correspondant à la situation de son ménage. Parmi les 9 391 personnes répondantes, une proportion pondérée de 9,2 % a refusé ou n'était pas en mesure d'indiquer le revenu du ménage soit en valeur exacte, soit en catégorie. Toutefois, une proportion pondérée de 4,8 % a déclaré le revenu du ménage à l'aide d'une catégorie seulement. En considérant la déclaration sous forme de catégorie comme une non-réponse partielle, on obtient un taux global pondéré de non-réponse partielle de 14,0 %. Une valeur exacte de revenu a été imputée à la fois aux personnes répondantes qui n'ont fourni aucune information sur le revenu de leur ménage et à celles qui ont fourni un revenu sous forme de catégorie, car cette valeur était nécessaire dans plusieurs cas lors de la création d'un indicateur du niveau de revenu du ménage (section 4.1).

La variable quantitative indiquant le revenu total du ménage a été imputée au moyen d'arbres de décision et de régression générés à partir de renseignements potentiellement liés au revenu, tels que la perception de sa santé, l'occupation principale, la composition du ménage, le revenu en catégorie, le lieu de naissance et la scolarité.

En présence d'une non-réponse partielle élevée, il est souhaitable de procéder à l'imputation de données, de manière à réduire les risques de biais. Toutefois, l'imputation a pour effet d'augmenter artificiellement le nombre de personnes répondantes, ce qui fait que la variance des estimations produites est sous-estimée. Étant donné que la non-réponse partielle pour le revenu est plus élevée pour certaines sous-populations[15], il est recommandé d'interpréter avec prudence les tests de différences dont le seuil observé est très près du seuil de signification fixé. C'est pourquoi une imputation du revenu total du ménage pour les non-répondantes et non-répondants partiels à cette question a été faite.

14. Les catégories de revenu proposées étaient les suivantes : moins de 10 000 $, de 10 000 $ à moins de 20 000 $, de 20 000 $ à moins de 30 000 $, de 30 000 $ à moins de 40 000 $, de 40 000 $ à moins de 50 000 $, de 50 000 $ à moins de 60 000 $, de 60 000 $ à moins de 80 000 $, de 80 000 $ à moins de 100 000 $, de 100 000 $ à moins de 120 000 $, de 120 000 $ à moins de 140 000 $ et 140 000 $ et plus. De plus, pour certaines catégories de revenu, une question supplémentaire était posée à la personne répondante. Pour la catégorie « de 10 000 $ à moins de 20 000 $ », on demandait si ce revenu est supérieur à 15 000 $, pour la catégorie « de 20 000 $ à moins de 30 000 $ », on demandait si ce revenu est supérieur à 25 000 $ et pour la catégorie « de 30 000 $ à moins de 40 000 $ », on demandait si ce revenu est supérieur à 35 000 $.

15. Par exemple, le taux pondéré de non-réponse partielle à la question sur le revenu continu est de 15,3 % chez les 18 à 34 ans alors qu'il est de 13,5 % chez les 35 ans et plus.

4 Analyse des données, précision des estimations et tests statistiques

Cette section porte sur certains aspects de l'analyse, dont l'estimation de la précision et les tests statistiques, ainsi que l'indicateur du niveau de revenu du ménage.

4.1 Indicateur du niveau de revenu du ménage

Un indicateur du niveau de revenu a été construit en combinant les données du revenu total du ménage (déclarées par les répondants et répondantes ou imputées à la suite de la validation) et le nombre de personnes qui vivent dans le ménage, et en utilisant le seuil établit selon la Mesure de faible revenu (MFR) avant impôt. L'indicateur construit permet de créer des groupes homogènes de personnes selon le niveau de revenu de leur famille. Le premier groupe contient les personnes de la population visée qui sont les moins bien nanties en termes relatifs. C'est donc dire que cet indicateur comme variable de croisement est tout indiqué pour examiner les liens entre l'utilisation des services et le niveau de revenu. En revanche, comme c'est en général le cas dans les enquêtes menées auprès des individus qui comportent une seule question globale sur le revenu total du ménage, on observe une surestimation de la défavorisation des ménages causée par une sous-déclaration des revenus. Pour une estimation plus fiable du taux de faible revenu, le lectorat est invité à consulter les publications de l'ISQ sur le sujet[16].

4.2 Précision des estimations et tests statistiques

La plupart des enquêtes statistiques comportent des erreurs dites d'échantillonnage, dues au fait que seule une partie des unités de la population visée est sélectionnée pour y participer. Ces erreurs se répercutent sur les estimations produites, dont la précision est également influencée par la complexité du plan de sondage. 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.

Dans la présente enquête, l'estimation de la variance et les tests statistiques sont effectués à l'aide de poids d'autoamorçage. Une série de 500 poids d'autoamorçage a été créée afin de tenir compte adéquatement, dans l'estimation de la variance et la production des tests statistiques, du plan de sondage complexe et de tous les ajustements de non-réponse et de calage apportés à la pondération. Pour ce faire, on a d'abord sélectionné 500 échantillons d'autoamorçage selon un plan de sondage avec remise à partir de l'échantillon initial. Ensuite, toutes les étapes de la pondération ont été appliquées à chacun des échantillons, générant ainsi 500 poids d'autoamorçage (Rust et Rao 1996). Ces poids doivent être utilisés dans l'estimation de la variance et dans les tests statistiques à l'aide de logiciels tels que SAS et SUDAAN.

16. Voir, entre autres, Institut de la statistique du Québec (2022).

Le coefficient de variation (CV) est utilisé comme indicateur de précision relative pour les diffusions de résultat de l'ISQ ; les estimations dont le CV est supérieur à 15 % sont annotées dans les tableaux, comme on l'indique à la section 5.

Un test statistique d'indépendance du khi deux peut être utilisé pour faire une comparaison globale des proportions entre différents sous-groupes (p. ex. les groupes d'âge). En présence d'un écart significatif au seuil de signification fixé, et lorsque la variable d'analyse ou la variable de croisement compte plus de deux catégories, des tests de comparaison des proportions peuvent être menés afin d'identifier les écarts les plus importants. Ces tests reposent sur une statistique de Wald construite à partir de la différence de la transformation « logit » des proportions (Korn et Graubard 1999).

5 Présentation des résultats

Dans le cadre de l'*Enquête québécoise sur l'utilisation des services de santé et des services sociaux 2025*, les estimations de proportions publiées par l'ISQ dans les compendiums de tableaux sont arrondies à la décimale près. En raison de l'arrondissement, la somme des proportions présentées dans certains tableaux peut différer légèrement de 100 %. Dans les tableaux, les estimations dont le CV est inférieur ou égal à 15 % sont suffisamment précises pour être présentées sans indication, alors que les estimations dont le CV est supérieur à 15 % sont accompagnées d'un astérisque (*) (tableau 5.1).

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 %	(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.

Source : Institut de la statistique du Québec.

Dans les tableaux présentant des analyses bivariées, en présence d'une association significative selon le test du khi deux, des lettres en exposant ajoutées aux statistiques présentées indiquent quelles sont les paires de catégories d'une variable de croisement pour lesquelles la variable d'analyse diffère significativement au seuil de 5 %. Une même lettre révèle un écart significatif entre deux catégories.

Il arrive que deux proportions qui semblent différentes ne le soient pas d'un point de vue statistique. On dit dans ce cas qu'il n'y a pas de différence statistiquement significative, ou que l'enquête ne permet pas de détecter de différence entre ces proportions. Par ailleurs, la présentation des résultats doit rendre compte du fait que les statistiques fournies sont basées sur un échantillon en utilisant des expressions indiquant qu'il ne s'agit pas de valeurs exactes.

Conformément aux nouvelles pratiques de l'ISQ en matière de statistiques sociales, les résultats de la présente enquête ont été ventilés selon le genre[17] des personnes plutôt que selon le sexe. Par genre, on entend le genre actuel, qui peut différer du sexe assigné à la naissance ou de celui inscrit dans les documents officiels. La publication de statistiques pour les personnes non binaires n'est pas possible pour cette enquête, pour des raisons de qualité des estimations et de confidentialité des données, vu la petite taille de cette population. Une variable « genre » à deux catégories est donc utilisée, laquelle comprend la répartition des personnes non binaires. Ainsi, la catégorie « Hommes+ » comprend les hommes et certaines personnes non binaires ; la catégorie « Femmes+ » comprend les femmes et certaines personnes non binaires.

17. Pour plus d'information sur la prise en compte du genre dans les enquêtes de l'ISQ, consulter la page Prise en compte du genre.

6 Portée et limites de l'enquête

La participation des individus à l'enquête a été relativement bonne, comme le démontre le taux de réponse obtenu lors de la collecte des données (57 %), qui est supérieur à celui prévu (54 %). Le potentiel analytique des données de l'enquête se rapportant à l'ensemble des personnes répondantes, par exemple la proportion de personnes ayant accès à un service de première ligne, est excellent et la précision obtenue est celle visée lors de la conception du plan de sondage à l'échelle provinciale. Il en est de même pour la plupart des régions sociosanitaires (RSS). Par contre, le nombre de personnes répondantes ayant déclaré ne pas avoir accès à un service de première ligne étant plus faible qu'anticipé, autant à l'échelle provinciale que pour la majorité des RSS, la précision visée pour chacune des estimations associées aux questions se rapportant à cette sous-population est moins bonne que celle visée par le plan de sondage. Au provincial, il sera possible d'estimer :

- une proportion de 0,6 % ou plus (tel que visé) avec une bonne précision relative (coefficient de variation [CV][18] d'au plus 15 %) pour l'ensemble de la population visée par l'enquête ;
- une proportion de 0,6 % ou plus (plutôt que la proportion visée de 0,7 % ou plus) avec une bonne précision relative (CV d'au plus 15 %) chez les personnes ayant accès à un service de première ligne, quel qu'il soit ;
- une proportion de 7,2 % (plutôt que celle visée de 5,5 % ou plus) avec une bonne précision relative (CV d'au plus 15 %) chez les personnes n'ayant pas accès à un service de première ligne ;
- une proportion minimale allant de 3,0 % à 10,9 %[19] avec une bonne précision relative (CV d'au plus 15 %) à l'échelle des RSS.

Toutes les estimations produites dans le cadre de cette enquête sont pondérées et tiennent compte non seulement du plan de sondage, mais aussi de la non-réponse totale, de manière à assurer la fiabilité de l'inférence à la population visée. De plus, toutes les mesures de précision et les tests statistiques ont été produits en considérant la complexité du plan de sondage de l'enquête.

Par ailleurs, comme c'est le cas dans la plupart des enquêtes populationnelles comportant des données autorapportées, il est difficile de garantir l'exactitude des réponses fournies par les personnes répondantes. Ces dernières peuvent être influencées par le phénomène de désirabilité sociale ou par la difficulté de se rappeler les événements passés. De plus, bien que l'enquête permette de déceler des liens entre deux variables de même que des différences entre des groupes de population, elle ne permet pas d'établir de lien de causalité entre les caractéristiques étudiées.

---

18. Des renseignements sur le calcul du coefficient de variation sont fournis à la section 5.
19. Cette proportion minimale est de 3,0 % pour Montréal, de 3,9 % pour la Montérégie, de 6,3 % pour la Capitale-Nationale, de 8,3 % pour les Laurentides et de 9,4 à 10,9 % pour les douze autres RSS prises en considération.

Les prévalences de certains phénomènes qu'on a tenté de cerner dans le cadre de l'enquête se sont révélées trop basses parmi les personnes répondantes pour permettre la diffusion directe des résultats en découlant. En effet, le souhait de séparer les résultats entre les besoins non urgents et semi-urgents fait en sorte que les tailles d'échantillons sont partitionnées d'emblée pour la plupart des indicateurs découlant de la première section du questionnaire (sur l'accès aux services de première ligne en cas de besoin). Le constat est le même en ce qui a trait à la distinction entre les besoins des personnes répondantes pour elles-mêmes ou pour une personne à charge et, dans ce cas, s'applique également à la deuxième section du questionnaire (sur les autres services de santé tels que la dentisterie, l'optométrie, etc.).

Pour permettre la diffusion d'un maximum de résultats sans compromettre la confidentialité des réponses obtenues, certains regroupements ont été intégrés aux catégorisations des personnes répondantes utilisées dans le ou les compendiums de tableaux.

Finalement, il est important de tenir compte des mises en garde et des recommandations mentionnées dans les sections précédentes afin d'utiliser adéquatement les données de cette enquête. Dans la section 4.2, on explique, entre autres, comment tenir compte du plan de sondage complexe lors de la mesure de la précision des résultats produits. Il est à noter qu'une analyse de la non-réponse partielle est recommandée pour d'autres analyses de données que celles réalisées dans le cadre des travaux de l'ISQ afin de vérifier si la non-réponse d'une situation d'analyse donnée est importante et problématique. En ce qui concerne les variables du questionnaire, neuf questions présentent des taux de non-réponse partielle atteignant ou dépassant les 5 % (tableau A.2).

Références bibliographiques

BERNIER, J., et K. NOBREGA (1998). "Outlier detection in asymmetric samples: A comparison of an inter-quartile range method and a variation of a sigma gap method", *Congrès annuel de la société Statistique du Canada*, [En ligne], p. 137-141. [ssc.ca/sites/default/files/survey/documents/SSC1998_J_Bernier.pdf] (Consulté le 27 février 2023).

ELTINGE, J. L., et I. S. YANSANEH (1997). « Méthodes diagnostiques pour la construction de cellules de correction pour la non-réponse, avec application à la non-réponse aux questions sur le revenu de la U.S. Consumer Expenditure Survey », *Techniques d'enquête*, [En ligne], produit nº 12-001-X19970013103 au catalogue de Statistique Canada, vol. 23, nº 1, juin, p. 37-45. [www150.statcan.gc.ca/n1/fr/pub/12-001-x/1997001/article/3103-fra.pdf?st=YRiuivNK].

FOY, M., et ARCAND, F. (2025). « Négociations chez Postes Canada : Comment s'ajuster à la grève ? », *La Presse*, [En ligne], [www.lapresse.ca/affaires/2025-05-16/negociations-chez-postes-canada/comment-s-ajuster-a-la-greve.php] (Consulté le 6 octobre 2025).

HAZIZA, D., et J.-F. BEAUMONT (2007). "On the Construction of Imputation Classes in Surveys", *International Statistical Review*, [En ligne], vol. 75, nº 1, avril, p. 25-43. doi : 10.1111/j.1751-5823.2006.00002.x.

INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC (2022). « Revenu et faible revenu au Québec en 2019 : les plus récentes données et les tendances depuis 25 ans », *Zoom société*, [En ligne], n 2, février, 20 p. [statistique.quebec.ca/fr/fichier/revenu-faible-revenu-quebec-2019-donnees-tendances-depuis-25-ans.pdf] (Consulté le 3 août 2022).

KORN, E. L., et B I. GRAUBARD (1999). *Analysis of Health Surveys*, New York, John Wiley & Sons, 382 p.

RUST, K. F., et J. N. K RAO. (1996). "Variance estimation for complex surveys using replication techniques", *Statistical Methods in Medical Research*, [En ligne], vol. 5, nº 3, septembre, p. 283-310. doi : 10.1177/096228029600500305.

Annexe

Tableaux complémentaires

Tableau A.1

Caractéristiques de la population visée, Québec, 2025

	%
Genre	
Hommes+	50,1
Femmes+	49,9
Groupe d'âge	
18 à 34 ans	26,4
35 à 49 ans	24,7
50 à 64 ans	23,4
65 ans et plus	25,6
Région sociosanitaire	
01 Bas-Saint-Laurent	2,3
02 Saguenay–Lac-Saint-Jean	3,2
03 Capitale-Nationale	9,1
04 Mauricie et Centre-du-Québec	6,2
05 Estrie	6,0
06 Montréal	24,8
07 Outaouais	4,7
08 Abitibi-Témiscamingue	1,6
09 Côte-Nord	1,0
10 Nord-du-Québec	0,2
11 Gaspésie–Îles-de-la-Madeleine	1,1
12 Chaudière-Appalaches	5,0
13 Laval	5,0
14 Lanaudière	6,1
15 Laurentides	7,4
16 Montérégie	16,4
Plus haut niveau de scolarité terminé	
Sans diplôme d'études secondaires	13,9
Diplôme d'études secondaires ou professionnelles	30,7
Diplôme d'études collégiales	18,4
Diplôme d'études universitaires	37,0

Suite à la page 26

Tableau A.1 (suite)

Caractéristiques de la population visée, Québec, 2025

	%
Occupation principale	
Travailleur(-euse)[a]	58,8
Étudiant(e)	8,6
Retraité(e)	24,9
Sans emploi[b]	7,7
Indice de défavorisation matérielle et sociale	
1 – Très favorisé	19,3
2	22,6
3	20,4
4	18,4
5 – Très défavorisé	19,3
Statut d'immigration	
Personnes nées au Canada	78,4
Personnes immigrantes de longue date (plus de 10 ans)	13,6
Personnes immigrantes récentes (5 à 10 ans)	4,0
Personnes immigrantes très récentes (moins de 5 ans)	4,0

a Personne travaillant à temps plein ou à temps partiel, ou en congé parental.
b Personne prestataire d'assurance-emploi ou d'aide sociale, ou autre situation.

Note : Les personnes non binaires, soit celles dont le genre se situe en dehors du modèle binaire masculin-féminin, y compris les personnes dont le genre déclaré est agenre, pangenre, fluide, non conforme, queer ou bispirituel, ont été réparties entre les hommes et les femmes pour des raisons de confidentialité et de qualité, d'où les libellés « Hommes+ » et « Femmes+ ».

Source : Institut de la statistique du Québec, *Enquête québécoise sur l'utilisation des services de santé et des services sociaux*, 2025.

Tableau A.2

Variables présentant un taux de non-réponse partielle pondéré supérieur à 5 %, Québec, 2025

Nom de la variable	Libellé	Taux de non-réponse partielle pondéré	Effet possible sur l'analyse
COUT_2_SERV	Motifs pour lesquels des frais ont été payés lors de la dernière consultation	66,1	Biais de non-réponse particulièrement important. L'ISQ recommande d'exclure cette variable des analyses.
SAT_PROBL_V	Niveau d'accord avec le fait que les services reçus ont contribué à régler le problème de santé de la personne elle-même	24,0	Surestimation du niveau d'accord quant à la contribution des services reçus au règlement du problème de santé de la personne répondante
SAT_PROBL_PC	Niveau d'accord avec le fait que les services reçus ont contribué à régler le problème de santé de la personne à charge	21,3	Légère sous-estimation du niveau d'accord quant à la contribution des services reçus au règlement du problème de santé de la personne à charge
CONS_OPTO	Cette consultation avec l'optométriste a eu lieu ou non	23,4	Légère sous-estimation de la proportion de consultations avec un(e) optométriste qui ont eu lieu, pour les personnes qui en ont eu besoin
TYPE_OPTO	Principale raison de la consultation avec l'optométriste	23,5	Négligeable
RAIS_OPTO	Raison principale pour laquelle la consultation avec l'optométriste n'a pas eu lieu	23,4	Négligeable
CONS_PHYSIO	Cette consultation avec un(e) physiothérapeute a eu lieu ou non	23,0	Négligeable
RAIS_PHYSIO	Raison principale pour laquelle la consultation avec un(e) physiothérapeute n'a pas eu lieu	23,3	Négligeable
SD3_7_1	Revenu total de l'ensemble des membres du ménage provenant de toutes les sources, avant impôt et autres retenues	14,0	Sous-estimation de la variance due à l'imputation effectuée

Source : Institut de la statistique du Québec, *Enquête québécoise sur l'utilisation des services de santé et des services sociaux*, 2025.

« Une organisation statistique performante au service d'une société québécoise en évolution »

statistique.quebec.ca

Institut de la statistique Québec