

Enquête québécoise sur la parentalité 2022

Méthodologie de l'enquête



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
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
3^e trimestre 2023
ISBN 978-2-550-95949-6 (en ligne)

© Gouvernement du Québec, Institut de la statistique du Québec, 2023

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

Septembre 2023

Publication réalisée à l'Institut de la statistique du Québec par :	Luc Côté et Amélie Lavoie
Avec la collaboration de :	France Lapointe
Sous la coordination de :	Marie-Eve Tremblay
Sous la direction de :	Éric Gagnon
Révision linguistique et édition :	Direction de la diffusion et des communications
Comité de lecture interne :	Marie-Eve Tremblay
Comité de lecture externe :	Mélanie Gagnon, Philippe Pacaut, Joanie Migneault et Marilyne Brisebois, Direction de la veille et des connaissances stratégiques, ministère de la Famille
Enquête sous la responsabilité de :	Direction des enquêtes et des indicateurs sociaux (DEIS)
Enquête financée par :	Ministère de la Famille
Pour tout renseignement concernant le contenu de cette publication :	Direction de la méthodologie Institut de la statistique du Québec 200, chemin Sainte-Foy, 3 ^e 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

CÔTÉ, Luc et Amélie LAVOIE (2023). *Enquête québécoise sur la parentalité 2022. Méthodologie de l'enquête*, [En ligne], Québec, Institut de la statistique du Québec, 34 p. [statistique.quebec.ca/fr/fichier/enquete-quebecoise-parentalite-2022-methodologie.pdf].

Avertissement

Les proportions estimées contenues dans le présent rapport sont arrondies à une décimale dans les tableaux et figures et à l'unité dans le texte, à l'exception de celles inférieures à 5 %, qui sont présentées avec une décimale. En raison de l'arrondissement, la somme des proportions peut être légèrement supérieure ou inférieure à 100 %.

Table des matières

Introduction	7
1 Plan d'échantillonnage	9
1.1 Population visée	9
1.2 Base de sondage	9
1.3 Méthode de sélection, taille et répartition de l'échantillon	10
2 Collecte de données	13
2.1 Prétest	13
2.2 Méthodes de collecte	14
2.3 Résultats de la collecte	15
3 Traitement des données	19
3.1 Validation et saisie	19
3.2 Pondération	20
3.3 Non-réponse totale	22
3.4 Non-réponse partielle	23
4 Analyse des données, précision et tests statistiques	25
4.1 Précision des estimations	25
4.2 Tests statistiques	26
4.3 Comparaisons avec d'autres enquêtes	26
4.4 Indicateur de niveau de revenu du ménage	27
5 Présentation des résultats	29
6 Portée et limites de l'enquête	31
Références bibliographiques	33

Introduction

Afin de faire une utilisation adéquate des données et des résultats issus de l'*Enquête québécoise sur la parentalité 2022* (EQP 2022), il importe de connaître la méthodologie d'enquête utilisée. En effet, le plan de sondage, les procédures de collecte et le traitement des données sont tous des éléments qui ont une incidence sur les résultats d'une enquête. La connaissance des aspects méthodologiques aide à interpréter adéquatement les résultats et à en apprécier la qualité, la portée et les limites.

En 2015, dans le cadre de l'initiative Perspective parents, Avenir d'enfants a mandaté l'Institut de la statistique du Québec (ISQ) pour qu'il réalise l'*Enquête québécoise sur l'expérience des parents d'enfants de 0 à 5 ans* (EQEPE). Il s'agissait alors de la première enquête populationnelle à portée régionale sur le sujet au Québec. Menée auprès d'environ 15 000 parents de jeunes enfants, cette enquête a permis de mesurer plusieurs aspects de leur expérience, que l'on pense au besoin en information, au soutien social, à l'utilisation des services offerts aux familles, au sentiment d'efficacité et de satisfaction parentale, aux pratiques parentales, etc. L'EQEPE 2015, dans le cadre de laquelle on a recueilli des données représentatives à la fois pour les mères et pour les pères, a aussi permis de combler certains besoins d'information concernant la paternité au Québec.

Puisque le rôle des parents demeure fondamental de la naissance des enfants jusqu'à ce qu'ils atteignent l'âge adulte, le ministère de la Famille a confié le mandat à l'ISQ de réaliser une enquête sur la parentalité, mais cette fois, auprès des parents d'enfants de 6 mois à 17 ans.

Objectifs de l'EQP

L'*Enquête québécoise sur la parentalité 2022* a comme objectif général de tracer un portrait de certains aspects de la vie des parents d'enfants de 6 mois à 17 ans puis de les mettre en relation, ce qui permettra de mieux comprendre ce que vivent ces parents. Plus précisément, l'enquête vise à :

- établir un état de situation de l'expérience vécue par l'ensemble des parents, à différents moments de la vie de leurs enfants, et sur différents sujets comme :
 - le stress parental ;
 - les défis liés à la parentalité ;
 - les exigences du rythme de la vie quotidienne ;
 - la santé ;
 - l'utilisation des écrans ;
 - la situation économique, l'emploi et la conciliation travail-famille ;
 - la relation coparentale ;
 - le soutien social et la pression sociale ressentie ;
 - l'utilisation des services.

- identifier les facteurs associés à la parentalité et les phénomènes émergents qui touchent l'ensemble des familles ;
 - comprendre les réalités des pères et des mères, selon les différents contextes de vie des familles ;
 - mieux comprendre la réalité des parents vivant dans un contexte de défavorisation économique.

Cette enquête, dont la portée est régionale, permettra également de vérifier si la parentalité est vécue de façon similaire dans les différentes régions du Québec. Comme on prévoit répéter cette enquête aux cinq ans par la suite, cette édition servira de point de départ pour suivre l'évolution de la situation des parents et des familles au Québec.

Structure du rapport méthodologique

Les six sections du présent document portent sur les principaux éléments de la méthodologie de l'EQP. La section 1 présente le plan d'échantillonnage de l'enquête, la section 2 décrit les stratégies utilisées et les résultats obtenus lors de la collecte des données, et la section 3 porte sur le traitement des données : le processus de validation, la méthode de pondération utilisée afin que les résultats puissent être inférés à la population visée, de même que l'examen de l'ampleur de la non-réponse partielle et le recours à l'imputation des données pour en atténuer l'effet sur les analyses. La section 4 traite des méthodes utilisées pour l'analyse des données, de l'estimation de la précision, des tests statistiques et de la comparaison entre les éditions de l'enquête ou avec d'autres enquêtes. Les normes de présentation des résultats sont précisées à la section 5, alors qu'un aperçu de la portée et des limites de l'enquête est offert à la section 6.

Le présent document accompagne le rapport de résultats de l'enquête intitulée [Être parent au Québec en 2022. Un portrait à partir de l'enquête québécoise sur la parentalité 2022](#) – disponible sur le site Web de l'Institut de la statistique du Québec (ISQ).

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'EQP 2022 correspond à l'ensemble des personnes de 18 ans et plus vivant dans un logement non institutionnel au Québec¹ qui sont parents d'au moins un enfant² âgé de 6 mois à 17 ans vivant avec eux au moins 14 % du temps, c'est-à-dire l'équivalent, par exemple, d'une fin de semaine sur deux, d'une journée par semaine ou de quatre jours par mois. Ce critère a été retenu afin d'inclure le maximum de parents dans l'enquête, tout en s'assurant que le contenu mesuré interpelle les parents qui ont moins de contact avec leurs enfants et reflète leur réalité. Toutefois, les personnes vivant dans un logement collectif institutionnel (hôpital, centre d'hébergement de soins de longue durée, établissement pénitentiaire, centre de réadaptation, etc.), ainsi que celles résidant dans les régions sociosanitaires du Nunavik (17) et des Terres-Cries-de-la-Baie-James (18) ne font pas partie de la population visée par l'enquête. On estime que la population visée correspond à 97,7 % de l'ensemble de la population des parents québécois âgés de 18 ans et plus ayant au moins un enfant de 6 mois à 17 ans. Le total de la population visée par l'enquête est estimé à 1 512 600 parents, soit 794 800 mères et 717 800 pères³.

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 l'exclusion d'une partie des personnes non visées par l'enquête, tout en assurant une excellente couverture de la population ciblée. Il permet également la sélection de personnes en fonction de l'âge, du sexe^{4,5} et du lieu de résidence, et contient les renseignements nécessaires pour communiquer avec celles-ci.

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 souvent même absents, ce qui complique du même coup la collecte de données. Cette situation est plus fréquente chez les jeunes parents de 18 à 24 ans et chez ceux de 55 ans et plus. La base de sondage présente une légère sous-couverture, puisque certains parents

1. Cela comprend les personnes qui vivent dans un ménage privé et celles qui vivent dans certains logements collectifs non institutionnels, tels que les résidences pour aînés et les couvents de religieuses. 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. Comprend les enfants biologiques ou adoptifs du parent, mais pas ceux du conjoint ou de la conjointe.
3. Ce sont les totaux de population utilisés pour le calage aux marges des données de l'EQP 2022 (section 3.2).
4. 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.
5. Dans ce rapport méthodologique, le sexe a été utilisé à la place du genre, car cette dernière variable n'est pas présente dans le FIPA. C'est plutôt le genre qui a été retenu dans le rapport des résultats de l'EQP 2022.

admissibles à l'enquête ne sont pas inscrits au régime québécois d'assurance maladie (les personnes n'ayant pas renouvelé leur carte de la RAMQ, par exemple) et ne figurent donc pas au FIPA. De même, la base de sondage pourrait compter quelques parents inadmissibles à l'enquête, parce que, par exemple, ils n'auraient pas informé la RAMQ d'un déménagement à l'extérieur du territoire visé par l'enquête. Finalement, les parents d'enfants de 6 mois à 17 ans vivant tous moins de 14 % du temps dans le ménage sont exclus de la population visée de l'enquête. Ils sont toutefois inclus dans la base de sondage, puisqu'il n'existe aucune information permettant de les exclure *a priori*.

Il est par conséquent 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 cette taille ne sont ni plus ni moins que les données de population provenant du FIPA à partir duquel l'échantillon de parents a été tiré. Toutefois, comme ces données de population comprennent des parents inadmissibles à l'enquête, car tous leurs enfants de 6 mois à 17 ans vivent moins de 14 % du temps dans le ménage, cela complexifie la quantification précise de la couverture nette de la base de sondage. Finalement, les estimations de population incluent des personnes n'étant pas visées par l'enquête, par exemple des résidents et résidentes non permanents qui ne sont pas couverts par le régime québécois d'assurance maladie.

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

L'un des objectifs de l'EQP est de fournir des estimations fiables sur différents aspects entourant la parentalité à l'échelle du Québec et des régions administratives (RA). Le plan de sondage de cette enquête a donc été construit de manière à⁶ :

- estimer une proportion de 10 % et plus avec une bonne précision relative, c'est-à-dire un coefficient de variation (CV)⁷ d'au plus 15 % dans chacune des RA visées par l'enquête, selon le genre ;
- estimer une proportion de 6 % et plus associée à un CV d'au plus 15 % pour la sous-population des parents se trouvant au niveau faible de « l'indicateur de niveau de revenu du ménage »⁸ à l'échelle du Québec, selon le genre ;
- estimer une proportion de 8,5 % et plus associée à un CV d'au plus 15 % pour la sous-population des parents anglophones⁹ à l'échelle du Québec, selon le genre.

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 4.1.1.

8. Dans la détermination de la taille d'échantillon et dans la construction des strates (voir plus loin dans cette section), l'indicateur de niveau de revenu du ménage n'est pas une variable disponible dans le FIPA. On s'est plutôt rabattu sur l'indice de défavorisation matérielle (IDM) comme proxy (Gamache et autres 2017). Pour déterminer l'IDM, on a besoin du code postal de la personne, information disponible dans le FIPA. Découpé en quintile, cet indicateur nous permet d'obtenir la proportion de parents vivant dans un secteur très défavorisé sur le plan matériel (5^e quintile). Notons que cet indicateur ne correspond pas à la mesure individuelle de la défavorisation. Plus de détails sont fournis à la section 4.4 sur l'indicateur de niveau de revenu du ménage (cet indicateur est d'ailleurs utilisé dans le rapport de l'*Enquête québécoise sur la parentalité 2022*).

9. Basé sur la langue parlée le plus souvent à la maison (anglais seulement ou en combinaison avec une autre langue), selon le recensement de 2016 de Statistique Canada.

Le nombre total de répondants à l'EQP nécessaire à l'atteinte de ces objectifs de précision a été fixé à 18 980 parents, soit 9 490 mères et autant de pères. Des hypothèses quant aux taux d'admissibilité et de réponse ont par la suite été posées. Ces hypothèses ont ensuite permis de déterminer la taille d'échantillon pour chacune des strates de l'enquête, définies à la fin de la présente section.

Plus précisément, nous avons présumé que nous aurions :

- un taux de réponse de 60 % au provincial, modulé par sexe, par RA et selon l'indice de défavorisation matérielle¹⁰ ;
- un taux d'admissibilité à l'enquête de 95 %¹¹ ;
- un effet de plan régional de 1,1.

En outre, afin d'améliorer la précision des proportions obtenues à l'échelle du Québec, un échantillon supplémentaire a été ajouté aux RA de Montréal et de la Montérégie. Également, afin d'obtenir un plus grand nombre de parents défavorisés et de parents anglophones¹² pour l'analyse détaillée de la parentalité, on a suréchantillonné les parents vivant dans certaines RA¹³. Selon ces hypothèses, l'échantillon a été fixé à 16 235 mères et 17 068 pères, pour un total de 33 303 parents (tableau 1.1).

10. Le taux de réponse attendu a été fixé à 47 % pour le niveau très défavorisé de l'IDM (5^e quintile), alors que pour les 4 autres quintiles (niveau défavorisé à très favorisé), il a été fixé à 62 %.

11. Il y a deux grands types d'inadmissibilité. Le premier type touche les parents de 18 ans et plus qui, au moment de la collecte, étaient décédés, étaient en logement collectif institutionnalisé, avaient déménagé hors du Québec ou résidaient dans les régions sociosanitaires du Nunavik et des Terres-Cries-de-la-Baie-James. On estime que ce taux d'inadmissibilité est de 1 % ou, autrement dit, que le taux d'admissibilité est égal à 99 %. Le deuxième type correspond à la population de parents de 18 ans et plus n'ayant aucun enfant de 6 mois à 17 ans vivant 14 % du temps avec eux. Ce taux d'inadmissibilité est estimé à 4 %. L'hypothèse d'un taux d'admissibilité à l'enquête de 95 % est obtenu par multiplication des taux propres à ces deux types d'inadmissibilité $\{(100 \% - 99 \%) \times (100 \% - 96 \%)\}$.

12. À noter qu'un suréchantillon de parents anglophones a été demandé par le *Community Health and Social Services Network (CHSSN)*. Ce suréchantillon est financé par le CHSSN.

13. Il s'agit des RA de Montréal, de l'Outaouais, de Laval, de Lanaudière, des Laurentides et de la Montérégie, qui sont susceptibles d'avoir une proportion plus élevée que les autres d'anglophones et/ou de personnes vivant dans un ménage à faible revenu selon l'indicateur de niveau de revenu du ménage. On visait plus précisément d'obtenir 902 mères anglophones répondantes et 899 pères anglophones répondants, et ce qui est des parents défavorisés, 771 mères répondantes et 760 pères répondants..

Tableau 1.1

Taille de l'échantillon, nombre attendu de personnes répondantes et taux de réponse attendu selon la région administrative, par sexe, Québec, 2022

Région administrative ¹	Taille de l'échantillon		Nombre attendu de personnes répondantes		Taux de réponse attendu	
	Femme ²	Homme ²	Femme ²	Homme ²	Femme ²	Homme ²
	n				%	
01 Bas-Saint-Laurent	741	778	440	440	62,5	59,5
02 Saguenay–Lac-Saint-Jean	747	785	440	440	62,0	59,0
03 Capitale-Nationale	829	870	500	500	63,5	60,5
04 Mauricie	766	805	440	440	60,5	57,5
05 Estrie	741	778	440	440	62,5	59,5
06 Montréal	2 886	3 033	1 700	1 700	62,0	59,0
07 Outaouais	829	870	500	500	63,5	60,5
08 Abitibi-Témiscamingue	766	805	440	440	60,5	57,5
09 Côte-Nord	820	866	440	440	56,5	53,5
10 Nord-du-Québec ³	850	899	440	440	54,5	51,5
11 Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine	778	820	440	440	59,5	56,5
12 Chaudière-Appalaches	729	766	440	440	63,5	60,5
13 Laval	856	900	500	500	61,5	58,5
14 Lanaudière	747	785	440	440	62,0	59,0
15 Laurentides	747	785	440	440	62,0	59,0
16 Montérégie	1 674	1 757	1 010	1 010	63,5	60,5
17 Centre-du-Québec	729	766	440	440	63,5	60,5
Total	16 235	17 068	9 490	9 490	61,5	58,5

1. Il s'agit de la région administrative selon le FIPA.

2. Il s'agit du sexe selon le FIPA.

3. Les régions sociosanitaires du Nunavik (17) et des Terres-Cries-de-la-Baie-James (18) sont exclues.

Source : Institut de la statistique du Québec, *Enquête québécoise sur la parentalité, 2022*.

Le tirage de l'échantillon s'est fait selon une stratification de la base de sondage visant à assurer un certain contrôle de la composition de l'échantillon. Les strates ont été formées par le croisement entre la RA, le sexe du parent, le niveau de défavorisation du ménage défini par les deux catégories de l'IDM¹⁴ et la structure d'âge des enfants biologiques ou adoptifs du parent¹⁵. Au total, 476 strates ont été construites. L'échantillon a été sélectionné aléatoirement et indépendamment par strate.

14. Soit les quintiles 1 à 4 de l'IDM, d'une part, et le 5^e quintile, d'autre part.

15. Cette structure se décline en 7 profils : enfants de 6 mois à 4 ans seulement ; enfants de 5 à 11 ans seulement ; enfants de 12 à 17 ans seulement ; enfants de 6 mois à 4 ans et enfants de 5 à 11 ans ; enfants de 6 mois à 4 ans et enfants de 12 à 17 ans ; enfants de 5 à 11 ans et enfants de 12 à 17 ans ; enfants de chacun des 3 groupes d'âge.

2

Collecte de données

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

2.1 Prétest

Du 23 septembre au 28 novembre 2021, un prétest a été effectué auprès de 550 personnes répondantes à partir d'un échantillon de 1 500 personnes. Le taux de réponse s'est élevé à 37 %. Les entrevues ont été réalisées au moyen d'interviews téléphoniques assistées par ordinateur (ITAO) et/ou par interview Web assistée par ordinateur (IWAO) réalisée avec le logiciel Interviewer de Voxco.

Le prétest visait à estimer le temps requis pour répondre aux différentes sections au téléphone¹⁶. Il avait également comme objectif de vérifier l'intelligibilité du questionnaire (notamment les instructions aux participants et aux intervieweurs) ainsi que la capacité des participants à fournir les données comme demandé, d'identifier des questions à modifier ou à éliminer et de tester la programmation du questionnaire¹⁷. Enfin, de l'information sur certains paramètres était requise (taux de réponse et taux d'admissibilité selon quelques caractéristiques, comme la langue ou le sexe du parent) afin de peaufiner le plan de sondage de l'enquête et les paramètres servant à la détermination de la taille d'échantillon.

En raison d'une durée d'entrevue trop longue (excédant 60 minutes par entrevue), le questionnaire a été divisé en deux versions dès le début du prétest afin de diminuer le fardeau des répondants. La moitié des répondants ont répondu à la version 1 du questionnaire et l'autre moitié d'entre eux ont répondu à la version 2. À la suite de l'analyse des résultats du prétest, des modifications importantes ont été apportées au questionnaire de l'enquête. Ce dernier a fait l'objet de nombreuses coupures afin que la durée moyenne pour remplir le questionnaire sur le Web soit d'environ 30 minutes et au téléphone, d'environ 35 à 40 minutes.

16. Peu de temps après le début du prétest, on s'est aperçu que la complétion du questionnaire prenait plus de 60 minutes. Pour diminuer cette durée, l'échantillon du prétest a été scindé en deux. Le premier groupe répondait à certaines sections du questionnaire, alors que le deuxième groupe se voyait attribuer les autres sections. Toutefois, les questions des sections portant sur l'identification du participant, sa situation familiale et les questions d'ordre sociodémographiques ont été posées à l'ensemble des personnes sélectionnées.

17. Pour le prétest, un enfant avait été ciblé à partir du FIPA. Pour un certain nombre de questions, le parent devait répondre en fonction de cet enfant. Dans le cas où cet enfant ne vivait pas au moins 14 % du temps avec le parent, un autre enfant du parent était sélectionné à partir d'une liste préalablement établie par le parent de tous les autres enfants vivant avec lui au moins 14 % du temps. Le concept d'enfant-cible a été abandonné pour la collecte principale de l'enquête à la suite d'une revue en profondeur du questionnaire.

2.2 Méthodes de collecte

Instruments de collecte

Le questionnaire de l'*Enquête québécoise sur la parentalité 2022* a été élaboré par l'ISQ en collaboration avec les membres du Comité d'orientation de projet (COP). Si on exclut l'introduction et les remerciements, le questionnaire compte dix sections. Les thèmes abordés sont les suivants :

Section 1 : Situation familiale (type de famille, lien entre les membres de la famille, etc.) ;

Section 2 : Expérience parentale ;

Section 3 : Utilisation des écrans ;

Section 4 : Occupation et conciliation travail-famille ;

Section 5 : Perception de la situation économique ;

Section 6 : Relation avec l'autre parent et/ou conjoint(e) ;

Section 7 : Relation avec l'entourage ;

Section 8 : Services et activités ;

Section 9 : Santé des parents et des enfants ;

Section 10 : Caractéristiques sociodémographiques et économiques.

La durée moyenne des entrevues téléphoniques est estimée à environ 40 minutes.

Modes de collecte

La collecte des données a été effectuée par ITAO et/ou par interview Web assistée par ordinateur (IWAO) à partir du logiciel Interviewer de Voxco. Il s'agit donc d'une collecte multimode. Ces modes de collecte présentent des avantages pour ce qui est de 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 fait en sorte que les questions qui ne concernent pas une personne ne lui sont pas administrées.

Période de collecte

La collecte des données a eu lieu du 14 mars 2022 au 21 août 2022.

Stratégies de collecte

Une formation a été donnée à l'équipe d'intervieweurs et d'intervieweuses responsables de la collecte téléphonique de l'enquête. Cette équipe a été formée non seulement pour mener des entrevues, mais aussi pour effectuer des relances et faire le suivi des dossiers. Il faut noter que la collecte multimode complexifie le travail des intervieweurs et intervieweuses puisqu'une partie des personnes n'ayant pas répondu sur le Web peuvent être plus difficiles à joindre ou récalcitrantes à participer. Il est néanmoins essentiel d'obtenir un bon taux de participation parmi les personnes n'ayant pas initialement répondu sur le Web, puisque celles-ci possèdent, en règle générale, des caractéristiques différentes des autres personnes répondantes. Il importe qu'elles soient représentées parmi les personnes *répondantes*, autrement il y aurait un risque d'obtenir des estimations comportant un biais important dû à la non-réponse.

Une lettre de présentation de l'enquête a d'abord été envoyée aux parents sélectionnés pour leur expliquer les objectifs de l'enquête et les inviter à se rendre sur le site Web pour remplir le questionnaire électronique. Environ 2 semaines après l'envoi de la lettre initiale, chaque parent échantillonné n'ayant pas déjà rempli son questionnaire Web a reçu une lettre de rappel lui demandant de le faire. Une deuxième lettre de rappel a été envoyée environ 2 semaines plus tard si le questionnaire Web n'était toujours pas rempli. Puis, 6 à 12 jours après l'envoi de la deuxième lettre de rappel, des appels téléphoniques ont été faits auprès des personnes échantillonnées n'ayant pas encore rempli le questionnaire afin de les inciter à remplir leur questionnaire électronique sur le Web ou à réaliser une entrevue téléphonique, selon leur préférence. Finalement, 12 semaines après l'envoi de la deuxième lettre, une troisième lettre de rappel a dû être expédiée, vu les taux de réponse plus faibles que ce qui était attendu à ce moment de la collecte.

2.3 Résultats de la collecte

À l'instar des taux de réponse généralement présentés par l'ISQ, ceux de l'EQP sont pondérés¹⁸. Ils tiennent compte, entre autres, de la non-proportionnalité régionale de l'échantillon de l'enquête. Au total, 19 127 parents ont participé à l'enquête, ce qui correspond à un taux de réponse pondéré de 62 % (tableau 2.1). Ce taux de réponse est légèrement plus élevé que prévu. Au total, 10 088 mères ont rempli un questionnaire pour un taux de réponse de 65 %, ce qui est supérieur à la cible fixée. Du côté des pères, le taux de réponse et le nombre de répondants sont plus faibles que ceux anticipés. Le taux de réponse a atteint 58 % pour 9 039 questionnaires remplis. À l'échelle régionale, le taux de réponse oscille entre 50 et 68 % chez les mères, alors qu'il varie de 38 à 64 % chez les pères. On note également des différences selon le groupe d'âge, notamment chez les personnes de 18 à 29 ans, chez qui le taux de réponse est de 45 % (50 % chez les mères et 33 % chez les pères). Chez les mères, le nombre de personnes répondantes attendu a été atteint pour toutes les RA, à l'exception de celle de la Côte-Nord et du Nord-du-Québec, pour laquelle la cible a été manquée par quelque 20 répondantes. À l'inverse, le nombre de répondants attendu chez les pères n'a pas été atteint à l'échelle régionale pour la majorité des RA. Cette cible a même été manquée par 130 répondants pour la Côte-Nord. Des cibles avaient également été fixées du côté des parents se situant au niveau faible de l'indicateur de niveau de revenu du ménage et des parents anglophones, et elles ont toutes été atteintes¹⁹.

18. Plus de renseignements sur la pondération sont fournis à la section 3.2.

19. Au total, 1 832 mères se trouvant au niveau faible de l'indicateur de niveau de revenu et 1 098 pères dans la même situation ont rempli un questionnaire. Sur le plan de la langue, 1 478 mères dont la langue le plus souvent parlée à la maison est l'anglais (ou l'anglais en combinaison avec le français ou une autre langue) ont répondu à l'enquête, alors que 1 250 pères en ont fait tout autant.

Tableau 2.1

Nombre de personnes répondantes et taux de réponse pondéré selon l'âge et la région administrative, au total et par sexe, Québec, 2022

Caractéristiques	Nombre de personnes répondantes			Taux de réponse pondéré		
	Femme ¹	Homme ¹	Total	Femme ¹	Homme ¹	Total
	n			%		
Âge²						
18-29 ans	805	298	1 103	50,0	33,4	45,0
30-34 ans	1 760	1 098	2 858	62,4	54,0	59,2
35-39 ans	2 498	1 890	4 388	67,3	57,8	63,1
40-44 ans	2 587	2 329	4 916	66,5	60,4	63,6
45-49 ans	1 644	1 847	3 491	67,4	60,3	63,7
50 ans et plus	794	1 577	2 371	68,3	61,0	63,5
Région administrative³						
01 Bas-Saint-Laurent	466	420	886	63,5	55,7	59,8
02 Saguenay–Lac-Saint-Jean	479	411	890	64,7	54,0	59,6
03 Capitale-Nationale	561	540	1 101	68,0	64,2	66,2
04 Mauricie	459	391	850	60,5	51,0	56,0
05 Estrie	492	406	898	67,2	54,1	60,9
06 Montréal	1 813	1 742	3 555	63,8	60,1	62,1
07 Outaouais	536	488	1 024	65,4	58,0	62,0
08 Abitibi-Témiscamingue	475	371	846	62,6	48,1	55,7
09 Côte-Nord	425	310	735	52,4	37,7	45,5
10 Nord-du-Québec ⁴	419	352	771	50,0	40,9	45,6
11 Gaspésie–Îles-de-la-Madeleine	440	388	828	57,3	49,1	53,4
12 Chaudière-Appalaches	476	433	909	65,7	58,2	62,1
13 Laval	535	522	1 057	63,2	60,3	61,8
14 Lanaudière	458	402	860	62,0	53,1	57,8
15 Laurentides	463	437	900	62,5	57,5	60,1
16 Montérégie	1 130	1 033	2 163	68,3	60,5	64,6
17 Centre-du-Québec	461	393	854	64,0	53,3	58,9
Total	10 088	9 039	19 127	64,8	58,0	61,6

1. Il s'agit du sexe selon le FIPA.

2. Il s'agit de la catégorie d'âge selon le FIPA.

3. Il s'agit de la région administrative selon le FIPA.

4. Les régions sociosanitaires du Nunavik (17) et des Terres-Cries-de-la-Baie-James (18) sont exclues.

Source : Institut de la statistique du Québec, *Enquête québécoise sur la parentalité, 2022*.

Le refus de certains parents de participer à l'enquête a contribué de façon importante à la non-réponse : en effet, 27 % des parents non répondants tirent leur statut du fait qu'ils ont refusé de participer. Ce sont les personnes de 55 ans et plus qui ont proportionnellement refusé le plus (31 %). Chez les jeunes de 18 à 24 ans, la proportion de refus s'élève à 18 %.

Une deuxième raison, soit un mauvais numéro de téléphone après recherche, contribue aussi à la non-réponse. Celle-ci est à l'origine du statut de 21 % des non-répondants. Pourtant, seulement 3,6 % des personnes échantillonnées n'ont aucun numéro de téléphone dans la base de sondage²⁰. Cela peut porter à croire que les numéros de téléphone dans le FIPA ne sont pas à jour. On observe également que cette absence de numéro de téléphone dans le FIPA est plus marquée chez les jeunes de 18 à 24 ans (17,8 %). Le taux de réponse a d'ailleurs été de 35 % pour ce groupe d'âge à l'échelle du Québec.

Environ 2,0 % des parents sélectionnés ont déclaré ne pas avoir d'enfant de 6 mois à 17 ans vivant au moins 14 % du temps avec eux, ce qui est un taux plus faible que ce qui avait été prévu. Ce taux varie selon le sexe et l'âge. Plus précisément, on estime à 0,9 % ce taux d'inadmissibilité chez les mères et à 3,2 % chez les pères. Selon l'âge, il est de 1,4 % chez les 18-44 ans, de 2,8 % chez les 45-54 ans et de 5,9 % chez les 55 ans et plus. On a également exclu quelques personnes qui, au moment de la collecte, avaient déménagé dans un logement collectif institutionnel ou à l'extérieur du Québec, qui résidaient dans les régions sociosanitaires du Nunavik et des Terres-Cries-de-la-Baie-James ou qui étaient décédées. Ces motifs d'exclusion sont les autres sources d'inadmissibilité à l'enquête²¹. En tenant compte de ces deux types d'inadmissibilité, le taux d'admissibilité pondéré à l'enquête demeure très élevé (98 %), alors qu'on avait émis comme hypothèse un taux de 95 %.

Finalement, environ 89 % des répondants ont opté pour le questionnaire en ligne.

20. Le taux de réponse parmi les personnes sans numéro dans la base de sondage est de seulement 40,2 %, contre 62,0 % parmi celles qui en ont un.

21. Le taux d'inadmissibilité de ces autres sources s'élève à 0,04 %.

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 et saisie

Une validation du statut de réponse des parents sélectionnés (répondants, non répondants ou inadmissibles) a d'abord été effectuée. Cela a permis de considérer comme répondants certains parents qui n'avaient pas rempli le questionnaire en entier et de rejeter certains questionnaires comportant une importante proportion de questions sans réponse. Des questions posées en début d'entrevue visaient à assurer que le questionnaire soit 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 pour la date de naissance et le code postal du lieu de résidence. La concordance étant exacte à quelques exceptions près, rien n'indiquait que certains questionnaires devaient être rejetés. Pour la faible proportion de parents répondants pour lesquels la date de naissance fournie à l'entrevue correspondait aux renseignements de la base de sondage, mais qui ont déclaré un code postal différent de celui inscrit dans le FIPA, on a considéré que le questionnaire était bien rempli par la personne sélectionnée ; le nouveau code postal fourni a été conservé s'il s'agissait d'un code postal valide.

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 s'adressant qu'à un sous-groupe de parents répondants. Elles permettent aussi une saisie automatique des réponses fournies par les répondants. La très grande majorité des questions sont donc ainsi 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. Une validation *a posteriori* a été effectuée afin d'assurer la cohérence des réponses fournies par une *même* personne, ce qui a permis de relever quelques erreurs qui ont été corrigées. Par exemple, certaines réponses à des questions offrant le choix de réponse « autre, précisez » ont été recodées autant que possible, sinon, à défaut d'avoir une catégorie qui lui corresponde ou une réponse trop vague pour être recodée, la réponse demeurait dans la catégorie « autres ». Enfin, 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 par une question.

Concernant la question portant sur le nombre d'enfants de 18 ans et plus vivant au moins 14 % du temps avec le parent (SF_Q3C ou SF_Q4C), on a remarqué qu'elle semblait avoir été mal comprise par une proportion non négligeable de parents. Pour vérifier si cette question a été bien comprise, on a comparé la donnée déclarée à la question portant sur la taille de ménage (SF_Q0A) avec la somme des 4 variables suivantes : le parent lui-même ; la présence ou l'absence d'un conjoint vivant avec le parent ; le nombre d'enfants de 6 mois à 17 ans vivant au moins 14 % du temps avec le parent ; le nombre d'enfants de 18 ans et plus vivant au moins 14 % du temps avec le parent. En principe, cette somme doit être égale ou inférieure à la valeur déclarée à la question sur la taille du ménage. En effet, celle-ci peut comprendre d'autres personnes, comme un grand-parent, un oncle ou une tante, etc. Or, pour environ 15 % de ménages, la

taille déclarée à la question SF_Q0A est inférieure à celle obtenue en additionnant les quatre variables précédemment mentionnées. Cette incohérence semble surtout être survenue dans les ménages ayant un nombre équivalent d'enfants de 0 à 17 ans et d'enfants de 18 ans et plus (p. ex. : deux enfants de 0 à 17 ans et deux enfants de 18 ans et plus ; trois enfants de 0 à 17 ans et trois enfants de 18 ans et plus). Nous avons donc fait l'hypothèse qu'une proportion non négligeable de parents ont mal compris la question portant sur le nombre d'enfants de 18 ans et plus qui résident avec eux au moins 14 % du temps.

En parallèle, on a comparé la distribution de la taille du ménage (celle obtenue par une somme) de l'EQP avec la répartition selon le recensement de 2021²², et on a observé des différences notables. Par exemple, dans l'EQP, on estime que 32 % des parents ont déclaré que 3 enfants ou plus vivaient avec eux au moins 14 % du temps, alors que selon le recensement, cette proportion s'élève à 17 %. C'est pourquoi la variable « nombre d'enfants de 18 ans et plus vivant au moins 14 % du temps avec le parent » a été mise de côté et n'est pas disponible dans le fichier de données.

3.2 Pondération

La pondération est essentielle pour la production des résultats de l'enquête. Elle permet de faire des inférences adéquates à la population visée²³, 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'elle « représente » au sein de la population visée. Il doit tenir compte, entre autres, de la probabilité de sélection de la personne, prédéterminée par le plan d'échantillonnage, et de la non-réponse à l'enquête. En effet, en raison des objectifs de diffusion de résultats à l'échelle régionale et de la surreprésentation de certaines RA²⁴, le plan de sondage a inévitablement entraîné des probabilités de sélection très variables. La pondération permet la correction de 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.

De façon plus détaillée, le poids initial de chaque personne faisant partie de l'échantillon de l'EQP 2022 a été déterminé en fonction de l'inverse de sa probabilité de sélection. Ensuite, un ajustement a été fait pour tenir compte de l'admissibilité à l'enquête. Le statut d'admissibilité de la plupart des personnes non répondantes étant inconnu, il fallait réduire leur poids afin de refléter le fait qu'une partie d'entre elles étaient probablement inadmissibles. Dans cette enquête, l'ajustement pour l'admissibilité s'est déroulé en deux phases, puisqu'il y a deux types d'inadmissibilité à l'enquête. La première visait à corriger les poids pour tenir compte de l'inadmissibilité s'expliquant par le fait que des personnes sont décédées, ont déménagé hors du Québec, vivaient dans un logement collectif institutionnel ou résidaient dans les régions

22. INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC (2023, mis à jour le 12 septembre), *Familles de recensement selon la structure et le nombre d'enfants de tous âges, Canada et provinces, 2021*, [En ligne]. [statistique.quebec.ca/fr/produit/tableau/2442#de_temps_refrn=2021&tri_mesr=2199].

23. Rappelons que la population visée par l'EQP 2022 correspond à l'ensemble des personnes de 18 ans et plus vivant dans un logement non institutionnel au Québec qui sont parents d'au moins un enfant âgé de 6 mois à 17 ans vivant avec eux au moins 14 % du temps, mais exclut les personnes vivant dans un logement collectif institutionnel ainsi que celles résidant dans les régions sociosanitaires du Nunavik (17) et des Terres-Cries-de-la-Baie-James (18).

24. Rappelons que la taille d'échantillon des RA de Montréal et de la Montérégie a été gonflée afin d'améliorer la précision des estimations à l'échelle du Québec. De même, la taille d'échantillon des RA de l'Outaouais, de Laval, de Lanaudière et des Laurentides a aussi été haussée dans le but de pouvoir analyser de manière plus détaillée, à l'échelle du Québec, la parentalité chez les parents vivant dans un ménage à faible revenu (selon l'indicateur de niveau de revenu), de même que chez les parents anglophones.

sociosanitaires du Nunavik et des Terres-Cries-de-la-Baie-James. Pour cet ajustement, la méthode du score de propension à répondre a été employée (Haziza et Beaumont 2007 ; Eltinge et Yansaneh 1997). Cette méthode consiste à modéliser le fait d'être admissible ou non à l'enquête et à créer ensuite des classes de pondération correspondant à des groupes d'individus ayant des caractéristiques et des proportions de personnes admissibles semblables. Dans le cas présent, l'ajustement a été fait selon trois catégories d'âge, puisque la proportion de personnes inadmissibles varie selon l'âge. Un taux d'admissibilité est calculé pour chacune des classes formées à partir de cette méthode, ce qui permet l'ajustement du poids des non-répondants dont le statut d'admissibilité est inconnu.

La seconde phase visait à faire un ajustement pour tenir compte de l'autre type d'inadmissibilité, soit le fait de n'avoir aucun enfant de 6 mois à 17 ans vivant avec soi au moins 14 % du temps. Pour cet ajustement, on a utilisé à nouveau la méthode du score de propension à répondre. À l'instar de la première phase, cette méthode consistait à modéliser le fait d'être admissible ou non à l'enquête et à créer ensuite des classes de pondération correspondant à des groupes d'individus ayant des caractéristiques et des proportions de personnes admissibles semblables²⁵. Un taux d'admissibilité est calculé pour chacune des classes formées à partir de cette méthode, ce qui permet l'ajustement des poids des personnes non répondantes dont le statut d'admissibilité est inconnu. L'ensemble des personnes inadmissibles, quel que ce soit le type d'inadmissibilité, représentera donc tous les parents de 18 ans et plus vivant au Québec qui seraient inadmissibles à l'enquête. Généralement, à cette étape de la pondération, on peut retirer les inadmissibles. Toutefois, comme il n'existe aucune estimation connue du nombre de personnes de 18 ans et plus vivant au Québec qui sont parents d'au moins un enfant de 6 mois à 17 ans vivant avec eux au moins 14 % du temps, on se doit de conserver ces personnes inadmissibles jusqu'à l'étape du calage aux marges (voir plus loin).

L'étape suivante est l'ajustement pour la non-réponse totale. Une fois de plus, la méthode du score de propension à répondre est employée. Dans ce cas-ci, elle consiste à modéliser le fait d'avoir répondu ou non à l'enquête selon les renseignements disponibles dans la base de sondage et issus du FIPA ou créés à partir de ce dernier²⁶. Des classes composées de personnes ayant des caractéristiques et une propension à répondre semblables, différentes des classes de pondération créées précédemment pour l'ajustement de l'admissibilité, ont ainsi été formées. À l'intérieur de chaque classe, le poids des personnes répondantes a été ajusté par l'inverse du taux de réponse observé à l'enquête.

Par la suite, on a vérifié qu'aucune personne n'avait de poids très élevé comparativement aux poids des individus de la même RA, du même sexe et de la même catégorie de défavorisation matérielle²⁷, afin de s'assurer qu'un parent répondant n'exerce pas une influence indue sur les statistiques produites. Pour ce faire, une méthode appelée « écart-sigma » a été utilisée (Bernier et Nobrega, 1998). Lorsque jugé trop élevé, le poids d'une personne est abaissé au poids inférieur le plus près dans le même croisement RA-sexe-catégorie de défavorisation matérielle. Ce même exercice a été répété pour chaque niveau de ce croisement. Le poids de 0,3 % des parents répondants a ainsi été modifié.

25. Pour ce deuxième ajustement, les variables (qui sont issues du FIPA ou créées à partir de ce dernier) retenues dans le modèle sont : l'indice de défavorisation matérielle et sociale, l'âge, le sexe, la présence ou non d'un conjoint, le nombre de personnes résidant à l'adresse et la structure d'âge des enfants biologiques ou adoptifs du parent (uniquement des enfants de 6 mois à 4 ans ; uniquement des enfants de 5 à 11 ans ; etc.).

26. Les variables retenues dans le modèle sont : l'indice de défavorisation matérielle et sociale (Gamache et autres 2017), l'âge, le sexe, la région administrative de résidence, la langue de correspondance, la présence ou non d'un conjoint, la présence ou non d'un numéro de téléphone, le nombre de personnes habitant à l'adresse et la structure d'âge des enfants biologiques ou adoptifs du parent.

27. Indice regroupé en deux catégories : très défavorisé matériellement (5^e quintile à l'IDM) contre les 4 autres quintiles (défavorisé à très favorisé).

La dernière étape, soit le calage aux marges²⁸, consiste à ajuster la pondération afin que la somme des poids des personnes répondantes et celles des personnes inadmissibles correspondent bien aux effectifs connus de la population de l'ensemble des parents²⁹, et cela pour :

- le croisement du sexe et de la même structure d'âge des enfants biologiques ou adoptifs du parent³⁰ à l'échelle du Québec ;
- le croisement du sexe et de la catégorie de défavorisation matérielle³¹ à l'échelle régionale.

Une fois cette dernière étape complétée, les poids de l'ensemble des personnes inadmissibles sont mis de côté. Il ne reste que les poids associés aux personnes répondantes. Ce sont ces poids, qu'on appelle poids populationnels, qui permettent de généraliser les résultats de l'échantillon de parents répondants à la population visée. Cette somme des poids des parents répondants constitue donc une estimation de la taille de la population visée.

3.3 Non-réponse totale

Définition

La non-réponse totale survient lorsqu'une personne sélectionnée et admissible ne remplit pas le questionnaire de l'enquête 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 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.

28. 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.

29. Ces effectifs sont dérivés des tailles de population fournies par la Régie de l'assurance maladie du Québec (1^{er} mars 2022).

30. Cette variable en 7 catégories se décompose comme suit : enfants de 6 mois à 4 ans seulement ; enfants de 5 à 11 ans seulement ; enfants de 12 à 17 ans seulement ; enfants de 6 mois à 4 ans et enfants de 5 à 11 ans ; enfants de 6 mois à 4 ans et enfants de 12 à 17 ans ; enfants de 5 à 11 ans et enfants de 12 à 17 ans ; enfants de chacun des 3 groupes d'âge.

31. Comme mentionné précédemment, on distingue les personnes se trouvant dans le 5^e quintile (niveau très défavorisé matériellement) de l'IDM de ceux se trouvant dans les 4 autres quintiles (du niveau défavorisé au niveau très favorisé).

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 tient compte de la non-réponse totale, mais n'a pas été ajustée pour la non-réponse partielle.

Taux de non-réponse partielle

Le taux de non-réponse partielle pondéré à une question est défini comme le rapport entre le nombre pondéré de personnes n'ayant pas répondu à celle-ci et le nombre pondéré de personnes admissibles à 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 la non-réponse partielle est fortement caractérisée.

La non-réponse partielle étant peu élevée pour l'ensemble des questions et indicateurs de l'EQP 2022, sauf pour la variable de revenu du ménage, son incidence sur le risque de biais dans les résultats est faible.

Par ailleurs, pour les populations estimées (Pe), aussi appelées effectifs, un taux de non-réponse partielle, aussi minime soit-il, entraîne un biais équivalent dans l'estimation produite. Toutes les estimations de populations ont donc été produites en apportant une correction pour la non-réponse partielle³².

Comme on l'explique à la section suivante, le revenu du ménage a été imputé pour toutes les personnes répondantes lorsqu'il était manquant.

32. L'ajustement des estimations d'effectifs pour la non-réponse partielle est fait à partir de l'hypothèse selon laquelle le taux de non-réponse partielle est uniforme pour toutes les catégories de la variable étudiée.

Imputation du revenu du ménage

Le revenu du ménage est une donnée généralement difficile à obtenir des personnes répondantes dans une enquête populationnelle, et l'EQP ne fait pas exception. Les questions CSD_Q8, CSD_Q9 et CSD_Q10a à CSD_Q10f portaient sur l'estimation, pour les 12 derniers mois, du revenu total de l'ensemble des membres du ménage provenant de toutes les sources, avant impôt et autres retenues. Le parent répondant avait la possibilité de fournir soit une valeur exacte, bien qu'approximative, soit une estimation sous forme de catégorie en indiquant la tranche de revenu³³ correspondant à la situation de son ménage. Parmi les 19 127 parents répondants, une proportion pondérée de 4,1 % a refusé ou n'était pas en mesure d'indiquer le revenu du ménage, alors qu'une proportion pondérée de 2,5 % a déclaré le revenu du ménage à l'aide d'une catégorie. En considérant la déclaration sous forme de catégories comme une non-réponse partielle, on obtient un taux global pondéré de non-réponse partielle de 6,6 %. En présence d'une non-réponse partielle élevée pour un tel type de variable, l'imputation de données de manière à réduire au minimum les risques de biais est une pratique recommandée. Une imputation du revenu total du ménage pour les non-répondants partiels à cette question a donc été faite. Une valeur exacte de revenu a également été imputée aux personnes répondantes 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. Pour les parents répondants n'ayant fourni aucune information concernant le revenu de leur ménage, le revenu exact a été imputé par régression linéaire³⁴. Pour les personnes répondantes ayant fourni le revenu uniquement sous forme de catégorie, le revenu exact a été imputé séparément par catégorie de revenu à l'aide de l'imputation aléatoire par donneur (*Hot deck*) à l'intérieur de classes d'imputation. Pour chaque catégorie de revenu, on a d'abord créé les classes d'imputation par la méthode du score avec des caractéristiques du ménage et du répondant liées significativement au revenu du ménage³⁵. L'imputation de données a pour effet d'augmenter artificiellement le nombre de personnes répondantes pour lesquelles nous avons une donnée de revenu du ménage, sans que l'on en tienne toutefois compte dans l'estimation de la variance selon les méthodes habituelles, ce qui fait que la variance des estimations faisant intervenir le niveau de revenu est sous-estimée. Il est important de tenir compte de cette réalité lors de l'interprétation des résultats. Étant donné que la non-réponse partielle pour le revenu est plus élevée pour certaines sous-populations, il est recommandé d'interpréter avec prudence les tests de différences dont le seuil observé est très près du seuil de signification fixé.

33. Les catégories de revenu proposées étaient les suivantes : moins de 10 000 \$, de 10 000 \$ à moins de 20 000 \$, ..., de 70 000 \$ à moins de 80 000 \$, de 80 000 \$ à moins de 100 000 \$, de 100 000 \$ à moins de 120 000 \$ et 120 000 \$ et plus. De plus, pour certaines catégories de revenu, une question supplémentaire était posée au répondant permettant de scinder la catégorie en deux. Ainsi, pour la catégorie « de 10 000 \$ à moins de 20 000 \$ », on demandait si ce revenu est supérieur à 15 000 \$. Il en était de même pour les autres catégories de revenu. La dernière catégorie pour lequel on demandait au répondant une précision additionnelle était la catégorie « de 60 000 \$ à moins de 70 000 \$ » : on demandait si ce revenu est supérieur à 65 000 \$.

34. Cinq modèles différents ont été construits. Parmi les parents vivant dans une famille monoparentale, on distinguait les parents qui travaillaient de ceux qui ne travaillaient pas. Parmi les parents vivant dans une famille intacte ou recomposée, trois modèles ont été construits selon le nombre de parents qui travaillaient (deux, un ou aucun). Les variables explicatives retenues dans au moins l'un de ces cinq modèles sont : le groupe d'âge, le genre, le niveau de scolarité, le lieu de naissance (Canada ou hors Canada), l'indice de défavorisation matérielle, la perception de la situation économique, le nombre d'heures travaillées, la zone de résidence, la langue la plus souvent parlée à la maison (français ou autres langues) et le fait de résider ou non dans la région métropolitaine de recensement (RMR) de Montréal.

35. Les variables ayant servi à construire les classes d'imputation sont : le groupe d'âge, le nombre d'heures travaillées, l'indice de défavorisation matérielle, le niveau de scolarité, la perception de la situation économique, la zone de résidence, le fait de résider dans une RMR ou non, de même que la langue la plus souvent parlée à la maison (français/autres langues).

4

Analyse des données, précision et tests statistiques

Cette section porte sur certains aspects de l'analyse, dont l'estimation de la précision et les tests statistiques. On y présente également l'indicateur de niveau de revenu du ménage pouvant être utilisé comme variable de croisement dans l'EQP.

4.1 Précision des estimations

Dans toute enquête statistique, les estimations produites sont entachées d'erreurs. Il y a d'une part l'erreur liée à l'échantillonnage, qui est attribuable au fait que seule une partie de la population visée est sélectionnée pour participer à l'enquête, et d'autre part, les erreurs qu'entraînent, par exemple, la non-réponse, une faiblesse de la base de sondage et les erreurs de mesure associées à des questions difficiles à interpréter, à la saisie ou au traitement de données. Il a déjà été question, dans les sections précédentes, de la principale source d'erreur non liée à l'échantillonnage, soit la non-réponse.

L'erreur due à l'échantillonnage se répercute sur les estimations produites, dont la précision est influencée par la complexité du plan d'échantillonnage. Il est donc nécessaire de mesurer la précision de chaque estimation avant de procéder à l'analyse et à l'interprétation des résultats inférés à la population visée. Dans l'EQP 2022, l'estimation de la variance et les tests statistiques sont effectués à l'aide de poids d'autoamorçage, aussi appelés « poids *bootstrap* ». Ainsi, 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 d'inadmissibilité, de non-réponse et de calage apportés à la pondération dans l'estimation de la variance et les tests statistiques (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. Le coefficient de variation (CV), qui permet de mesurer la précision relative d'une estimation, est utilisé pour quantifier l'erreur d'échantillonnage. Plus le CV est petit, plus l'estimation est précise. Le CV s'exprime comme suit :

$$CV = \frac{\sqrt{\text{variance de l'estimation}}}{\text{estimation}}$$

Une autre mesure de la précision d'une estimation est l'étendue de l'intervalle de confiance (IC) : 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 fois, 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. Un intervalle de confiance peut être construit de plusieurs façons. Dans cette enquête, les intervalles de confiance diffusés sont calculés selon la méthode *logit* (ou logit-Wald). L'intervalle est en effet calculé en ayant au préalable appliqué la transformation *logit* ($\text{logit}(p) = \log(p/1-p)$).

Pour obtenir un intervalle de confiance pour la proportion elle-même (et non pour $\text{logit}(p)$), les bornes de cet intervalle sont retransformées en appliquant la transformation inverse, ce qui génère un intervalle asymétrique pour p . Les bornes de l'intervalle de confiance généré avec la méthode *logit* sont toujours comprises dans l'intervalle $[0,1]$. Cependant, elles ne peuvent être calculées si la proportion estimée est de 0 ou de 1. Cette approche a été retenue, car l'approximation normale n'est pas appropriée pour des phénomènes rares ou très fréquents, puisque les estimations de proportions ont alors une distribution asymétrique (l'intervalle *logit* asymétrique est dans ce cas plus approprié). On suppose ainsi que le *logit*, quant à lui, suit une loi normale.

4.2 Tests statistiques

Dans les tableaux de l'EQP 2022, en présence d'un croisement entre deux variables, un test statistique d'indépendance du khi-deux³⁶ est utilisé pour faire une comparaison globale des proportions entre différents sous-groupes (p. ex. les catégories d'âge). En présence d'un écart significatif au seuil de signification fixé³⁷, 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 de repérer les écarts les plus importants. Ces tests reposent sur une statistique de Wald construite à partir de la différence de la transformation « *logit* » des proportions³⁸. Notons qu'un écart important entre deux proportions n'est pas nécessairement statistiquement significatif. Tout dépend de la variabilité associée aux estimations. Des résultats non significatifs peuvent être signalés s'ils offrent un intérêt particulier ou s'ils font exception dans une série de résultats significatifs. Ils peuvent être présentés sous forme de tendance.

4.3 Comparaisons avec d'autres enquêtes

Plusieurs questions posées dans le questionnaire de l'EQP sont tirées d'autres enquêtes, notamment de l'*Enquête québécoise sur l'expérience des parents d'enfants de 0 à 5 ans (EQEPE)* 2015 ou de questions développées par divers chercheurs. Certaines de ces questions ont été prises telles quelles alors que d'autres ont été adaptées pour l'enquête. D'autres encore sont originales et proviennent de l'ISQ.

Aucune étude détaillée n'a été effectuée pour analyser la comparabilité de l'EQP avec d'autres enquêtes. L'utilisateur qui souhaite comparer des résultats de l'EQP avec d'autres sources de données devrait tenir compte dans son interprétation des différences méthodologiques. De plus, toute comparaison devrait être évitée en présence de différences importantes. En effet, plusieurs éléments méthodologiques peuvent avoir une incidence sur la comparabilité, notamment la base de sondage, la population visée, la méthode de collecte, la formulation des questions, le mode d'administration des questions et l'univers couvert par l'indicateur étudié. Il est particulièrement délicat de faire des comparaisons temporelles avec d'autres enquêtes, surtout sur de courtes périodes. En effet, les écarts entre deux périodes rapprochées sont en

36. 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.

37. En raison du nombre important de personnes répondantes dans l'EQP 2022, 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 à l'échelle du Québec, mais 5 % pour les analyses régionales.

38. La transformation *logit* est utilisée comme transformation normalisatrice dans la construction d'intervalles de confiance afin que leurs taux de couverture soient améliorés, en particulier pour de petites proportions (Korn et Graubard, 1999).

général faibles, de sorte qu'il devient hasardeux de les attribuer à des changements réels plutôt qu'à des différences méthodologiques, surtout s'ils sont petits. À l'opposé, si les écarts sont importants, on pourra croire à un effet méthodologique puisqu'il est généralement peu probable d'observer de grands changements dans la population sur de courtes périodes.

4.4 **Indicateur de niveau de revenu du ménage**

Un indicateur du niveau de revenu a été construit à partir des données du revenu total du ménage (déclarées par les personnes répondantes ou imputées à la suite de la validation) en utilisant l'indicateur de faible revenu basé sur la mesure de faible revenu (MFR) avant impôt.

Rappelons que l'EQP, contrairement aux enquêtes portant spécifiquement sur le sujet, ne comporte qu'une seule question sur le revenu. L'indicateur construit permet de créer des groupes homogènes de personnes selon le niveau de revenu de leur famille. C'est donc dire que l'utilisation de cet indicateur comme variable de croisement est tout indiquée pour examiner les liens avec les variables d'intérêt portant sur l'expérience parentale, la conciliation travail-famille, la gestion des écrans, la relation coparentale, le soutien social, les services offerts aux familles et le milieu de vie. Cependant, comme c'est en général le cas dans les enquêtes auprès des individus, qui comportent souvent 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 lecteur est invité à consulter les publications de l'Institut sur le sujet (ISQ, 2022).

5

Présentation des résultats

Dans le cadre de l'EQP, les estimations de proportions publiées par l'ISQ sont arrondies à la décimale près dans les tableaux et figures et à l'unité près dans le texte, à l'exception des proportions inférieures à 5 % pour lesquelles une décimale a été conservée. En raison de l'arrondissement, la somme des proportions présentées dans certains tableaux ou certaines figures peut différer légèrement de 100 %. Les populations estimées (Pe) sont quant à elles arrondies à la centaine.

Dans les tableaux et figures, 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 (*) (voir tableau 5.1). Fait à signaler, les estimations dont le CV est supérieur à 25 %, marquées d'un double astérisque (**), ne sont généralement pas interprétées dans le texte.

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
$CV \leq 15 \%$	(aucun signe)	Estimation diffusée sans mention.
$15 \% < CV \leq 25 \%$	*	Estimation à interpréter avec prudence.
$CV > 25 \%$	**	Estimation à utiliser avec circonspection, fournie à titre indicatif seulement.

Source : Institut de la statistique du Québec.

Dans les tableaux et figures 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. Une même lettre révèle un écart significatif entre deux catégories.

En général, dans le but de faire ressortir les principaux résultats, seules les différences significatives sont mentionnées dans le texte. 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 rend compte du fait que les statistiques fournies sont basées sur un échantillon, car certaines expressions montrent qu'il ne s'agit pas de valeurs exactes.

Conformément aux nouvelles pratiques de l'ISQ en matière de statistiques sociales, les résultats de l'EQP 2022 ont été ventilés selon le genre 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. Pour des raisons de qualité des estimations et de confidentialité, et compte tenu de la petite taille de la population concernée, la publication de statistiques pour le groupe des personnes non binaires n'est pas possible pour cette enquête. Une variable de genre binaire a été dérivée pour ces personnes afin de pouvoir inclure leurs données dans les analyses³⁹.

39. INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC (2020), *Prise en compte du genre*, [En ligne]. [\[statistique.quebec.ca/fr/institut/methodologie/classifications-et-definitions/methodologie-prise-en-compte-du-genre\]](https://statistique.quebec.ca/fr/institut/methodologie/classifications-et-definitions/methodologie-prise-en-compte-du-genre).

6

Portée et limites de l'enquête

Les données des 19 127 parents répondants de l'EQP 2022 offrent un grand potentiel analytique à l'échelle provinciale et régionale. Tout a été mis en place pour maximiser la qualité, la représentativité et la comparabilité des résultats produits. Un prétest a permis de vérifier l'intelligibilité des questions et des séances de formation ont été offertes aux intervieweurs et intervieweuses afin d'uniformiser les communications avec les personnes sélectionnées et la collecte des données. De plus, des efforts considérables de collecte ont été déployés pour obtenir les taux de réponse visés par région et par genre. Finalement, le taux de réponse obtenu chez les mères a dépassé ce qui était attendu à l'échelle du Québec (62 %) et pour la majorité des RA (tableau 2.1). Chez les pères, la cible de taux de réponse a été ratée de très peu (58 % sur le plan provincial) et n'a pas non plus été atteinte pour la majorité des RA.

Toutes les estimations produites dans le cadre de l'EQP 2022 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 prenant en compte la complexité du plan de sondage de l'enquête. Rappelons également que l'EQP 2022 a étudié la population québécoise dans un contexte exceptionnel où la pandémie de COVID-19 pouvait encore bouleverser certains comportements et aspects parentaux, puisque le télétravail était favorisé. Cela doit aussi être pris en considération dans l'interprétation des résultats.

Toutefois, malgré les précautions prises lors de la planification et de la réalisation de l'enquête, l'analyse des données demeure contrainte par certaines limites, comme c'est le cas dans toute enquête populationnelle. Tout d'abord, il est impossible de garantir l'exactitude des réponses fournies par les répondants. Les parents interrogés peuvent être influencés, entre autres choses, par le phénomène de désirabilité sociale ou par la difficulté de se souvenir des événements passés. Dans cette collecte multimodale, le risque de biais de désirabilité sociale est plus grand pour les réponses fournies au téléphone que pour celles données sur le Web (De Leeuw et Hox 2011). L'Institut s'est toutefois efforcé de rendre l'administration des questionnaires le plus uniforme possible, en vue de diminuer ce type de biais.

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. La section 4.1.1 explique, entre autres, comment tenir compte du plan de sondage complexe lors de la mesure de la précision des résultats produits. De même, il faut prendre en considération lors de l'interprétation des résultats que l'erreur due à l'imputation du revenu n'est pas prise en compte dans la mesure de précision (section 3.4). Par exemple, les résultats des tests pour lesquels le seuil observé est près du seuil de signification devraient être interprétés avec prudence.

Il est important de mentionner que des données d'observation telles que celles recueillies dans le cadre de *l'Enquête québécoise sur la parentalité 2022* ne permettent généralement pas d'établir de lien de causalité. Les associations ou les différences significatives observées peuvent laisser croire qu'il existe un tel lien, mais elles ne permettent pas de le confirmer. Compte tenu des objectifs spécifiques de l'enquête, les analyses présentées par l'ISQ s'appuient sur des méthodes bivariées. L'interprétation de certains résultats doit donc être faite avec prudence. Une analyse multivariée aurait été appropriée dans certains cas pour contrôler des facteurs confondants. L'approche retenue permet néanmoins d'explorer les données recueillies de façon utile et de fournir un portrait des parents québécois pour ce qui concerne l'expérience parentale, la conciliation travail-famille, les défis rencontrés, les relations, le soutien reçu de la part de l'autre parent, la disponibilité de l'entourage et plusieurs autres thèmes encore.

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).
- DE LEEUW, E. D., et J. J. HOX (2011). « Internet surveys as part of a mixed mode design », *Social and behavioral research and the Internet: Advances in applied methods and research strategies*, New York, Taylor & Francis Group, p. 45-76.
- 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 n° 12-001-X19970013103 au catalogue de Statistique Canada, vol. 23, n° 1, juin, p. 37-45. [www150.statcan.gc.ca/n1/fr/pub/12-001-x/1997001/article/3103-fra.pdf?st=YRiuivNK] (Consulté le 27 février 2023).
- GAMACHE, P., D. HAMEL et R. PAMPALON (2017). *L'indice de défavorisation matérielle et sociale : en bref*, [En ligne], Québec, Institut national de santé publique du Québec, 9 p. [www.inspq.qc.ca/sites/default/files/santescope/indice-defavorisation/guidemethodologiquefr.pdf] (Consulté le 27 février 2023).
- Haziza, D., et J.-F. BEAUMONT (2007). « On the Construction of Imputation Classes in Surveys », *International Statistical Review*, [En ligne], vol. 75, n° 1, avril, p. 25-43. doi : [10.1111/j.1751-5823.2006.00002.x](https://doi.org/10.1111/j.1751-5823.2006.00002.x). (Consulté le 27 février 2023).
- 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*, [En ligne]. [statistique.quebec.ca/fr/document/revenu-et-faible-revenu-quebec-2019-donnees-et-tendances-depuis-25-ans] (Consulté le 27 février 2023).
- 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, n° 3, septembre, p. 283-310. doi : [10.1177/096228029600500305](https://doi.org/10.1177/096228029600500305) (Consulté le 27 février 2023).

« La statistique au
service de la société :
la référence au Québec »

statistique.quebec.ca