



Plan national de surveillance

Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires

– Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2017 –

Institut de la statistique du Québec

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

Octobre 2018

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

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

ou

Téléphone : 418 691-2401 ou 1 800 463-4090
(sans frais d'appel au Canada et aux États-Unis)

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

Ce document est disponible seulement en version électronique.

Dépôt légal
Bibliothèque et Archives nationales du Québec
4^e trimestre 2018
ISBN 978-2-550-82554-8 (PDF)

© Gouvernement du Québec, Institut de la statistique du Québec, 2018

Toute reproduction autre qu'à des fins de consultation personnelle
est interdite sans l'autorisation du gouvernement du Québec.

www.stat.gouv.qc.ca/droits_auteur.htm

Octobre 2018

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

Coordination et rédaction

Marie-Eve Tremblay, Direction de la méthodologie, ISQ

Collaboration à la rédaction

Micha Simard, Direction des enquêtes longitudinales et sociales, ISQ

Mathieu Langlois, Infocentre de santé publique, INSPQ

Sénaba Sambe, Infocentre de santé publique, INSPQ

Robert Courtemanche, Direction de la méthodologie, ISQ

Relecture

Outre les personnes déjà mentionnées ci-dessus :

Nathalie Audet, Direction des enquêtes longitudinales et sociales, ISQ

Christian Macé, MSSS

Révision linguistique

Sarah Bélanger, Direction de la diffusion et des communications, ISQ

Édition

Alexandra Lanthier, Direction des enquêtes longitudinales et sociales, ISQ

Notice bibliographique suggérée

INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC, en collaboration avec l'INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC (2018). *Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires du Plan national de surveillance – Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2017*, Québec, Gouvernement du Québec, 90 p.

Liste des annexes	7
Introduction.....	9
I. Description générale de l' <i>Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2017</i> (EQDEM 2017)	11
1.1 Contexte général	11
1.2 Objectifs de l'enquête	11
1.3 Accès aux données de l'enquête	12
II. Aspects méthodologiques et statistiques	13
2.1 Instrument de collecte : l'Instrument de mesure du développement de la petite enfance (IMDPE).....	15
2.1.1 Description de l'instrument.....	15
2.1.2 Justification du choix de l'IMDPE.....	17
2.2 Plan d'échantillonnage	18
2.2.1 Population visée	18
2.2.2 Base de sondage et construction du fichier de population.....	19
2.3 Collecte des données.....	20
2.3.1 Stratégie de collecte	20
2.3.2 Taux de réponse	21
2.4 Traitement des données	27
2.4.1 Validation	27
2.4.2 Pondération.....	28
2.4.3 Analyse de la non-réponse partielle	29
2.4.4 Imputation du code postal	31
2.4.5 Précision des estimations	31
2.4.6 Analyses et tests statistiques	32
2.5 Comparabilité.....	32
2.5.1 Comparabilité des estimations avec celles de l'EQDEM 2012.....	32
2.5.2 Comparabilité des résultats de l'EQDEM 2017 avec d'autres sources de données	34
2.6 Refus de transmission des données opposés par les écoles	34
III. Aspects méthodologiques spécifiques de l'Infocentre	35
3.1 Mesures de précision supplémentaires.....	35

3.1.1 Intervalle de confiance	35
3.1.2 Erreur-type	36
3.2 Non-réponse partielle pour les indicateurs de l'Infocentre	37
3.2.1 Taux de non-réponse partielle pour les estimations à l'échelle régionale et locale	37
3.2.2 Traitement pour l'estimation des proportions et des effectifs.....	37
3.3 Ajustement des proportions selon l'âge ou le sexe.....	37
3.4 Tests statistiques et seuils de signification disponibles à l'Infocentre	38
3.4.1 Test global d'indépendance.....	38
3.4.2 Test d'égalité de deux proportions.....	38
3.4.4 Seuils de signification disponibles à l'Infocentre	39
IV. Exploitation des données de l'EQDEM 2017 sur le portail de l'Infocentre de santé publique	41
4.1 Production de tableaux et comparaison de proportions sur le portail de l'Infocentre de santé publique	41
4.1.1 Paramètres d'une requête sur le portail de l'Infocentre de santé publique	41
4.1.2 Exemples de résultats de requêtes sur le portail de l'Infocentre de santé publique et recommandations	46
4.2 Particularités des analyses produites à l'Infocentre de santé publique	54
4.2.1 Limites de certaines variables de croisement.....	54
4.2.2 Limites de certains indicateurs.....	54
V. Protection des renseignements personnels	57
5.1 Confidentialité des tableaux destinés à la diffusion	57
5.2 Règles de masquage par suppression.....	59
VI. Recommandations pour l'interprétation des résultats	61
Références bibliographiques	63

- Annexe 1 Information supplémentaire concernant la méthode d'autoamorçage
- Annexe 2 Tableaux récapitulatifs des requêtes paramétrables sur le portail de l'Infocentre de santé publique
- Annexe 3 Taux de réponse par découpage géographique

Tout comme la première édition de l'*Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle* (EQDEM) réalisée en 2012, l'édition de 2017 s'inscrit dans le Plan ministériel d'enquêtes sociales et de santé à titre d'enquête planifiée à des fins de surveillance. Elle vise notamment à répondre à l'un des besoins liés aux plans de surveillance prescrits par la Loi sur la santé publique.

Plusieurs acteurs, tant sur le plan national qu'à l'échelle régionale, et divers experts de contenu ont été associés de près aux différentes étapes de réalisation de l'EQDEM 2017. Dans la foulée des travaux visant à rehausser la capacité de surveillance au Québec, des efforts considérables de développement ont été consentis pour rendre disponible, sur le portail de l'Infocentre de santé publique, l'information nécessaire à l'analyse de chaque indicateur mesuré à des fins de surveillance par l'EQDEM 2017. Cette deuxième édition de l'EQDEM est la septième enquête à être traitée à l'Infocentre de santé publique dans le cadre de la mise en œuvre du Plan national de surveillance (PNS).

Ce guide vise à soutenir les utilisateurs dans l'analyse et l'interprétation des résultats de l'EQDEM 2017 disponibles dans le rapport et sur le site Web de l'ISQ ainsi que sur le portail de l'Infocentre de santé publique, en leur fournissant l'information nécessaire pour leur permettre :

1. de comprendre les balises méthodologiques de l'enquête et de l'analyse des résultats;
2. d'interpréter les mesures de précision et les tests statistiques;
3. de choisir l'option méthodologique selon les besoins parmi celles offertes sur le portail.

Ce document a été rédigé en complément du *Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires du Plan national de surveillance – Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2012* (ISQ, 2013), du *Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires. Plan national de surveillance de l'état de santé de la population et de ses déterminants. Enquête québécoise sur la santé des jeunes du secondaire 2016-2017* (ISQ, 2018) ainsi que du rapport de l'EQDEM 2017 (Simard et autres, 2018) et du document *Méthodologie de l'Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2017* (Tremblay et Simard, 2018). La première partie donne une description générale de l'EQDEM 2017. La seconde porte sur les aspects méthodologiques et statistiques généraux de l'enquête, alors que la troisième traite des aspects méthodologiques spécifiques à l'analyse des données sur le portail de l'Infocentre de santé publique. La partie suivante aborde la question de l'exploitation proprement dite des données de l'EQDEM 2017, alors que les deux dernières parties font référence à la protection des renseignements personnels et aux recommandations d'usage pour l'interprétation des résultats obtenus. Notons que les aspects généraux communs aux deux éditions de l'enquête ne paraissent que dans la version 2013 du guide, à laquelle le présent document fait référence lorsque pertinent.

I. Description générale de l'Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2017 (EQDEM 2017)

1.1 Contexte général

Le développement des enfants de même que leur réussite éducative constituent des enjeux pour le Québec. Ainsi, tant pour prévenir les problèmes d'adaptation et de développement que pour favoriser la réussite éducative, le ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS), le ministère de l'Éducation et de l'Enseignement supérieur (MÉES), le ministère de la Famille et l'organisme Avenir d'enfants ont uni leurs efforts et ont mis en place, en 2011, l'Initiative concertée d'intervention pour le développement des jeunes enfants (ICIDJE; MSSS, 2011). Cette initiative intersectorielle comporte deux volets : le volet *enquête*, qui consiste en la réalisation de l'*Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle* (EQDEM), et le volet *intervention*, qui, en s'appuyant sur les résultats de l'EQDEM, vise la mobilisation et la concertation des acteurs concernés par le développement des enfants.

C'est dans ce contexte que l'Institut de la statistique du Québec (ISQ) a réalisé l'EQDEM pour la première fois en 2012, à l'aide de l'Instrument de mesure du développement de la petite enfance (IMDPE¹). Les données recueillies lors de l'EQDEM à propos des enfants à la maternelle ont permis de dresser un premier portrait du développement des enfants, non seulement pour l'ensemble du Québec et ses régions, mais également pour un grand nombre de territoires locaux.

En fournissant des données actualisées, la deuxième édition de l'EQDEM, réalisée en 2017, permet de faire un premier pas vers l'obtention d'un portrait de l'évolution du développement des enfants du Québec. Il est prévu de reconduire l'enquête tous les cinq ans.

En 2017, deux enquêtes se sont greffées à l'EQDEM afin de décrire les liens entre le développement des enfants et certains facteurs antérieurs à leur fréquentation de la maternelle. La première est l'*Enquête québécoise sur le parcours préscolaire des enfants de maternelle 2017* (EQPPM), réalisée auprès de plus de 11 000 parents d'enfants ayant pris part à l'EQDEM. La deuxième, qui a été réalisée par l'ISQ à la demande du MÉES, porte sur l'évaluation du programme Passe-Partout.

1.2 Objectifs de l'enquête

L'EQDEM 2017 a pour objectif principal de dresser un portrait du développement des enfants québécois inscrits à la maternelle au cours de l'année scolaire 2016-2017, et ce, pour les cinq domaines mesurés par l'Instrument de mesure du développement de la petite enfance (IMDPE), à savoir :

- la santé physique et le bien-être;
- les compétences sociales;
- la maturité affective;
- le développement cognitif et langagier;
- les habiletés de communication et les connaissances générales.

1. Copyright © McMaster University, Ontario.

À cet objectif principal s'ajoutent des objectifs plus précis, soit :

- Décrire les indicateurs de développement selon divers facteurs associés au développement des enfants (sexe, âge, langue, lieu de naissance, défavorisation matérielle et sociale, etc.);
- Fournir les indicateurs de développement selon les sept découpages territoriaux suivants² :
 - Régions sociosanitaires (RSS);
 - Régions administratives (RA);
 - Réseaux territoriaux de services (RTS);
 - Commissions scolaires (CS);
 - Municipalités régionales de comté (MRC);
 - Réseaux locaux de services (RLS);
 - Centres locaux de services communautaires (CLSC).

Enfin, plusieurs résultats de l'EQDEM 2017 pourront être comparés à ceux de l'édition de 2012. Au niveau provincial, cette comparaison donnera un premier aperçu du chemin à parcourir vers l'atteinte éventuelle de la cible de la Politique gouvernementale de prévention en santé³, soit une diminution de la proportion d'enfants vulnérables dans au moins un domaine de développement afin qu'elle passe de 25 % en 2012 à 20 % en 2025 (MSSS, 2016; MEES, 2017).

Les résultats de l'enquête fournissent au Québec des données fiables pouvant servir à la planification de services destinés aux jeunes enfants et à leur famille (ils font notamment ressortir les territoires ou les groupes d'enfants plus susceptibles d'éprouver des difficultés dans le système scolaire).

1.3 Accès aux données de l'enquête

Le **fichier de données maître** contient l'ensemble des informations non nominatives recueillies pour les enfants de maternelle de 16 régions sociosanitaires; les régions du Nunavik (17) et des Terres-Cries-de-la-Baie-James (18) ne sont pas couvertes par l'enquête. Le fichier maître est accessible aux chercheurs au Centre d'accès aux données de recherche de l'ISQ (CADRISQ) dans un environnement contrôlé et sécuritaire pour la confidentialité des données.

Lors de la collecte de données, les commissions scolaires et les écoles privées participant à l'enquête devaient consentir à ce que les réponses fournies par leur personnel enseignant soient transmises au ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS), à l'Institut national de santé publique (Infocentre), au ministère de l'Éducation et de l'Enseignement supérieur (MEES), au ministère de la Famille, à l'organisme Avenir d'enfants (AE) et à l'Offord Centre for Child Studies (McMaster University, Ontario). Chacun de ces organismes a obtenu une copie du **fichier de partage**, qui correspond au fichier maître duquel ont été retirés les enfants des écoles privées ayant refusé la transmission des données (les commissions scolaires ayant toutes accepté).

Notons que le détail des variables contenues dans le fichier de données de l'enquête est disponible dans le cahier technique de l'enquête (ISQ, 2018).

2. Les résultats sont diffusés dans la mesure où ils respectent les normes de confidentialité de l'ISQ.

3. Notons que dans la Politique, la cible fait référence à la proportion d'enfants non vulnérables, et est établie à 80 %.

II. Aspects méthodologiques et statistiques

Afin de faire une utilisation adéquate des données et des résultats issus de l'EQDEM 2017, il importe de connaître les éléments méthodologiques de cette dernière. En effet, le plan de sondage de l'enquête, les procédures de collecte et le traitement des données ont tous une incidence sur les estimations produites. La connaissance de ces éléments permettra à l'utilisateur des données de l'EQDEM 2017 d'en faire une analyse judicieuse, laquelle pourrait être utile à l'élaboration d'actions appropriées et adaptées aux populations visées. Cette partie du guide présente la méthodologie générale de l'enquête.

L'encadré 2.1 présente une synthèse des principaux aspects méthodologiques à prendre en considération, en particulier pour l'analyse des données de l'enquête. Chacun des éléments mentionnés est accompagné du numéro de section où l'on peut trouver de l'information complète sur le sujet. Précisons qu'en général, les tableaux apparaissant dans cette partie du guide sont issus du fichier maître et présentent les données pour l'ensemble du Québec ainsi que pour certains découpages régionaux.

La méthodologie adoptée pour l'édition 2017 de l'enquête est très similaire à celle retenue lors de l'édition 2012, ce qui permet d'optimiser la comparabilité des estimations issues des deux éditions de l'enquête.

Encadré 2.1

Aperçu des principaux aspects méthodologiques

- La population visée par l'EQDEM est constituée de l'ensemble des enfants fréquentant la maternelle 5 ans à temps plein dans les écoles francophones et anglophones, publiques et privées (subventionnées ou non), du Québec, à l'exception des enfants fréquentant une école des commissions scolaires crie et Kativik et ceux fréquentant une école relevant du gouvernement fédéral. Les écoles spécialisées et les enfants handicapés ou en difficulté d'adaptation ou d'apprentissage (EHDA) dans les classes spéciales sont aussi exclus de l'EQDEM (section 2.2.1);
- L'EQDEM 2017 est une enquête de type recensement, c'est-à-dire que la population sondée est composée de l'ensemble des enfants visés par l'enquête (section 2.2.1);
- En novembre 2016, l'ISQ a contacté par la poste toutes les commissions scolaires admissibles ainsi que les écoles privées. Les écoles publiques ont quant à elles reçu une première lettre de l'ISQ en décembre 2016. Le 25 janvier 2017, une équipe d'intervieweurs a commencé à téléphoner aux directions des écoles pour recueillir et valider les informations concernant chaque classe de maternelle 5 ans. Enfin, entre février et mai 2017, les enseignantes et enseignants de maternelle ont rempli un questionnaire Web sécurisé pour chacun des enfants de leur classe (section 2.3.1);
- L'Instrument de mesure du développement de la petite enfance (IMDPE) a été retenu afin d'évaluer l'état de développement des enfants à la maternelle dans cinq domaines de développement (section 2.1.1);
- Au total, 83 335 questionnaires ont été remplis lors de l'EQDEM 2017 pour des enfants répartis dans 1 878 écoles et 5 178 classes. Le taux de réponse global pondéré, mesure de la qualité des données, est de 95 % (section 2.3.2);

- Afin d'inférer les résultats à la population visée, toutes les estimations publiées par l'ISQ et obtenues sur le portail de l'Infocentre de santé publique ont été pondérées (section 2.4.2) pour tenir compte de la non-réponse plus importante observée chez certains groupes d'enfants. Afin de prendre en considération la complexité du mécanisme de non-réponse et le fait que la population de l'EQDEM 2017 peut être vue comme un échantillon d'une plus vaste population (section 2.4.5), les poids d'autoamorçage sont utilisés aux fins des estimations de précision et des tests statistiques globaux.
- Recommandations pour l'analyse des données de l'EQDEM 2017 et l'interprétation des résultats :
 - Les risques de biais dus à la non-réponse partielle, relativement à la précision des estimations, sont faibles pour presque tous les indicateurs (proportion ou répartition). Les estimations de population doivent prendre en compte l'effet de cette non-réponse partielle s'il y a lieu, et ce, peu importe le taux observé (section 2.4.3);
 - Les estimations de l'EQDEM 2017 sont disponibles selon les découpages géographiques suivants : régions sociosanitaires, régions administratives, réseaux territoriaux de services, commissions scolaires, municipalités régionales de comté, réseaux locaux de services et centres locaux de services communautaires. De plus, un découpage plus fin (découpage spécifique) est disponible pour 10 régions sociosanitaires (section 4.1);
 - Les différences dans les structures d'âge et de sexe et les variations dans les périodes de collecte au cours de l'année scolaire entre les régions font que les comparaisons entre deux régions peuvent être affectées par un effet d'âge ou de sexe. La décision de standardiser ou non les statistiques régionales selon l'âge ou le sexe, aux fins de comparaison, relève par conséquent de l'angle d'analyse souhaité (section 3.3);
 - Les analyses avec la langue d'enseignement doivent être interprétées avec prudence étant donné le fait que l'enseignante ou l'enseignant doit évaluer l'enfant dans la langue d'enseignement de l'école, même s'il s'agit d'une classe d'immersion où cette langue est possiblement très peu utilisée (section 4.2.1);
 - Pour effectuer les comparaisons infrarégionales entre l'édition de 2012 et celle de 2017 pour la région des Laurentides, il faut utiliser une pondération spéciale et se limiter à la sous-population des enfants n'habitant pas dans le RLS des Pays-d'en-Haut ou le RLS des Laurentides et fréquentant une autre commission scolaire que celle des Laurentides. La comparaison entre 2012 et 2017 est toutefois impossible pour les commissions scolaires couvrant le territoire de cette région (Commission scolaire de la Seigneurie-des-Mille-Îles, Commission scolaire de la Rivière-du-Nord, Commission scolaire des Laurentides, Commission scolaire Pierre-Neveu et Commission scolaire Sir-Wilfrid-Laurier). (section 2.5.1);
 - L'interprétation des résultats devrait suivre les recommandations présentées à la partie VI.

La section 2.1 aborde l'instrument de collecte. Les sections suivantes présentent les éléments liés à la population visée, à la base de sondage et au processus de collecte des données. La section 2.4 porte sur le traitement des données, c'est-à-dire la validation et la pondération des données recueillies, de même que l'analyse de la non-réponse partielle, l'imputation, la précision des estimations et les tests statistiques. La comparaison des résultats de l'EQDEM 2017 avec ceux de l'EQDEM 2012 et le refus des écoles de transmettre les données sont ensuite abordés.

2.1 Instrument de collecte : l'Instrument de mesure du développement de la petite enfance (IMDPE)⁴

2.1.1 Description de l'instrument

En 2012, l'EQDEM a été réalisée à l'aide de l'Instrument de mesure du développement de la petite enfance (IMDPE)⁵ alors retenu comme outil pour la surveillance de l'état de développement de l'enfant dans le Plan ministériel de surveillance multithématique du MSSS. En vue d'amorcer un suivi dans le temps du développement des enfants, l'EQDEM a été reconduite, toujours à l'aide de cet instrument.

L'EQDEM se fait sous forme de questionnaire en ligne⁶ que remplissent les enseignantes et les enseignants pour chacun des enfants qui composent leur classe de maternelle à partir des connaissances qu'ils ont de l'enfant et de leurs observations. Pour aider les enseignantes et les enseignants à remplir le questionnaire, celui-ci est accompagné d'un guide⁷ contenant toutes les questions, qui sont, pour la plupart, assorties de notes explicatives ou de descriptions détaillées des choix de réponse.

L'IMDPE, créé en 1999 par Dan R. Offord et Magdalena Janus⁸, a été élaboré en collaboration avec des spécialistes du développement de l'enfant, des enseignantes et des enseignants, et des éducatrices et des éducateurs de services de garde. Il est conçu pour mesurer les aptitudes des enfants à la maternelle sur la base des perceptions des enseignantes et des enseignants. Il est construit à partir de normes développementales de l'enfant et non de points de référence inspirés d'un programme scolaire. Cet outil ne peut donc pas servir, par exemple, dans le cadre de l'évaluation des apprentissages en fin d'année scolaire prescrite par le Programme de formation de l'école québécoise (MELS, 2006). Ainsi, l'instrument permet de mesurer le développement des enfants dans les cinq domaines présentés au tableau 2.1.

4. Copyright © McMaster University, Ontario.

5. L'IMDPE est largement utilisé dans les autres provinces canadiennes et à l'étranger sous l'appellation *Early Development Instrument* (EDI). Pour plus d'information à propos des expériences canadiennes, le lecteur est invité à consulter le site Web de l'Offord Center for Child Studies (OCCS) à l'adresse suivante : www.offordcentre.com/readiness/index.html.

6. Aussi disponible en version papier.

7. Le guide pour le personnel enseignant à la maternelle est disponible sur le site Web de l'EQDEM à l'adresse suivante : www.eqdem.stat.gouv.qc.ca.

8. Les auteurs de l'IMDPE sont rattachés à l'OCCS de la McMaster University en Ontario.

Tableau 2.1

Description des cinq domaines de développement mesurés par l'Instrument de mesure du développement de la petite enfance (IMDPE)¹

Domaine	Sujets abordés
Santé physique et bien-être	Développement physique général, motricité, alimentation et habillement, propreté, ponctualité, état d'éveil
Compétences sociales	Habiletés sociales, confiance en soi, sens des responsabilités, respect des pairs, des adultes, des règles et des routines, habitudes de travail et autonomie, curiosité
Maturité affective	Comportement prosocial et entraide, crainte et anxiété, comportement agressif, hyperactivité et inattention, expression des émotions
Développement cognitif et langagier	Intérêt et habiletés en lecture, en écriture et en mathématiques, utilisation adéquate du langage
Habiletés de communication et connaissances générales	Capacité à communiquer de façon à être compris, capacité à comprendre les autres, articulation claire, connaissances générales

1. L'IMDPE a été développé Magdalena Janus et Dan R. Offord du Offord center for child study (OCCS) (@ McMaster University, Ontario).

Ces cinq domaines de développement sont couverts par les trois principales sections du questionnaire qui totalisent 104 questions. S'ajoutent quelques questions sur les habiletés ou talents particuliers (7 questions), une section de 16 questions sur les caractéristiques de l'enfant, une autre faisant référence à ses problèmes ou handicaps particuliers (17 questions) et une dernière portant principalement sur les antécédents de l'enfant, dont l'expérience préscolaire, le lieu de naissance, etc. (18 questions). L'ensemble du questionnaire et du guide pour le personnel enseignant ont été révisés et adaptés au contexte québécois. Toutes les modifications ont été approuvées par l'Offord Center for Child Studies (OCCS)⁹. À noter qu'aucune modification n'a été apportée aux questions portant sur les cinq domaines de développement des enfants par rapport à l'EQDEM 2012, dans le but de conserver la meilleure comparabilité possible d'une édition à l'autre.

Les questions de l'IMDPE sont factuelles et font référence à des comportements observables par l'enseignante ou l'enseignant. Bien que les informations soient recueillies pour chaque enfant, il importe de souligner que cet outil fournit des résultats pour des groupes d'enfants afin d'évaluer, dans les différents domaines de développement, les forces ainsi que les faiblesses de ces groupes, par exemple les enfants vivant sur un même territoire de CLSC ou les enfants issus de l'immigration. Ainsi, l'IMDPE permet de comparer l'état de développement d'un groupe d'enfants avec celui d'un autre ou encore avec celui de l'ensemble des enfants du Québec. Par conséquent, il ne s'agit pas d'un outil permettant d'établir un diagnostic personnalisé. Par ailleurs, les questions ne peuvent pas être prises individuellement; c'est l'ensemble des questions d'un même domaine qui permet de tracer le portrait du développement des enfants pour ce domaine.

9. Le questionnaire est présenté dans l'annexe 1 du rapport de l'EQDEM.

2.1.2 Justification du choix de l'IMDPE

D'abord, des études ont démontré que cette mesure constitue un bon indicateur de l'état de développement des enfants à la maternelle et de leur capacité à atteindre les objectifs du programme d'enseignement primaire. Les qualités psychométriques de l'IMDPE ont été évaluées au moyen d'études menées auprès de plusieurs populations, par exemple les enfants issus de communautés canadiennes et australiennes, et les résultats de celles-ci révèlent que cet instrument possède de bons indices de validité et de fidélité (Andrich et Styles, 2004; Brinkman et autres, 2006; Janus et autres, 2007). Au Québec, l'IMDPE a été utilisé dans le cadre de l'*Étude longitudinale du développement des enfants du Québec* (ELDEQ)¹⁰, et il s'est révélé être un très bon prédicteur du rendement scolaire des enfants au cours des années primaires (Lemelin et Boivin, 2007; Forget-Dubois et autres, 2007; Boivin et Bierman, 2014). Par la suite, cet instrument a été utilisé dans le cadre de l'*Enquête sur la maturité scolaire des enfants montréalais* (Direction de santé publique de l'Agence de la santé et des services sociaux de Montréal [DSP-ASSSM], 2008; Fournier, 2010) et de la première édition de l'EQDEM.

L'utilisation répandue de l'IMDPE est un autre avantage justifiant le choix de cet instrument pour mesurer le développement des enfants à la maternelle au Québec. Depuis 1999, cet instrument est employé régulièrement, dans plusieurs pays, notamment en Australie, aux États-Unis, au Mexique, en Angleterre et en Irlande. Il est également utilisé dans la plupart des provinces canadiennes, certaines l'employant d'ailleurs à l'échelle provinciale depuis plusieurs années déjà (Colombie-Britannique, Ontario, Manitoba, Saskatchewan). Au Québec, il a notamment été utilisé dans quelques localités et dans deux régions, soit Montréal en 2006 et le Bas-Saint-Laurent en 2009. Des comparaisons entre les résultats du Québec et ceux des enquêtes régionales, provinciales ou internationales peuvent être envisageables avec cet outil. Notons toutefois qu'avant de comparer les résultats, il importe de tenir compte des différences méthodologiques et contextuelles de chaque enquête¹¹. Utilisé à intervalles réguliers, c'est-à-dire tous les cinq ans, l'IMDPE permettra de suivre l'évolution du développement des enfants à la maternelle d'une cohorte à l'autre.

Enfin, l'utilisation de l'IMDPE en ligne s'avère pratique, simple et rapide : on estime que le temps nécessaire pour remplir le questionnaire est d'environ 15 minutes par enfant¹². En outre, cet outil de mesure qui recueille de l'information directement auprès des enseignantes et des enseignants est moins coûteux que plusieurs autres nécessitant des évaluateurs externes et ne requiert pas de collecte d'information auprès des parents d'enfants à la maternelle (DSP-ASSSM, 2008; Janus et Offord, 2007; Lemelin et Boivin, 2007).

10. À noter que la version de l'IMDPE utilisée dans l'ELDEQ est légèrement différente de celle qui a été utilisée dans le cadre de l'EQDEM en 2012.

11. Par exemple, l'indicateur de vulnérabilité de l'*Enquête sur la maturité scolaire des enfants montréalais* (DSP-ASSSM, 2008), réalisée à Montréal en 2006, a été normalisé selon l'âge et le sexe, alors qu'aucune normalisation n'a été appliquée dans le cadre de l'EQDEM. La comparaison directe entre les résultats de l'EQDEM et ceux de toute autre enquête est non recommandée sans une analyse des différences entre les enquêtes.

12. Cette durée est une évaluation moyenne; le temps requis pour les premiers questionnaires peut être plus long et diminuer par la suite.

2.2 Plan d'échantillonnage

2.2.1 Population visée

La population visée par l'EQDEM correspond à l'ensemble des enfants fréquentant la maternelle 5 ans¹³ à temps plein¹⁴ dans les écoles francophones et anglophones, publiques et privées (subventionnées ou non), du Québec. Les enfants fréquentant une école faisant partie des commissions scolaires crie et Kativik ou étant située dans les régions sociosanitaires du Nunavik (17) et des Terres-Cries-de-la-Baie-James (18) sont exclus de la population visée par l'enquête¹⁵. Il en est de même pour les enfants fréquentant des établissements relevant du gouvernement fédéral dans les réserves autochtones. Ces enfants ont été exclus pour les raisons suivantes : les difficultés à les joindre, les modifications qu'il aurait fallu apporter au questionnaire et les modalités de fréquentation de la maternelle qui peuvent être différentes. À ces enfants s'ajoutent ceux qui, selon les fichiers administratifs du MEES ou selon les renseignements obtenus de l'école, ont un code d'enfants handicapés ou en difficulté d'adaptation ou d'apprentissage (EHDA)¹⁶, et font partie d'une classe composée de plus de 50 % d'EHDA. Tous les enfants fréquentant une école spécialisée¹⁷ sont également exclus de l'enquête. Ceux avec un code d'EHDA dans une classe ordinaire où 50 % et moins des enfants sont considérés comme des EHDA sont inclus dans l'enquête, mais seulement à des fins de recherche. Ces derniers sont donc inclus dans les taux de réponse, mais exclus du fichier d'analyse de l'EQDEM. L'exclusion de l'analyse des enfants EHDA vise surtout à respecter les recommandations de l'OCCS, principalement parce que ces enfants nécessitent généralement une intervention individuelle. Enfin, la population visée par l'EQDEM représente 98 % de l'ensemble des enfants à la maternelle en 2016-2017¹⁸. L'EQDEM est une enquête de type recensement, c'est-à-dire que la population sondée est composée de l'ensemble des enfants visés par l'enquête. Ce choix a été fait afin de répondre à l'un des objectifs de l'enquête, qui est d'analyser des résultats selon de petites unités territoriales.

13. Bien que toutes les commissions scolaires du Québec soient tenues d'offrir la maternelle 5 ans, sa fréquentation demeure facultative.

14. Depuis 1997, la maternelle 5 ans est offerte à temps plein (MEESR, 2015). Il n'est donc pas possible d'y inscrire un enfant à demi-temps, sauf dans de rares cas.

15. Un peu plus de 600 enfants étaient inscrits à la maternelle dans ces commissions scolaires en 2016-2017 (renseignements transmis par la Direction de la méthodologie et des études du MEES, fichier d'avril 2017).

16. Pour la liste des codes de difficulté accompagnés des définitions, voir MELS, 2007. À noter que le système scolaire utilise généralement la terminologie « EHDA » pour décrire les enfants handicapés ou ayant des difficultés d'adaptation ou d'apprentissage. Nous utiliserons également le sigle « EHDA » pour les décrire.

17. Comprend, entre autres, les écoles des hôpitaux et des centres de réadaptation.

18. Compilation de renseignements transmis par la Direction de la méthodologie et des études du MEES faite par l'ISQ (fichier d'avril 2017).

Encadré 2.2

Les enfants handicapés ou en difficulté d'adaptation ou d'apprentissage (EHDA) dans l'enquête

On demandait à l'enseignante ou à l'enseignant de valider l'information fournie par le MEES en cochant « EHDA (avec code) » si l'enfant était reconnu comme tel, et de se référer au guide pour le personnel enseignant si nécessaire. Selon le guide, les enfants reconnus HDAA ont besoin d'une aide spéciale ou d'un service particulier en raison de la présence d'un handicap ou de troubles graves de comportement, et sont identifiés au MEES par l'un des codes de difficulté suivants (MELS, 2007) :

- Élève présentant des troubles graves du comportement (14);
- Élève handicapé :
 - déficiência intellectuelle profonde (23);
 - déficiência intellectuelle moyenne à sévère (24);
 - déficiência motrice légère ou organique (33);
 - déficiência langagière (34);
 - déficiência motrice grave (36);
 - déficiência visuelle (42);
 - déficiência auditive (44);
 - troubles du spectre de l'autisme¹⁹ (50);
 - troubles relevant de la psychopathologie (53);
 - déficiência atypique (99).

Pour les autres enfants, l'enseignante ou l'enseignant devait cocher « DAA (sans code) » si l'enfant bénéficie d'un plan d'intervention et est considéré comme étant un ou une :

- Élève en difficulté d'apprentissage;
- Élève présentant des troubles du comportement.

En 2012, la catégorie « DAA (sans code) » n'était pas offerte dans les choix de réponse. La nuance a été apportée en 2017 afin de distinguer ces enfants des enfants « à risque » et des enfants HDAA (avec code). Les « DAA » sont plutôt considérés comme des enfants à risque et, par conséquent, doivent être inclus dans la population d'analyse. Les « DAA » représentent 1 918 enfants en 2017. En 2012, des enseignantes et des enseignants ont pu classer ces enfants dans la catégorie « EHDA »; ainsi, quelques enfants auraient été exclus, alors qu'ils n'auraient pas dû l'être.

2.2.2 Base de sondage et construction du fichier de population

La base de sondage utilisée a été construite à partir d'informations issues des systèmes administratifs du ministère de l'Éducation et de l'Enseignement supérieur (MEES). Les renseignements transmis à l'ISQ comprennent, entre autres, divers renseignements nominaux sur les commissions scolaires, les écoles²⁰ et les enfants²¹. Comme les renseignements contenus dans les fichiers du MEES sont mis à jour de façon continue pendant l'année scolaire, deux extractions ont été faites, soit une en décembre 2016, qui a servi de base de sondage à partir de laquelle la collecte a débuté, et une autre en avril 2017, qui a contribué à établir la population de référence constituant le fichier de population à utiliser pour les étapes suivantes du traitement des données et le calcul des taux de réponse.

19. Aussi appelés « troubles envahissants du développement ».

20. Comme les coordonnées des commissions scolaires et des écoles, la langue d'enseignement de l'école, le réseau d'enseignement, etc.

21. Comme le nom, le prénom, l'âge, le sexe, la langue maternelle, le code postal, le code de difficulté d'un EHDA, etc.

Le fichier de population est donc constitué de la liste des enfants inscrits à la maternelle 5 ans à temps plein et présents dans le fichier du MEES en avril 2017, mise à jour avec les renseignements recueillis lors de la collecte de données²². Ainsi, certains enfants, présents dans le fichier du MEES de décembre et au moment de la collecte, ne figuraient plus dans le fichier du MEES d'avril. Ces enfants ont tout de même été conservés dans le fichier de population puisqu'ils fréquentaient la maternelle au moment de la collecte. De même, certains enfants, ajoutés par les enseignantes et les enseignants, n'apparaissaient pas encore dans le fichier du MEES d'avril. Ces enfants ont également été considérés comme faisant partie de la population visée et les renseignements relatifs à ceux-ci ont été conservés dans le fichier de population. Ainsi, pour toutes les écoles et les classes répondantes, la liste d'enfants est celle validée par les enseignantes et les enseignants lors de la collecte. Par contre, pour les écoles et les classes non répondantes, la liste d'enfants est celle provenant du fichier du MEES d'avril. À la suite de ce travail, le fichier de population contenait 87 939 enfants admissibles à l'enquête. Le nombre d'écoles et d'enfants par région administrative de l'école est présenté plus loin, soit dans la section portant sur les résultats de collecte (section 2.3.2). Les enfants admissibles à l'enquête sont plus nombreux que lors de l'édition de 2012, alors qu'ils étaient 79 956.

L'utilisation de l'information provenant du MEES dans la construction de la base de sondage initiale et dans le fichier de population garantit une bonne couverture de la population visée et des renseignements de qualité sur les écoles et les enfants. Une variable donnant la classe de chaque enfant est même disponible pour les écoles publiques, ce qui a grandement facilité le travail lors de la collecte. Il est toutefois impossible d'avoir une base de sondage qui couvre parfaitement la population visée puisque les renseignements changent dans le temps (arrivées et départs d'enfants, changements d'école, etc.). Donc, malgré un travail très important pour éviter qu'un même enfant n'apparaisse dans deux écoles dans le fichier de population, il est possible qu'une telle situation se soit produite. De même, il est possible que des enfants récemment arrivés n'aient pas été ajoutés ou que des enfants devenus inadmissibles n'aient pas été identifiés, surtout dans les classes non répondantes. Cependant, comme ces cas devraient être très peu nombreux, il est réaliste de croire qu'une telle erreur de couverture aura une incidence négligeable sur les estimations produites.

2.3 Collecte des données

2.3.1 Stratégie de collecte

En juillet 2016, le MEES a envoyé une lettre aux commissions scolaires, aux associations et aux syndicats afin de les informer de la tenue de l'enquête. En novembre 2016, l'ISQ a communiqué en premier lieu avec les commissions scolaires et les écoles privées par la poste. L'envoi comprenait : une lettre dans laquelle le contexte général de l'enquête était expliqué, un document d'information qui présentait le déroulement de l'enquête, une note concernant les modalités de paiement du montant pour compenser les coûts de remplacement des enseignantes et des enseignants (afin de leur permettre d'être libérés pour remplir les questionnaires) et un formulaire de consentement autorisant l'ISQ à transmettre les données aux partenaires québécois de l'enquête et à l'OCCS ainsi qu'à jumeler les données avec certains renseignements des fichiers administratifs du MEES et avec les informations recueillies auprès des parents d'enfants sélectionnés pour les enquêtes satellites (Étude Passe-Partout et EQPPEM).

En décembre 2016, l'ISQ a envoyé une lettre aux écoles publiques. Cette lettre, adressée aux directrices et aux directeurs d'écoles, visait à présenter l'enquête et son contexte. Ils ont aussi reçu la note sur les modalités de paiement du montant pour compenser les coûts de remplacement des enseignantes et des enseignants.

22. Pour plus d'information sur le processus de collecte, voir la section 2.3.1.

Le 25 janvier 2017, une équipe de cinq intervieweurs a commencé à téléphoner aux directions des écoles pour recueillir et valider les informations concernant chaque classe de maternelle 5 ans (le nom et le courriel de l'enseignante ou l'enseignant, le nombre d'enfants, la proportion d'enfants HDAA²³, etc.).

Pour les écoles privées²⁴, dont les numéros de classe n'étaient pas disponibles dans le fichier du MEES, il fallait d'abord répartir les enfants dans les classes avec l'aide de la directrice ou du directeur ou d'une autre personne responsable, et ensuite passer à l'étape de validation des renseignements.

Une fois les informations recueillies et la liste des classes validée, les listes d'enfants étaient intégrées dans les questionnaires électroniques et ensuite rendues disponibles sur le site Web sécurisé pour la collecte. Une trousse destinée au personnel enseignant, comprenant les documents pour les enseignantes et les enseignants et les parents des enfants à la maternelle, était alors acheminée à l'école. Chaque enfant apportait à la maison une lettre d'information et un dépliant promotionnel remis par l'enseignante ou l'enseignant. La lettre contenait un coupon-réponse que le parent devait signer et retourner à l'école s'il refusait qu'un questionnaire concernant son enfant soit rempli, auquel cas l'enseignante ou l'enseignant consignait le refus dans le questionnaire de l'enfant.

L'enseignante ou l'enseignant devait se rendre sur le site Web de l'enquête pour remplir un questionnaire pour chaque enfant de sa classe. Pour ce faire, un code d'utilisateur et un mot de passe personnel ont été transmis aux enseignantes et aux enseignants. À la demande de l'enseignante ou de l'enseignant, des questionnaires papier pouvaient être envoyés à l'école; toutefois, cette situation s'est avérée très peu fréquente puisque seulement 0,4 % des questionnaires ont été remplis de cette façon, comparativement à environ 5 % en 2012²⁵.

Tout au long de la collecte, les intervieweurs étaient disponibles pour répondre aux questions des enseignantes et des enseignants. De plus, afin de s'assurer de la participation de toutes les écoles dans les délais prévus, des rappels ont été faits par courriel en cours de collecte et plusieurs relances ont aussi été effectuées par téléphone. De plus, des bilans faisant état du nombre d'écoles selon le statut d'avancement de la collecte (non débutée, en cours, terminée) ont été remis à trois moments en cours de collecte aux commissions scolaires et aux partenaires de l'enquête. L'ensemble des questionnaires ont été remplis entre février et mai 2017.

2.3.2 Taux de réponse

En 2017, l'ensemble des 70 commissions scolaires visées par l'enquête ont participé. Parmi les 1 985 écoles primaires offrant un programme préscolaire à 5 ans²⁶, 90 se sont avérées inadmissibles, principalement parce qu'il s'agissait d'écoles spécialisées ou parce qu'elles n'avaient pas d'enfants à la maternelle 5 ans en 2016-2017.

23. La proportion d'enfants HDAA permet de déterminer s'il s'agit d'une classe à exclure de la population visée ou non.

24. Quelques écoles publiques ont aussi dû passer par cette étape puisque les classes présentes dans le fichier du MEES étaient incorrectes.

25. Comme ce fut le cas en 2012, les questionnaires papier reçus ont été saisis par le personnel de l'ISQ à l'aide du questionnaire Web lui-même. Une simple saisie a été effectuée.

26. Source : Outil de recherche sur les organismes scolaires, Gestion du dossier sur les organismes (GDUNO) du ministère de l'Éducation et de l'Enseignement supérieur, accessible en ligne à l'adresse suivante :

prod.education.gouv.qc.ca/gdunoirecherche/rechercheOrganisme.do?methode=rechercheBase&typeRecherche=base.

Parmi les 1 895 écoles admissibles, 1 878 ont participé à l'enquête, et le taux de réponse pondéré²⁷ des écoles est de 99,7 %. Le taux de réponse pondéré par région administrative est présenté au tableau 2.2. Notons que pour 10 régions, c'est l'ensemble des écoles qui a participé. Chez les écoles participantes, on dénombre au total 5 217 classes admissibles. En tout, 5 178 enseignantes et enseignants de ces classes ont rempli leurs questionnaires (taux de réponse pondéré²⁸ de 99,2 %). Ici encore, le taux de réponse atteint 100 % dans plusieurs régions. Les taux de réponse pondérés des enseignantes et des enseignants par région administrative sont aussi présentés au tableau 2.2. Malgré les efforts de relance, certaines écoles ou certains enseignants n'ont pas participé à l'enquête dans les délais prescrits. Contrairement à l'édition 2012 de l'EQDEM dont la participation était volontaire, l'édition 2017 revêtait un caractère obligatoire, qui avait été conféré par l'ISQ en vertu de la Loi sur l'Institut de la statistique du Québec²⁹, et ce, afin de permettre, pour un plus grand nombre de territoires possible, une comparaison entre les deux cycles d'enquête. Le caractère obligatoire de l'enquête a eu une incidence positive importante sur les taux de réponse des écoles et du personnel enseignant si on les compare avec ceux obtenus lors de l'EQDEM 2012; ces taux pondérés étaient alors respectivement de 88,8 % et 95,9 %, pour une participation volontaire.

Enfin, dans les classes où les enseignantes et les enseignants ont répondu à l'enquête, il subsiste de la non-réponse à l'échelle des enfants : il s'agit du seul niveau de contact où le caractère obligatoire de l'enquête n'était pas appliqué. Ainsi, on trouve 3 275 refus des parents, ce qui représente 3,8 % des enfants des classes répondantes, tout comme en 2012. On trouve aussi des questionnaires qui contiennent trop de valeurs manquantes pour être considérés comme valides ou qui concernent des enfants présents dans la classe depuis moins d'un mois³⁰. La proportion d'enfants pour lesquels le questionnaire a été rempli dans les classes répondantes est présentée au tableau 2.3. Pour l'ensemble du Québec, cette proportion est de 95,8 %, ce qui est semblable à ce qui avait été obtenu en 2012 (95,4 %).

Le taux de réponse global peut être obtenu en multipliant les taux de réponse des écoles, du personnel enseignant et à l'échelle des enfants, ou encore simplement en calculant le ratio entre le nombre d'enfants dont le questionnaire a été rempli et le nombre total d'enfants admissibles. Pour l'ensemble du Québec, ce taux de réponse est de 94,8 %, ce qui correspond à 83 335 questionnaires remplis (tableau 2.4). Ce taux est plus élevé que le taux global obtenu en 2012, qui était de 81,3 %. Les taux de réponse par région administrative dépassent les 90 % partout, ce qui n'était pas le cas en 2012 alors que certaines régions, comme Laval, Lanaudière et le Centre-du-Québec présentaient des taux inférieurs à 65 %.

27. Il s'agit du ratio entre le nombre d'enfants dans les écoles participantes et le nombre total d'enfants admissibles.

28. Il s'agit du ratio entre le nombre d'enfants dans les classes répondantes et le nombre total d'enfants dans les écoles participantes.

29. L'enquête n'a été déclarée obligatoire que pour les établissements d'enseignement.

30. Pour bien évaluer l'enfant, l'enseignante ou l'enseignant doit le connaître depuis au moins un mois. C'est une condition de l'utilisation de l'IMDPE.

Tableau 2.2

Taux de réponse pondérés des écoles et du personnel enseignant à la maternelle selon la région administrative de l'école, Québec, 2017

Région administrative de l'école	Nombre d'écoles admissibles	Nombre d'écoles participantes	Taux de réponse des écoles ¹ (%)	Nombre de classes dans les écoles participantes	Nombre d'enseignantes et d'enseignants répondants	Taux de réponse des enseignantes et des enseignants ² (%)
Bas-Saint-Laurent	65	65	100,0	134	134	100,0
Saguenay-Lac-Saint-Jean	83	83	100,0	171	171	100,0
Capitale-Nationale	130	130	100,0	452	451	99,9
Mauricie	61	61	100,0	142	142	100,0
Estrie	102	102	100,0	210	205	97,3
Montréal	361	353	99,1	1 217	1 207	99,3
Outaouais	88	87	99,9	259	258	99,6
Abitibi-Témiscamingue	56	56	100,0	105	105	100,0
Côte-Nord	48	47	99,9	69	69	100,0
Nord-du-Québec ³	9	9	100,0	13	13	100,0
Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine	46	44	96,0	59	59	100,0
Chaudière-Appalaches	121	121	100,0	296	296	100,0
Laval	69	67	99,3	254	252	99,3
Lanaudière	102	102	100,0	328	324	98,7
Laurentides	129	128	99,8	362	356	98,3
Montréal	349	349	100,0	986	982	99,6
Centre-du-Québec	76	74	99,1	160	154	95,8
Ensemble du Québec	1 895	1 878	99,7	5 217	5 178	99,2

1. Il s'agit du ratio entre le nombre d'enfants dans les écoles participantes et le nombre total d'enfants admissibles.

2. Il s'agit du ratio entre le nombre d'enfants dans les classes répondantes et le nombre total d'enfants dans les écoles participantes.

3. Les enfants des commissions scolaires crie et Kativik sont exclus.

Source : Institut de la statistique du Québec, *Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2017*.

Tableau 2.3

Nombre d'enfants dans les classes répondantes et proportion de questionnaires remplis selon la région administrative de l'école, Québec, 2017

Région administrative de l'école	Nombre d'enfants dans les classes répondantes	Nombre de questionnaires remplis	Proportion de questionnaires remplis (%)
Bas-Saint-Laurent	1 954	1 893	96,9
Saguenay–Lac-Saint-Jean	2 837	2 743	96,7
Capitale-Nationale	7 780	7 571	97,3
Mauricie	2 410	2 316	96,1
Estrie	3 300	3 153	95,5
Montréal	20 222	18 924	93,6
Outaouais	4 448	4 296	96,6
Abitibi-Témiscamingue	1 643	1 599	97,3
Côte-Nord	863	836	96,9
Nord-du-Québec ¹	177	175	98,9
Gaspésie–Îles-de-la-Madeleine	696	680	97,7
Chaudière-Appalaches	4 790	4 683	97,8
Laval	4 397	4 135	94,0
Lanaudière	5 551	5 328	96,0
Laurentides	6 221	5 994	96,4
Montérégie	17 132	16 533	96,5
Centre-du-Québec	2 563	2 476	96,6
Ensemble du Québec	86 984	83 335	95,8

1. Les enfants des commissions scolaires crie et Kativik sont exclus.

Source : Institut de la statistique du Québec, *Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2017*.

Tableau 2.4

Taux de réponse global selon la région administrative de l'école, Québec, 2017

Région administrative de l'école	Nombre d'enfants admissibles	Nombre de questionnaires remplis	Taux de réponse global ² (%)
Bas-Saint-Laurent	1 954	1 893	96,9
Saguenay–Lac-Saint-Jean	2 837	2 743	96,7
Capitale-Nationale	7 790	7 571	97,2
Mauricie	2 410	2 316	96,1
Estrie	3 393	3 153	92,9
Montréal	20 556	18 924	92,1
Outaouais	4 469	4 296	96,1
Abitibi-Témiscamingue	1 643	1 599	97,3
Côte-Nord	864	836	96,8
Nord-du-Québec ¹	177	175	98,9
Gaspésie–Îles-de-la-Madeleine	725	680	93,8
Chaudière-Appalaches	4 790	4 683	97,8
Laval	4 462	4 135	92,7
Lanaudière	5 622	5 328	94,8
Laurentides	6 342	5 994	94,5
Montérégie	17 205	16 533	96,1
Centre-du-Québec	2 700	2 476	91,7
Ensemble du Québec	87 939	83 335	94,8

1. Les enfants des commissions scolaires crie et Kativik sont exclus.

2. Il s'agit du ratio entre le nombre d'enfants dont le questionnaire a été rempli et le nombre total d'enfants admissibles.

Source : Institut de la statistique du Québec, *Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2017*.

Les taux de réponse varient selon les régions administratives, tout comme lorsqu'on les regarde selon le réseau d'enseignement. Ainsi, on peut voir aux tableaux 2.5 et 2.6 que les taux de réponse sont plus faibles dans les écoles privées que dans les écoles publiques (88 % c. 95 %). Toutefois, l'écart est moins grand que celui obtenu en 2012 (53 % c. 83 %). Notons qu'en 2017, les régions de Laval et du Centre-du-Québec affichent des taux de réponse des écoles privées inférieurs à 80 % (données non présentées).

Tableau 2.5

Taux de réponse pondérés des écoles et du personnel enseignant à la maternelle selon le réseau d'enseignement, Québec, 2017

Réseau d'enseignement	Nombre d'écoles admissibles	Nombre d'écoles participantes	Taux de réponse des écoles ¹ (%)	Nombre d'enseignantes et d'enseignants répondants	Taux de réponse des enseignantes et des enseignants ² (%)
Public	1 748	1 743	99,9	4 899	99,3
Privé	147	135	95,5	279	99,2
Ensemble du Québec	1 895	1 878	99,7	5 178	99,2

1. Il s'agit du ratio entre le nombre d'enfants dans les écoles participantes et le nombre total d'enfants admissibles.

2. Il s'agit du ratio entre le nombre d'enfants dans les classes répondantes et le nombre total d'enfants dans les écoles participantes.

Source : Institut de la statistique du Québec, *Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2017*.

Tableau 2.6

Nombre et proportion de questionnaires remplis dans les classes répondantes et taux de réponse global selon le réseau d'enseignement, Québec, 2017

Réseau d'enseignement	Nombre de questionnaires remplis	Proportion de questionnaires remplis (%)	Taux de réponse global ¹ (%)
Public	78 592	96,0	95,2
Privé	4 743	93,2	88,3
Ensemble du Québec	83 335	95,8	94,8

1. Il s'agit du ratio entre le nombre d'enfants dont le questionnaire a été rempli et le nombre total d'enfants admissibles.

Source : Institut de la statistique du Québec, *Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2017*.

Rappelons que des questionnaires ont été remplis pour les enfants HDAA inscrits dans les classes ordinaires puisque ces derniers sont visés par l'enquête. Les nombres de questionnaires remplis présentés dans les tableaux précédents incluent ces enfants. Parmi les enfants pour lesquels un questionnaire a été rempli, 1 963 étaient des enfants HDAA (2,4 %). Cependant, comme mentionné plus tôt, les résultats tirés du fichier d'analyse excluent les enfants avec un code d'EHDAA et portent donc sur 81 372 enfants. La répartition de ces enfants par région administrative de l'école est présentée au tableau 2.7. Comme les enfants HDAA sont peu nombreux, les taux de réponse seraient très semblables si on les calculait en excluant ces enfants. La proportion d'enfants HDAA dans les classes ordinaires exclus des analyses est légèrement inférieure à celle observée dans l'EQDEM 2012, qui était de 2,9 %. Une partie de cette diminution est possiblement liée à la modification apportée à la question visant à identifier les enfants HDAA posée aux enseignantes et aux enseignants afin de la rendre plus claire et ainsi éviter d'exclure des enfants qui ne devraient pas l'être. Afin de s'assurer que les différences observées dans les résultats sur la vulnérabilité entre 2012 et 2017 ne sont pas causées par la différence entre les proportions d'enfants HDAA exclus des analyses, certaines analyses qui tiennent compte de l'ensemble des enfants admissibles en 2012 et 2017 (incluant les enfants HDAA) ont été faites et les conclusions demeurent inchangées.

Tableau 2.7

Nombre de questionnaires remplis en excluant les enfants avec un code d'EHDAA selon la région administrative de l'école, Québec, 2017

Région administrative de l'école	Nombre de questionnaires remplis en excluant les EHDAA
Bas-Saint-Laurent	1 824
Saguenay–Lac-Saint-Jean	2 677
Capitale-Nationale	7 369
Mauricie	2 249
Estrie	3 081
Montréal	18 671
Outaouais	4 144
Abitibi-Témiscamingue	1 543
Côte-Nord	809
Nord-du-Québec ¹	169
Gaspésie–Îles-de-la-Madeleine	658
Chaudière-Appalaches	4 552
Laval	4 025
Lanaudière	5 158
Laurentides	5 869
Montérégie	16 151
Centre-du-Québec	2 423
Ensemble du Québec	81 372

1. Les enfants des commissions scolaires crie et Kativik sont exclus.

Source : Institut de la statistique du Québec, *Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2017*.

2.4 Traitement des données

2.4.1 Validation

Le recours au questionnaire Web permet non seulement une transmission rapide des données à l'ISQ, mais également une meilleure qualité des données. D'abord, les erreurs de saisie sont minimisées, puisque la presque totalité des choix de réponse étaient codés automatiquement lorsque l'enseignante ou l'enseignant choisissait ses réponses.

Le fichier de l'EQDEM a malgré tout nécessité plusieurs étapes de validation, tant pour s'assurer de la meilleure qualité possible de la base de sondage que pour valider le contenu des questionnaires remplis. À titre d'exemple, une validation des codes permanents de tous les enfants ajoutés par les enseignantes et les enseignants a été nécessaire pour s'assurer que ces enfants n'étaient pas comptés en double dans le fichier.

Lors de la collecte, en plus de répondre aux questions, l'enseignante ou l'enseignant pouvait inscrire des commentaires ou des précisions. L'examen de ces informations a entraîné la correction de certaines réponses.

De plus, plusieurs validations ont été effectuées afin de vérifier principalement la cohérence des réponses d'un même questionnaire et ont servi à relever quelques erreurs et à recoder certaines réponses. Le statut d'enfant HDAA de chaque enfant a aussi été validé. Un enfant est considéré comme un EHDAA avec un

code si le fichier administratif du MEES en fait mention ou si l'enseignante ou l'enseignant le désigne comme tel dans le questionnaire. Lors de la validation, la codification des réponses aux questions permettant de distinguer la non-réponse partielle de la non-réponse due au fait que la situation ne s'appliquait pas a également été vérifiée. En outre, des catégories supplémentaires ont été créées à la suite de l'examen des réponses à la question ouverte demandant de préciser le type de ressource professionnelle non enseignante qui a fourni à l'école un service à l'enfant (question 4i de la section E). Certains types de professionnels étaient mentionnés fréquemment par les enseignantes et les enseignants, de sorte qu'il était pertinent de créer de nouvelles catégories. Il faut noter, par contre, que les estimations liées à ces professionnels sont vraisemblablement sous-estimées, puisque ces choix n'étaient pas offerts d'emblée et que certaines enseignantes et certains enseignants peuvent avoir omis de nommer dans « autres » ces types de professionnels.

Enfin, comme cette enquête vise à produire des estimations à une échelle géographique plus fine (RLS, MRC, CLSC), une validation en profondeur des codes postaux des enfants a été effectuée afin de s'assurer que chacun était classé dans le bon territoire.

Les quelques enfants qui habitent dans la région sociosanitaire des Terres-Cries-de-la-Baie-James (région non visée par l'enquête), mais qui fréquentent une école de la région sociosanitaire du Nord-du-Québec, ont été inclus dans l'enquête. Toutefois, à cause de l'effectif réduit, leur région sociosanitaire de résidence a été changée pour la région de l'école pour les besoins d'analyse.

Pour la très grande majorité des enfants, les informations sur la fréquentation ou non de la maternelle 4 ans temps plein en milieu défavorisé ou à demi-temps et sur la participation ou non au programme Passe-Partout présentes dans le fichier du MEES étaient pré-intégrées dans le questionnaire et l'enseignante ou l'enseignant n'avait donc pas à fournir ces informations. Il ou elle devait toutefois le faire pour tous les enfants qu'il ou qu'elle ajoutait à sa classe. Lorsque les informations ainsi recueillies pour les enfants ajoutés ont été comparées avec celles de la version d'avril du fichier du MEES, plusieurs incohérences ont été remarquées, ce qui porte à croire que l'enseignante ou l'enseignant n'est pas toujours bien informé du parcours préscolaire de l'enfant. Il a donc été décidé qu'on utiliserait l'information du fichier du MEES dans tous les cas où elle était disponible. Pour les cas où elle ne l'était pas (environ 0,4 % des enfants dont le questionnaire a été rempli), la réponse de l'enseignante ou de l'enseignant a été conservée.

2.4.2 Pondération

La pondération consiste à attribuer à chaque enfant, pour qui un questionnaire a été rempli par l'enseignante ou l'enseignant, une valeur, c'est-à-dire un poids, qui correspond au nombre d'enfants qu'il « représente » dans la population. La pondération est essentielle pour rapporter les données des répondants à la population visée et ainsi faire des inférences adéquates à cette population, puisque cette dernière n'a pas été observée dans sa totalité en raison de la non-réponse. Cette non-réponse peut survenir à différents moments du processus de collecte parce que l'EQDEM a plusieurs niveaux de contact, soit les commissions scolaires, les écoles, le personnel enseignant et les parents. De plus, dans tout type d'enquête, la probabilité de répondre varie selon plusieurs caractéristiques sociodémographiques; ces éléments doivent dès lors être intégrés à la pondération. La pondération est également un des éléments à considérer pour estimer correctement la précision des données.

La stratégie de pondération qui a été établie par l'ISQ pour cette enquête tient compte d'un ajustement de la non-réponse totale et d'un ajustement aux totaux de population par RLS, sexe, réseau et langue d'enseignement.

Dans l'EQDEM 2017, la non-réponse est principalement observée à l'échelle des enfants, bien qu'il y en ait une légère à l'échelle des écoles et du personnel enseignant. Il a donc été convenu de traiter toute la non-

réponse en une seule étape d'ajustement. Ainsi, les enfants répondants, c'est-à-dire ceux pour lesquels le questionnaire a été rempli, doivent « représenter » ceux pour qui ce n'est pas le cas.

Cette analyse exige tout d'abord de déterminer les variables ou caractéristiques selon lesquelles la probabilité d'avoir un questionnaire rempli pourrait varier. Parmi ces variables, celles qui sont associées aux variables d'analyse (en plus d'être associées au statut de réponse) devraient être privilégiées. Plusieurs groupes de pondération, c'est-à-dire des groupes d'enfants présentant des caractéristiques et des proportions de répondants semblables, ont ainsi été construits. C'est la méthode du score qui a permis de déterminer les groupes de pondération. Cette méthode consiste à faire une régression logistique pour modéliser une variable dichotomique indiquant si le questionnaire est rempli ou non selon les variables. Deux modèles de régression logistique ont été construits, soit un pour les 544 enfants qui ont été ajoutés par les enseignantes et les enseignants, mais qui n'apparaissent pas dans le fichier du MEES (pour lesquels seulement un sous-ensemble de variables peut être utilisé), et un autre pour tous les autres enfants³¹. Les valeurs prédites de ces régressions logistiques sont ensuite regroupées au moyen de méthodes de classification pour constituer les groupes de pondération³². L'ajustement s'effectue donc à l'intérieur de chacun de ces groupes : le poids des enfants pour lesquels le questionnaire a été rempli correspond à l'inverse du taux de réponse dans le groupe de pondération³³.

La dernière étape de la pondération est la poststratification. Cet ajustement permet de s'assurer que la somme des poids de tous les répondants de l'enquête correspond bien à la population des enfants à la maternelle visée par l'enquête, et ce, par poststrates. Puisque l'EQDEM est une enquête de type recensement, la population de référence correspond à l'ensemble des enfants présents dans le fichier de population. Les poststrates sont déterminées par le croisement entre le RLS, le sexe, le réseau d'enseignement (public et privé) et la langue d'enseignement³⁴. Soulignons toutefois que dans plusieurs cas, il n'a pas été possible de tenir compte de toutes ces variables parce que la taille de population est trop petite. Il a alors fallu regrouper des poststrates à l'intérieur d'un RLS. Par exemple, l'ajustement peut se faire pour le réseau d'enseignement, sans tenir compte du sexe et de la langue d'enseignement. Dans quelques cas, il a été nécessaire de regrouper les poststrates de plus d'un RLS. Un total de 304 poststrates ont ainsi été utilisées pour ajuster les poids.

Toutefois, même en regroupant des poststrates, on retrouve toujours des enfants avec des poids inférieurs à l'unité. Ces poids sont remis à l'unité, afin que chaque enfant se représente minimalement lui-même, et les poids des autres enfants de la poststrate sont réajustés pour que la somme des poids de tous les enfants ayant un questionnaire rempli dans la poststrate corresponde au total de la population dans cette poststrate.

2.4.3 Analyse de la non-réponse partielle

Outre la non-réponse totale compensée par la pondération, il existe un autre type de non-réponse, soit celle associée à une question précise, appelée non-réponse partielle. Le taux de non-réponse partielle se définit comme le rapport entre le nombre pondéré d'enfants pour lesquels aucune réponse n'a été fournie à la question et le nombre pondéré d'enfants admissibles à la question.

31. Les variables retenues dans ce modèle sont : la région sociosanitaire, le réseau d'enseignement, l'indice de défavorisation matérielle en quintiles, le nombre de parents inscrits dans le fichier du MEES, un indicateur de la présence d'un plan d'intervention au MEES, la langue d'enseignement de l'école, la langue maternelle de l'enfant, le lieu de naissance des parents ainsi qu'une variable indiquant si l'enfant a participé au programme Passe-Partout l'année précédente et s'il fréquente une des écoles visées par l'enquête satellite portant sur l'évaluation de ce programme.

32. Pour plus de détails sur la méthode du score, veuillez consulter Haziza et Beaumont, 2007 et Eltinge et Yansaneh, 1997.

33. Pour la région sociosanitaire du Nord-du-Québec, comme il y avait très peu de questionnaires non remplis, aucun ajustement n'a été fait à cette étape. Le seul ajustement aux poids provient de la poststratification.

34. La langue d'enseignement a été utilisée dans la poststratification seulement pour les régions sociosanitaires de la Capitale-Nationale, de l'Estrie, de Montréal, de l'Outaouais, de la Chaudière-Appalaches, de Laval, de Lanaudière, des Laurentides et de la Montérégie.

La non-réponse partielle peut entraîner des biais dans les estimations si les enfants pour lesquels aucune réponse n'a été fournie à la question (non-répondants) présentent des caractéristiques différentes de celles des enfants pour lesquels la réponse est disponible (répondants). Plus la proportion de non-réponse partielle est élevée, plus le risque de biais est grand. En général, lorsqu'on analyse des données d'enquête, il est raisonnable de faire l'hypothèse que, pour une non-réponse partielle inférieure à 5 % dans l'ensemble du Québec, les risques de biais sont plutôt faibles. De façon générale, la non-réponse partielle est peu élevée dans l'EQDEM; le risque que des biais importants relatifs à la précision des estimations soient associés à la non-réponse partielle est donc assez faible.

Les variables qui présentent une non-réponse partielle supérieure à 5 % sont : les variables touchant les habiletés particulières en musique (20 %), en athlétisme et en danse (15 %), en résolution de problèmes (9 %) et dans d'autres domaines (24 %); le délai depuis l'arrivée au Canada pour les immigrants (31 %); l'indicateur de la fréquentation régulière d'un service de garde avant la maternelle (15 %); et la liste de situations suivantes : tente d'arrêter une querelle/dispute (6,6 %), invite ceux qui regardent à participer (5,1 %), vient en aide aux enfants qui ne se sentent pas bien (5,1 %) et a de la peine quand son parent le quitte (7,1 %).

Pour ces variables dont la non-réponse s'avérerait importante, une analyse comparative des caractéristiques des répondants et des non-répondants a été effectuée afin de tenir compte du biais dans l'interprétation des résultats. Ces analyses ont révélé que le biais était négligeable pour la majorité des variables affectées par une non-réponse partielle supérieure à 5 %. Toutefois, certaines variables font exception. Ainsi, pour 14,9 % des enfants, l'enseignante ou l'enseignant ignorait si l'enfant avait fréquenté un service de garde avant l'entrée à la maternelle. Pour cette variable, la non-réponse partielle est caractérisée par la langue maternelle de l'enfant et son lieu de naissance. L'écart observé entre la répartition globale de cette variable sans les non-répondants partiels et avec les non-répondants partiels redistribués suivant leur langue maternelle ou leur lieu de naissance indique un biais assez petit, mais non négligeable³⁵, dans l'estimation de la variable d'analyse. La proportion d'enfants ayant fréquenté régulièrement un service de garde avant d'entrer à la maternelle est légèrement surestimée, puisque la non-réponse partielle est plus importante chez les enfants n'ayant pas le français comme langue que chez ceux ayant le français comme langue maternelle (seul ou avec une autre langue), et parce que ces derniers ont fréquenté un service de garde dans une proportion plus élevée que les enfants n'ayant pas le français comme langue maternelle.

La non-réponse partielle peut avoir un effet sur le calcul des scores de vulnérabilité par domaine de l'IMDPE (voir la section 2.1.2 du rapport de l'EQDEM). En effet, dans la construction des scores pour chaque domaine, plusieurs questions sont nécessaires et dans chaque cas, un nombre maximum de valeurs manquantes est toléré. Dans le cas où un questionnaire présente un nombre de valeurs manquantes supérieur à la limite fixée, le score n'est pas calculé et on lui attribue une valeur manquante pour le domaine concerné. Pour qu'un score global soit calculé et qu'un questionnaire soit considéré comme valide, il ne peut y avoir plus d'un domaine dont le score est manquant. Lorsque l'on calcule le nombre de domaines pour lesquels l'enfant est vulnérable, une valeur manquante dans un domaine donné est traitée comme si l'enfant n'était pas vulnérable dans ce domaine. Cette façon de faire pourrait entraîner une sous-estimation de la proportion d'enfants vulnérables dans au moins un domaine, mais des analyses ont révélé que cette sous-estimation est très faible et peut être considérée comme négligeable.

35. Un biais dans les estimations est considéré comme non négligeable lorsqu'il est important comparativement à la précision de l'estimation. Par exemple, un biais de 1 % pour une estimation dont l'erreur-type est de 10 % peut être considéré comme négligeable. Par contre, par rapport à une erreur-type de 2 %, ce biais de 1 % ne peut pas être considéré comme négligeable.

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 avec une correction pour la non-réponse partielle³⁶.

2.4.4 Imputation du code postal

Comme l'un des objectifs de l'EQDEM est de produire des estimations selon différents découpages géographiques, il est essentiel d'avoir le code postal de tous les enfants pour leur attribuer ces découpages. Pour ce faire, il a fallu procéder à l'imputation de codes postaux lorsque ceux-ci étaient manquants. Les codes postaux manquants étaient imputés à l'aide des codes postaux des enfants de la même école. Les codes postaux ont été imputés par classe d'imputation (l'école) à l'aide de l'imputation aléatoire par donneur (*Hot deck*). L'incidence de cette imputation est très faible puisque celle-ci n'a touché que 34 enfants dont le questionnaire avait été rempli (moins de 1 %).

2.4.5 Précision des estimations

La plupart des analyses effectuées à partir des données de l'EQDEM 2017 sont descriptives et bivariées. On estime la proportion des enfants qui possèdent une caractéristique en divisant la somme des poids des enfants possédant cette caractéristique par la somme des poids de l'ensemble des enfants pour lesquels cette caractéristique a été mesurée, qu'ils la possèdent ou non. Un exemple de calcul pour l'estimation d'un effectif, c'est-à-dire l'estimation du nombre d'enfants qui possèdent une caractéristique, est présenté à l'annexe 3 du guide méthodologique de l'édition 2012 de l'enquête.

Dans toute enquête statistique, les estimations produites comportent des erreurs dues à l'échantillonnage, étant donné que l'on mène l'enquête seulement auprès d'une partie de la population visée. En présence d'un recensement, comme c'est le cas dans l'EQDEM, on pourrait croire que si nous avions eu un taux de réponse de 100 %, les estimations seraient sans erreur d'échantillonnage puisqu'elles portent sur toute la population. Toutefois, ce n'est pas le cas lorsque l'on utilise le concept de superpopulation pour inférer les résultats. On utilise ce concept pour que les enfants recensés dans l'EQDEM soient vus comme un échantillon d'enfants à la maternelle en général. Autrement dit, d'autres enfants auraient pu être à la maternelle lors de la collecte de l'EQDEM et les résultats doivent pouvoir leur être inférés. Par exemple, on souhaite inférer les résultats de l'enquête non seulement aux enfants à la maternelle de l'année 2016-2017, mais aussi à ceux des années proches, dans le but d'atténuer les effets de cohorte. La population visée par l'EQDEM est donc elle-même un échantillon de la population d'intérêt, appelée superpopulation. Les résultats peuvent ainsi s'étendre à tous les enfants ayant des caractéristiques similaires à celles des enfants visés par l'EQDEM (par exemple, tous les enfants d'une même région en âge de fréquenter la maternelle). C'est pour cette raison qu'une variance est associée à toutes les estimations de l'EQDEM, même pour les sous-populations où le taux de réponse est de 100 %. Cette variance est plus importante lorsque les tailles d'échantillon sont petites, par exemple pour de petits découpages géographiques. Cela s'explique par le fait que le nombre et les caractéristiques des enfants peuvent varier davantage d'une année à l'autre sur un petit territoire et que l'on peut faire une estimation indépendante des caractéristiques spécifiques des enfants ayant fait l'objet de l'EQDEM.

Il est donc nécessaire de mesurer la précision de chaque estimation avant d'analyser et d'interpréter des résultats inférés à la population. Dans l'EQDEM 2017, l'estimation de la variance et les tests statistiques sont effectués à l'aide de poids d'autoamorçage, aussi appelés « poids *bootstrap* ». Ainsi, on a créé une série de 500 poids d'autoamorçage, qui ont par la suite été utilisés avec le logiciel SUDAAN³⁷. Pour des informations supplémentaires sur les poids d'autoamorçage, le lecteur est invité à consulter l'annexe 1. Le

36. 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.

37. La méthodologie pour réaliser les tests statistiques (voir section 2.4.6) et calculer les intervalles de confiance a été améliorée entre l'EQDEM 2012 et l'EQDEM 2017. La nouvelle façon de faire nécessite 500 poids d'autoamorçage plutôt que 2 000 comme en 2012.

coefficient de variation (CV), qui permet de mesurer la précision relative d'une estimation, est utilisé pour quantifier l'erreur d'échantillonnage. Le CV s'exprime comme suit :

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

Plus le CV est petit, plus l'estimation est précise. Dans les tableaux et figures, les estimations dont le CV est supérieur à 15 % sont accompagnées d'un symbole dans les publications de l'ISQ.

Soulignons qu'une autre mesure de la précision d'une estimation accompagne les estimations de l'EQDEM diffusées par l'ISQ sur son site Web, soit l'intervalle de confiance (I.C.); plus l'intervalle est court, plus la valeur du paramètre est circonscrite³⁸.

2.4.6 Analyses et tests statistiques

Dans les produits de l'ISQ, en présence d'un croisement entre deux variables du fichier de l'EQDEM, un test global du khi-deux³⁹ est effectué. Ce test permet de voir si une association existe entre la variable analysée et la variable de croisement, correspondant généralement à une caractéristique sociodémographique ou à l'édition de l'enquête pour les comparaisons dans le temps. Lorsque la variable (d'analyse ou de croisement) compte plus de deux catégories et que le test global est significatif au seuil de signification fixé, soit 1 % pour les analyses provinciales et 5 % pour les analyses régionales, des tests d'égalité de proportions sont menés afin de déterminer quelles sont les proportions qui diffèrent significativement⁴⁰. Ces tests sont basés sur une statistique de Wald calculée à partir de la différence des transformations *logit*⁴¹ des proportions estimées. La variance et la covariance de la différence des *logits* sont calculées à l'aide des poids d'autoamorçage. Cette méthode diffère de celle utilisée en 2012⁴². Elle requiert les 500 pondérations d'autoamorçage et peut être utilisée tant pour les comparaisons de données de l'édition 2017 que pour les comparaisons avec les données de l'édition 2012. Notons qu'un écart important entre deux proportions n'est pas nécessairement statistiquement significatif. Tout dépend de la variabilité associée aux estimations. La section 4.1 présente plus de détails sur les tests statistiques disponibles sur le portail de l'Infocentre de santé publique. Le lecteur désirant obtenir de l'information générale sur les tests statistiques, leur utilité et ce qu'ils apportent aux analyses est invité à consulter l'annexe 8 du guide méthodologique de l'édition 2012 de l'enquête.

2.5 Comparabilité

2.5.1 Comparabilité des estimations avec celles de l'EQDEM 2012

La comparabilité entre les éditions 2012 et 2017 de l'EQDEM étant un objectif important de l'enquête, tout a été mis en œuvre pour s'assurer que l'EQDEM 2017 se déroule dans des conditions les plus semblables possible à celles lors de l'EQDEM 2012. Ainsi, le même mode de collecte a été utilisé et le questionnaire a été très peu modifié entre les éditions 2012 et 2017 de l'EQDEM. Les quelques changements apportés au questionnaire ne concernent pas les indicateurs de vulnérabilité. La collecte des données s'est tenue dans la même période de l'année, soit entre février et mai, bien que, comparativement à 2012, une plus grande proportion de questionnaires ont été remplis en février et en mars lors de l'édition de 2017.

38. Pour plus de détails sur la méthode retenue pour construire les intervalles de confiance, qui a changé entre les éditions 2012 et 2017, veuillez consulter la section 3.1.1.

39. Plus précisément, c'est la statistique F (version log-linéaire) correspondant à un ajustement de Satterthwaite du test du khi-deux qui est utilisée.

40. Dans le cas où la variable de croisement est la région administrative, et en présence d'un test global significatif, des tests d'égalité de proportions ont été faits entre chacune des régions et son complémentaire provincial (le reste du Québec).

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

42. On avait utilisé le test empirique basé sur l'intervalle de confiance d'autoamorçage de la différence de deux proportions.

Par ailleurs, comme mentionné à la section 2.3.2, le taux de réponse – qui est un très bon indicateur de qualité lorsque nous sommes dans un contexte de recensement – est largement supérieur en 2017 par rapport à 2012, surtout dans certaines régions. Puisque la majeure partie de la non-réponse en 2012 provenait du refus des écoles de participer, cette non-réponse est survenue en grappe (les enfants fréquentant une même école habitent généralement dans une zone géographique définie et ont souvent des caractéristiques semblables). Par conséquent, une non-réponse importante dans un découpage géographique, surtout si celui-ci est petit, peut entraîner des biais dans les estimations, lesquels subsistent malgré la pondération. En outre, la précision des estimations, qui dépend du nombre de répondants, est moins bonne si le taux de réponse est faible. Bref, les limites des estimations de 2012 peuvent affecter les comparaisons avec les estimations de 2017. Les taux de réponse par découpage géographique de l'EQDEM sont disponibles dans les annexes des guides méthodologiques de 2012 et 2017. Pour 2017, seuls les découpages pour lesquels l'ISQ publie des estimations sont présentés à l'annexe 3; les taux pour les autres découpages sont disponibles à l'Infocentre.

Toujours en lien avec la non-réponse de 2012, une problématique particulière touche la région des Laurentides puisqu'une commission scolaire de cette région avait refusé de participer à l'EQDEM 2012. Cette situation peut s'avérer un enjeu de comparabilité pour les estimations portant sur les divisions géographiques plus fines que la région sociosanitaire. Ainsi, la pondération réalisée en 2012 pour la région des Laurentides visait à représenter le mieux possible tous les enfants de la région, y compris ceux de la commission scolaire non répondante. Dès lors, ce sont les enfants des autres commissions scolaires qui devaient les représenter, ce qui avait pour effet d'entraîner des biais potentiels dans les estimations pour des découpages infrarégionaux. Pour pallier ce problème, une pondération spéciale a été faite afin de produire, pour l'EQDEM 2012, des estimations par RLS en excluant la commission scolaire non répondante et les enfants de deux RLS où il y avait trop peu d'enfants pour lesquels des questionnaires avaient été remplis (la très grande majorité des enfants de ces RLS venaient de la commission scolaire non participante). Cette pondération permet donc d'inférer les résultats à une sous-population de la région des Laurentides, c'est-à-dire aux enfants n'habitant pas dans le RLS des Pays-d'en-Haut ou le RLS des Laurentides et fréquentant une autre commission scolaire que celle des Laurentides. Elle peut aussi servir à faire des comparaisons avec les résultats de l'EQDEM 2017 à une échelle infrarégionale (RLS, MRC et CLSC). Pour ce faire, on doit limiter l'analyse à la population visée commune aux deux éditions de l'enquête. En résumé, un utilisateur ne devrait pas comparer les estimations infrarégionales de 2012 et de 2017 s'il n'a pas accès à la pondération spéciale et s'il ne se limite pas aux sous-populations comparables. Toutefois, pour les commissions scolaires couvrant le territoire de la région des Laurentides (la Commission scolaire de la Seigneurie-des-Mille-Îles, la Commission scolaire de la Rivière-du-Nord, la Commission scolaire des Laurentides, la Commission scolaire Pierre-Neveu et la Commission scolaire Sir-Wilfrid-Laurier), aucune comparaison ne devrait être faite entre 2012 et 2017 puisqu'aucune des pondérations disponibles ne le permet.

Pour déterminer s'il y a une différence significative entre les estimations de 2012 et de 2017, des tests statistiques, tels que décrits à la section 2.4.6, sont réalisés; l'année de l'enquête est alors utilisée comme variable de croisement. Toutefois, comme la méthode de calcul des intervalles de confiance a été améliorée et que les CV sont calculés avec moins de poids d'autoamorçage, les mesures de précision des estimations de 2012 présentées dans les comparaisons avec les estimations de 2017 sont recalculées avec la méthode de 2017. En conséquence, elles pourraient être légèrement différentes de celles diffusées dans le recueil de l'EQDEM 2012; les estimations ponctuelles restent toutefois les mêmes. Rappelons que le seuil recommandé est de 1 % pour les comparaisons à l'échelle nationale et de 5 % pour les comparaisons régionales ou infrarégionales.

2.5.2 Comparabilité des résultats de l'EQDEM 2017 avec d'autres sources de données

L'EQDEM 2017 a été élaborée de manière à permettre des comparaisons avec l'EQDEM 2012. La comparaison avec d'autres enquêtes qui ont utilisé l'IMDPE est aussi théoriquement possible, mais les différences méthodologiques commandent la prudence. D'ailleurs, la comparaison directe entre les résultats de l'EQDEM 2017 et ceux de toute autre enquête qui utilise l'IMDPE n'est pas recommandée puisque la norme permettant de déterminer le seuil de vulnérabilité n'est pas la même. D'autres différences méthodologiques (période de collecte, taux de réponse, standardisation, etc.) doivent aussi être prises en compte.

2.6 Refus de transmission des données opposés par les écoles

Les commissions scolaires et les écoles privées devaient signer un formulaire de consentement pour autoriser l'ISQ à transmettre les données à un tiers. Or, si toutes les commissions scolaires ont accepté cette transmission, quelques écoles privées l'ont refusée. Les questionnaires remplis dans ces écoles peuvent donc être utilisés dans les estimations produites par l'ISQ, mais ne peuvent être inclus dans le fichier de partage transmis à un tiers. Ainsi, les estimations publiées par l'ISQ pourraient différer quelque peu de celles produites par les autres utilisateurs, y compris les données produites par l'Infocentre. Cette situation touche 4 régions administratives, soit Montréal, Laval, les Laurentides et la Montérégie, 17 RLS, 10 MRC et 29 CLSC. À l'échelle des RLS, à titre d'exemple, les estimations de proportions d'enfants dits vulnérables dans chacun des domaines de développement diffèrent de moins de 0,05 % dans la majorité des RLS touchés par des refus de transmission. Il y a toutefois quelques domaines où les différences peuvent atteindre 0,3 %. À l'échelle des CLSC, il y a plus de différences atteignant 0,2 % à 0,3 %. De façon générale, les proportions d'enfants dits vulnérables sont légèrement plus élevées lorsque l'on exclut des estimations les enfants des écoles ayant refusé la transmission.

III. Aspects méthodologiques spécifiques de l'Infocentre

3.1 Mesures de précision supplémentaires

Comme mentionné précédemment, le CV est l'indicateur de précision relative recommandé par l'ISQ pour l'analyse des données de l'EQDEM 2017 et la seule mesure de précision utilisée dans le rapport diffusé par l'ISQ. Par contre, dans le recueil statistique publié sur son site Web, des intervalles de confiance sont présentés, tout comme dans les tableaux produits à l'Infocentre, dans lesquels une autre mesure de précision est disponible : l'erreur-type. Vu que la méthode de calcul des intervalles de confiance a changé depuis l'EQDEM 2012, la présente section y est consacrée.

3.1.1 Intervalle de confiance

L'étendue de l'intervalle de confiance (IC) est l'une des mesures de la précision d'une estimation. Plus l'intervalle est court, plus la valeur du paramètre est circonscrite. L'intervalle de confiance associé à une proportion représente la zone d'incertitude liée à l'estimation. Cette zone d'incertitude est étroitement liée au niveau de confiance choisi. Ainsi, pour une proportion, un intervalle de confiance à un niveau de confiance de 95 % signifie que si on répétait l'enquête 100 fois et qu'à chaque reprise on estimait la proportion et calculait son intervalle de confiance, 95 des 100 intervalles ainsi créés contiendraient la vraie valeur de la proportion dans la population.

Il existe plusieurs types d'intervalles de confiance. Ceux-ci se distinguent par le choix de la loi servant à l'approximation de la distribution de l'estimateur. Les méthodes standard utilisent habituellement la loi normale ou la loi binomiale. Il existe également des méthodes qui permettent de s'affranchir de l'hypothèse selon laquelle les données suivent une loi connue; la méthode basée sur le calcul des centiles de la distribution empirique *bootstrap* est l'une d'elles. Pour plus de détails sur ces méthodes, veuillez consulter le guide méthodologique de l'EQDEM 2012 (ISQ et collab., 2013).

Ces intervalles de confiance, que nous avons appelés « intervalles d'autoamorçage », ont été utilisés dans l'EQDEM 2012, dans le but avoué de rendre possible la production systématique de tests d'égalité des proportions dans les tableaux produits à l'Infocentre sans avoir recours à la méthode comparant deux intervalles de confiance, une méthode reconnue comme étant très conservatrice. Or, le fait de ne pas avoir de fondement théorique connu pour le test d'égalité de deux proportions basé sur cette méthode a récemment poussé l'ISQ à modifier la méthode de construction des intervalles de confiance et des tests statistiques pour ses enquêtes.

Par conséquent, pour les données de l'EQDEM 2017, les intervalles de confiance produits sont basés sur la méthode *logit*-Wald, qui utilise une transformation *logit* de la proportion et génère un intervalle asymétrique. Ces intervalles sont donc cohérents avec le test d'égalité de deux proportions, qui utilise également une transformation *logit* (voir les sections 2.4.6 et 3.4.2). Cet intervalle de niveau $1 - \alpha$ est obtenu de la façon suivante :

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

En utilisant la méthode Delta, on peut démontrer que

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

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

L'intervalle de confiance de la fonction *logit* ($\hat{p}$) est donc délimité par les bornes inférieure et supérieure suivantes :

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

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

Par transformation inverse, les bornes de l'intervalle de confiance pour $\hat{p}$ sont définies comme suit :

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

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

Le niveau de confiance recommandé pour les intervalles produits à l'aide des données de l'EQDEM 2017 est de 99 % pour les estimations à l'échelle nationale et de 95 % pour les estimations régionales ou locales (voir section 3.4.4).

Il est également important de préciser que les intervalles de confiance des estimations de l'EQDEM 2012 n'ont pas été estimés à nouveau selon cette nouvelle méthode dans le contexte d'estimations portant uniquement sur cette édition. En effet, pour une requête effectuée sur le portail de l'Infocentre qui concerne seulement un indicateur de l'EQDEM 2012, les tests statistiques et les intervalles de confiance produits correspondront à ceux utilisés lors de l'édition 2012 (tests d'égalité de deux proportions basés sur la construction d'un intervalle de confiance d'autoamorçage de la différence des proportions et I.C. d'autoamorçage) (voir le guide méthodologique de 2012 pour plus de détails).

En revanche, pour une requête portant sur une comparaison de l'édition 2017 de l'EQDEM avec l'édition précédente, les tests statistiques et les intervalles de confiance accompagnant les estimations de chacune des éditions seront basés sur la méthode retenue lors de cette édition-ci, soit la méthode *logit*-Wald.

Toutefois, si un utilisateur souhaite présenter en parallèle les résultats des deux éditions extraits séparément, il doit faire preuve de vigilance, car les mesures de précision accompagnant ces résultats reposent sur des méthodes différentes; ainsi, les résultats pourraient différer de ceux obtenus par une requête portant sur la comparaison entre 2012 et 2017. Les mesures de précision pourraient en effet différer légèrement, alors que les tests statistiques pourraient mener à des conclusions différentes dans les cas où le seuil observé est très près du seuil de signification.

3.1.2 Erreur-type

Une autre mesure de précision disponible dans les tableaux produits sur le portail de l'Infocentre est l'erreur-type. Celle-ci correspond à la racine carrée de la variance de l'estimateur (proportion ou effectif) et est estimée à l'aide des 500 poids d'autoamorçage fournis dans le fichier de données de l'enquête (voir la section 2.4.5).

3.2 Non-réponse partielle pour les indicateurs de l'Infocentre

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

Pour les estimations régionales ou locales tirées de l'EQDEM 2017, la non-réponse partielle n'a pas fait l'objet d'un examen détaillé. Cette tâche revient donc à l'utilisateur. Ce dernier devra évaluer lui-même si l'incidence de la non-réponse sur les estimations de proportions peut être considérée comme négligeable. Ce n'est pas le cas lorsqu'un écart important est observé dans les taux de non-réponse partielle entre des sous-groupes et que les écarts observés dans les estimations de proportions au sein de ces sous-groupes sont également importants. Aux fins de l'analyse, l'utilisateur peut faire l'hypothèse que l'incidence de la non-réponse partielle à l'échelle régionale est similaire à celle observée à l'échelle nationale, ou encore établir un diagnostic qualitatif de l'incidence de la non-réponse suivant la procédure décrite à l'annexe 2 du guide de 2012. De plus, il est en général raisonnable de faire l'hypothèse qu'une non-réponse partielle inférieure à 10 % à l'échelle régionale ou locale entraîne de faibles risques de biais dans les estimations.

3.2.2 Traitement pour l'estimation des proportions et des effectifs

Des conseils sur les différentes façons de considérer la catégorie de non-réponse partielle pour l'estimation sont présentés à la section 2.3.4 du guide de 2012. À la section 2.3.5 de ce guide sont également données des explications sur le traitement de la non-réponse partielle dans l'estimation du nombre d'élèves possédant une caractéristique donnée.

3.3 Ajustement des proportions selon l'âge ou le sexe

Comme c'était le cas pour l'édition 2012 de l'EQDEM, il est possible de produire des estimations de proportions ajustées selon l'âge par la méthode de standardisation directe pour la présente édition. Ces estimations sont principalement utiles lorsque le phénomène que l'on veut étudier est fortement lié à l'âge et que l'on souhaite avant tout effectuer des comparaisons entre des populations dont les distributions d'âge diffèrent. Ainsi, il est important de mentionner que les proportions ajustées sont perçues comme des mesures synthétiques et ne devraient pas être considérées comme des mesures du fardeau réel observé dans une population. Puisque les méthodes de calcul de ces proportions ajustées de même que les estimations de leurs variances n'ont pas changé depuis la dernière édition de l'EQDEM, le lecteur peut se référer au guide de l'EQDEM 2012 (ISQ, 2013). La population de référence retenue est toujours celle de l'enquête proprement dite. Pour obtenir les chiffres de population de chaque groupe d'âge, il suffit de prendre la somme des poids de l'enquête ou, autrement dit, les effectifs de l'enquête par groupe d'âge. Par contre, pour les comparaisons dans le temps entre les proportions ajustées de l'EQDEM, il faut utiliser uniquement une population de référence et il est recommandé de prendre la plus récente, soit celle de l'édition 2017, qui ne changera pas les estimations pour cette édition (valeur par défaut). L'utilisateur aura toujours le choix de sélectionner l'année de la population de référence, mais il doit s'attendre à de légères différences dans les seuils de signification observés (valeur p) pour ces tests d'égalité de proportions selon le choix qu'il fera.

3.4 Tests statistiques et seuils de signification disponibles à l'Infocentre

3.4.1 Test global d'indépendance

Le test statistique d'indépendance du khi-deux employé à l'Infocentre pour l'édition 2017 de l'EQDEM est légèrement différent de celui utilisé pour l'édition précédente, lequel prenait également en considération le plan de sondage de l'enquête par le biais de l'ajustement de Satterthwaite (aussi appelé Rao-Scott de deuxième degré). La différence vient du fait que la statistique F est maintenant retenue pour cette correction au lieu de l'approximation par une loi du khi-deux. Ce test est disponible dans le logiciel SUDAAN, utilisé par l'ISQ. Bien que l'Infocentre utilise plutôt une macro SAS pour effectuer ce test, les deux statistiques s'équivalent et mènent à des seuils de signification observés similaires lorsque le nombre de degrés de liberté est grand, ce qui est généralement le cas avec l'EQDEM. Pour connaître les conditions de validité du test, veuillez consulter l'annexe 9 du guide méthodologique de l'édition 2012.

3.4.2 Test d'égalité de deux proportions

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

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

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

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

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

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

où $\hat{X}_b$ correspond à l'estimation de la différence de $\text{logit}(\hat{p}_1) - \text{logit}(\hat{p}_2)$ obtenue avec le b^{e} poids d'autoamorçage, $\hat{\bar{X}}$ à la moyenne des différences de *logit* obtenues à l'aide des poids d'autoamorçage et B au nombre de répliques d'autoamorçage.

Des vérifications ont été effectuées dans le cadre de l'Enquête québécoise sur la santé de la population 2014 afin de s'assurer que le test utilisé à l'Infocentre donnait des résultats similaires à ceux recommandés par l'ISQ. Tout porte à croire que ces deux approches aboutissent à des conclusions identiques avec des seuils de seuils observés du même ordre de grandeur, sauf lorsque le seuil observé est très près du seuil de signification.

3.4.3 Cas particulier : comparaison entre les deux éditions de l'EQDEM

Pour le test d'égalité de deux proportions ($\hat{p}_1 - \hat{p}_2$) provenant des deux éditions de l'EQDEM, la transformation *logit* peut également être utilisée. La statistique de ce test demeure celle de Wald. Pour le calcul de la variance de la différence des deux *logit*, les données des deux éditions de l'EQDEM peuvent être considérées simultanément avec leurs ensembles de poids d'autoamorçage respectifs. Cette approche est privilégiée par l'ISQ pour la production des estimations et elle a aussi été retenue à l'Infocentre pour des raisons de simplicité dans la programmation des tests.⁴³

3.4.4 Seuils de signification disponibles à l'Infocentre

Au moment de construire un test statistique d'égalité de deux proportions, par exemple, on fixe habituellement le seuil de signification, soit la probabilité de rejeter l'hypothèse d'égalité alors que les proportions sont en fait égales. Ce risque est donc contrôlé. D'un autre angle, on se préoccupe aussi de la puissance du test, c'est-à-dire la probabilité de détecter une différence entre les proportions lorsque cette différence existe dans la population visée. En règle générale, pour un seuil de signification fixé, la puissance augmente avec le nombre de répondants et baisse à mesure que l'ordre de grandeur de la différence à détecter diminue. À l'opposé, pour un nombre de répondants et un écart à détecter fixés, la puissance sera plus grande lorsque le seuil de signification est plus élevé.

Puisque le nombre de répondants des deux éditions de l'EQDEM est très important, l'ISQ recommande d'analyser les données de l'enquête en utilisant les seuils de signification suivants : 1 % pour les analyses à l'échelle nationale et 5 % pour les analyses à l'échelle régionale ou locale (comparaisons temporelles ou géographiques). À l'échelle nationale, la puissance est grande, de sorte que le fait d'utiliser un seuil de signification de 1 % permet de minimiser la probabilité de conclure à un écart significatif alors que les proportions ne diffèrent pas dans la population. Bien que le fait de rehausser le seuil de signification à 5 % à un niveau géographique plus fin accroisse le risque de détecter un écart qui ne serait pas présent dans la population, il permet en contrepartie d'obtenir une meilleure puissance statistique.

Ces recommandations s'appliquent à la fois au test d'indépendance du khi-deux et aux tests d'égalité des proportions. Dans le cas des intervalles de confiance, les niveaux de confiance correspondants (soit 99 % et 95 %) sont recommandés, selon le cas. Il est à noter que sur le portail de l'Infocentre, les seuils de 1 % et de 5 % ainsi que les niveaux de confiance correspondants sont disponibles pour toute analyse. Il incombe à l'utilisateur de sélectionner le seuil recommandé qui s'applique à la situation d'analyse.

43. Bien que les échantillons des deux éditions soient indépendants, la covariance estimée avec cette approche n'est pas nécessairement nulle, puisqu'une imprécision est aussi liée à son estimation. Cela n'a toutefois qu'une incidence négligeable sur le résultat du test d'égalité des proportions. Vu l'hypothèse d'indépendance, une autre approche aurait pu consister à estimer la proportion et la variance pour chacune des éditions séparément (en utilisant les poids d'autoamorçage respectifs) et, par la méthode Delta, à calculer la variance de la différence des deux *logits* de la manière suivante :

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

L'utilisateur habitué avec cette dernière approche pour les tests de différences de proportions provenant d'enquêtes différentes pourrait par conséquent obtenir des résultats légèrement différents de ceux produits à l'Infocentre.

IV. Exploitation des données de l'EQDEM 2017 sur le portail de l'Infocentre de santé publique

La présente section aborde des éléments à considérer pour une saine exploitation des données de l'EQDEM 2017. Plus précisément, la section 4.1 recense les possibilités, en matière de production statistique, qu'offre le portail de l'Infocentre de santé publique pour les données de l'EQDEM. La section 4.2 rassemble, quant à elle, les principales particularités des indicateurs de l'EQDEM et des résultats diffusés par l'Infocentre de santé publique. On y présente notamment les choix faits pour certains indicateurs et les incidences sur l'utilisation et l'interprétation de ces indicateurs. Il est à noter que cette section n'a pas pour objet de couvrir l'ensemble des choix faits pour l'EQDEM, mais seulement de donner de l'information supplémentaire sur certains de ceux-ci.

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

Le portail de l'Infocentre de santé publique propose plusieurs options d'analyse pour les indicateurs du PNS dont la source est l'EQDEM 2017. La première partie de cette section présente les différents paramètres d'une requête type ainsi que les valeurs que peuvent prendre ces paramètres. La deuxième partie fournit quelques exemples de requêtes et de résultats pour chacun des niveaux géographiques permis (ensemble du Québec, régional, RTS et local). Des recommandations importantes à l'intention de l'utilisateur y sont également formulées quant aux tests à utiliser pour la comparaison d'indicateurs du PNS et quant à la production de tableaux. Il est d'ailleurs à souligner que ces recommandations ont toutes été retenues et appliquées sur le portail.

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

L'utilisateur qui souhaite analyser les données de l'EQDEM sur le portail doit d'abord définir la valeur des paramètres de sa requête. La possibilité de retenir un paramètre dépend souvent du paramètre sélectionné précédemment. La liste qui suit présente chacun de ces paramètres, son rôle respectif et les valeurs qu'il peut prendre. Les paramètres et leurs valeurs possibles se rapportent spécifiquement à l'édition 2017 de l'EQDEM.

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

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

Paramètre « Niveau géographique »

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

Le choix « Local (Découpage spécifique) » du niveau géographique a été créé pour certaines régions sociosanitaires dans le cadre de l'EQDEM 2017. En effet, ce choix représente une division locale particulière et spécifique du territoire de chacune des régions sociosanitaires suivantes : le Bas-Saint-Laurent, le Saguenay-Lac-Saint-Jean, la Capitale-Nationale, la Mauricie et le Centre-du-Québec, l'Estrie, Montréal, la Chaudière-Appalaches, Laval, Lanaudière et la Montérégie. La raison de l'utilisation d'un tel choix est que

les autres découpages locaux peuvent présenter des disparités en ce qui a trait aux caractéristiques des enfants de maternelle 5 ans, et que les nouvelles divisions géographiques pallient ces différences.

Paramètre « Région sociosanitaire »

Ce paramètre permet de choisir soit la région sociosanitaire de l'école, soit la région sociosanitaire de résidence de l'enfant à analyser lorsque les niveaux géographiques « Région sociosanitaire de résidence » ou « Région sociosanitaire de l'école » sont sélectionnés. Il y a 16 régions.

Paramètre « Réseau territorial de services »

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

Paramètre « Sous-population »

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

Paramètre « Première variable de croisement »

Ce paramètre permet de définir une variable de croisement selon laquelle l'indicateur sera ventilé. Par exemple, si le paramètre « Groupe d'âge » est sélectionné, l'indicateur sera produit selon la catégorisation des groupes d'âge des enfants. Si un test statistique est demandé lors de la requête, le test exécuté permettra d'évaluer si l'indicateur analysé varie selon cette variable de croisement. Plusieurs variables sont disponibles pour ce paramètre, soit celles non sélectionnées comme variables de sous-population et celles listées dans la fiche de l'indicateur. Il est à noter que pour obtenir une comparaison entre les deux éditions de l'EQDEM, il faut sélectionner la variable « Cycle de l'enquête ».

Paramètre « Comparaison régionale »

Ce paramètre permet à l'utilisateur de définir quel type d'analyse régionale il souhaite faire. Les choix possibles sont : « Aucune », « Région sociosanitaire de l'école comparée avec le reste du Québec », « Région sociosanitaire de résidence comparée avec le reste du Québec », « Région sociosanitaire de l'école comparée avec une autre région sociosanitaire » et « Région sociosanitaire de résidence comparée avec une autre région sociosanitaire ». Lors de la sélection de ces deux derniers types d'analyse, le paramètre « Région de comparaison » apparaît. Quinze régions sociosanitaires sont alors proposées. Ce paramètre est affiché seulement lorsque les niveaux géographiques spécifiés sont « Région sociosanitaire de l'école » ou « Région sociosanitaire de résidence ». Lorsqu'une comparaison régionale est sélectionnée, le paramètre « Variable de croisement » n'est plus disponible.

Paramètre « Comparaison RTS »

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

le reste du Québec ». Lorsqu'une comparaison RTS est sélectionnée, le paramètre « Variable de croisement » n'est plus disponible.

Notons qu'il est recommandé de comparer un RTS au reste du Québec uniquement lorsque les RTS de la région sociosanitaire correspondante diffèrent significativement entre eux. Pour ce faire, on peut utiliser le test global « RTS comparés avec le reste de la région sociosanitaire de résidence ». Ainsi, en présence d'un résultat significatif à ce test global, le résultat du test de comparaison du RTS avec le reste du Québec peut être interprété.

Paramètre « Comparaison locale par RTS »

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

Notons qu'il est recommandé de comparer un RLS au reste du Québec uniquement lorsque les RLS de la région sociosanitaire correspondante diffèrent significativement entre eux. Pour ce faire, on peut utiliser le test global « RLS comparés avec le reste de la région sociosanitaire de résidence ». Ainsi, en présence d'un résultat significatif à ce test global, le résultat du test de comparaison du RLS avec le reste du Québec peut être interprété.

Paramètre « Comparaison locale »

Ce paramètre permet à l'utilisateur de définir quel type d'analyse à l'échelle des RLS, des commissions scolaires, des regroupements de territoires de CLSC ou des MRC il souhaite effectuer et il est affiché seulement lorsque le niveau géographique spécifié est « Local (RLS par région) », « Local (Commission scolaire) », « Local (Regroupement de territoires de CLSC) » ou « Local (MRC) ». Les choix possibles sont : « Aucune », « RLS comparés avec le reste de la région sociosanitaire de résidence », « RLS comparés avec le reste du Québec », « Commissions scolaires comparées avec le reste des commissions scolaires de la région sociosanitaire de l'école », « CLSC comparés avec le reste de la région sociosanitaire de résidence » et « MRC comparées avec le reste de la région sociosanitaire de résidence ». Le choix de la comparaison locale n'est pas offert lorsque le « Niveau géographique » sélectionné est « Local (Découpage spécifique) », puisque la taille d'échantillon de certains découpages n'est pas suffisante pour permettre l'utilisation des tests de comparaison pour ce niveau local. Lorsqu'une comparaison locale est sélectionnée, le paramètre « Variable de croisement » n'est plus disponible.

Rappelons qu'il est recommandé de comparer un RLS au reste du Québec uniquement lorsque les RLS de la région sociosanitaire correspondante diffèrent significativement entre eux. Pour ce faire, on peut utiliser le test global « RLS comparés avec le reste de la région sociosanitaire de résidence ». Ainsi, en présence d'un résultat significatif à ce test global, le résultat du test de comparaison du RLS avec le reste du Québec peut être interprété.

Paramètre « Deuxième variable de croisement »

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

Paramètre « Seuil alpha »

Ce paramètre permet de choisir la valeur du seuil qui sera utilisé pour calculer les intervalles de confiance et effectuer les tests statistiques demandés. Les valeurs possibles pour l'EQDEM 2017 sont 1 % et 5 %. L'ISQ recommande d'utiliser les seuils de signification suivants : 1 % pour les analyses provinciales et 5 % pour les analyses régionales ou locales. La valeur par défaut sur le portail de l'Infocentre est 1 %.

Paramètre « Test statistique »

Ce paramètre permet de demander l'exécution de tests statistiques. Tout d'abord, un test global du khi-deux est produit⁴⁴. Ensuite, si le résultat est significatif, toutes les comparaisons deux à deux sont réalisées⁴⁵. Comme l'indique le nom du seul choix actif, soit « Test de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement, stratifié selon la sous-population », l'autre étant « Aucun », ce paramètre permet de produire séparément, pour chacune des sous-populations définies par la variable de sous-population, les tests mentionnés précédemment.

L'utilisateur de l'Infocentre de santé publique remarquera rapidement que les tests statistiques effectués sur les données de l'EQDEM 2017 accessibles sur le portail prennent toujours la même forme. Le diagramme 4.1 illustre le cheminement que doit suivre un utilisateur afin de bien comprendre les tests qui sont effectués lors d'une requête. En effet, un test global du khi-deux est produit lorsqu'une comparaison est demandée par l'utilisateur, afin d'évaluer s'il existe une relation significative entre l'indicateur et la variable de croisement, pour la sous-population étudiée⁴⁶. Dans le cas où le test global montre une relation significative (valeur p du test inférieure au seuil de signification α ⁴⁷), des tests d'égalité de proportions deux à deux sont effectués⁴⁵ **Erreur ! Signet non défini.** et un tableau présentant les résultats est affiché à la suite du tableau des estimations.

Dans le cas d'un indicateur à deux catégories seulement, analysé selon une variable de croisement qui ne possède également que deux catégories, le test d'égalité de deux proportions est utilisé comme test global (section 3.4.2). Le test global du khi-deux (section 3.4.1) pourrait aussi s'appliquer et donnerait en général un résultat similaire. C'est pour cette raison que seul le test d'égalité de deux proportions, décrit à la section 3.4.2, est effectué (comme illustré au diagramme 4.1). Le tableau présentant le résultat de ce test est donc affiché directement à la suite de celui qui contient les estimations.

Dans certaines circonstances, qui sont décrites aux sections 6.3.1 et 6.3.2 du guide méthodologique de l'EQDEM 2012, seuls les tests globaux du khi-deux seront produits par la requête. En présence d'un résultat significatif, l'utilisateur est invité à utiliser les intervalles de confiance de chacune des proportions, qui sont présentés dans les tableaux, afin de déterminer la source de la différence observée. Il peut donc lui-même comparer les intervalles de confiance fournis dans le tableau pour tenter de savoir si l'écart observé est significatif, ou encore réduire la taille de la requête⁴⁸.

44. Dans le cas d'un indicateur à deux catégories et d'une variable de croisement aussi à deux catégories, seules les comparaisons deux à deux sont produites. Voir la section 3.4.2 pour plus de détails.

45. Il est possible que malgré un test global significatif, les comparaisons deux à deux ne soient pas effectuées. Pour plus de détails, veuillez consulter la section 4.2.

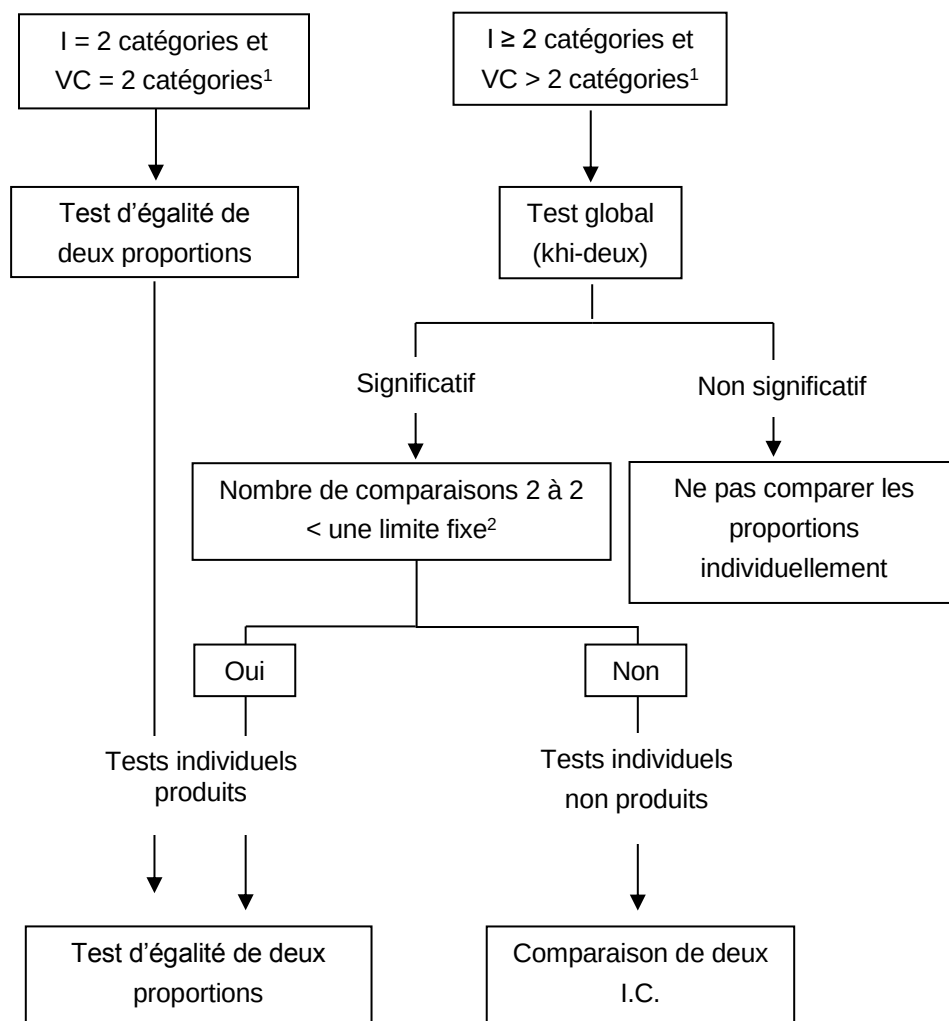
46. Il y aura autant de tests globaux du khi-deux qu'il y a de sous-populations formées par la requête.

47. Pour l'EQDEM 2017, deux valeurs pour le seuil de signification sont permises, soit 1 % et 5 %. Pour plus de détails, veuillez consulter la section 3.4.4.

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

Diagramme 4.1

Tests statistiques recommandés et produits à l'Infocentre de santé publique pour la comparaison des proportions d'un indicateur de l'EQDEM 2017 selon une variable de croisement^{1,2}



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

2. Si l'indicateur (I) a deux catégories, les tests individuels sont produits seulement si le nombre total de comparaisons deux à deux est inférieur à 30, ou encore à 32 lorsque la région sociosanitaire est sélectionnée comme variable de croisement. Si l'indicateur (I) a plus de deux catégories, les tests individuels sont produits seulement si le nombre total de comparaisons deux à deux est inférieur à 60, ou encore à 64 lorsque la région sociosanitaire est sélectionnée comme variable de croisement. Le nombre total de comparaisons deux à deux correspond à la sommation des comparaisons deux à deux (entre la variable de croisement et l'indicateur) des modalités de la sous-population pour lesquelles le test du khi-deux est significatif.

Paramètre « Type de proportion »

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

Si l'âge de l'enfant est choisi comme sous-population ou comme variable de croisement et que le sexe n'est pas sélectionné dans l'un des deux paramètres, le choix de proportion ajustée selon le sexe sera offert. Inversement, si le sexe de l'enfant est choisi comme sous-population ou comme variable de croisement et que l'âge n'est pas sélectionné dans l'un des deux paramètres, le choix de proportion ajustée selon l'âge sera offert. De plus, si l'âge de l'enfant et le sexe de l'enfant ne sont pas choisis comme sous-population ni comme variable de croisement, les choix de proportion ajustée selon le sexe ou de proportion ajustée selon l'âge seront offerts.

Paramètre « Population de référence pour la standardisation »

Lorsque la variable de croisement « Cycle de l'enquête » est sélectionnée et qu'un test statistique selon cette variable est demandé avec les proportions ajustées selon l'âge ou selon le sexe, les choix possibles pour la population de référence pour la standardisation sont « EQDEM 2012 » et « EQDEM 2017 ». Pour les autres variables de croisement ou pour les comparaisons géographiques, seule la population de l'enquête sélectionnée est permise comme population de référence.

Paramètre « Diffusion »

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

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

Pour les indicateurs du PNS dont la source est l'EQDEM 2017, l'Infocentre de santé publique offre quatre niveaux géographiques d'analyse : une production pour l'ensemble du Québec, une à l'échelle régionale, une à l'échelle des RTS et une à l'échelle locale. C'est le paramètre « Niveau géographique » de la fenêtre de saisie qui permet de faire ce choix.

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

Les prochains paragraphes abordent, à l'aide d'exemples, chacun de ces éléments. Le premier groupe d'exemples montre les différentes options pour obtenir des estimations de proportions portant sur l'ensemble des enfants fréquentant la maternelle 5 ans du Québec visés par l'enquête. Le deuxième groupe concerne les analyses pour une région sociosanitaire de l'école ou une région sociosanitaire de résidence qui permettent de comparer la région sociosanitaire avec le reste du Québec ou avec une autre région. Le troisième groupe vise des analyses précises à l'échelle des RTS qui permettent de comparer un RTS avec le reste de la région sociosanitaire de résidence, avec le reste du Québec ou avec un autre RTS. Le quatrième permet des analyses encore plus fines, soit à l'échelle des RLS, des commissions scolaires, des

regroupements de territoires de CLSC, des MRC ou des découpages spécifiques, ce qui permet de comparer les résultats obtenus avec celui du reste de la région sociosanitaire de résidence (pour les RLS, les CLSC et les MRC) ou avec celui du reste des commissions scolaires de la région sociosanitaire de l'école (pour les commissions scolaires).

Premier groupe d'exemples : Ensemble du Québec

Pour ce premier groupe d'exemples, c'est la proportion des enfants de maternelle 5 ans vulnérables dans le domaine « Santé physique et bien-être » selon leur sexe qui est analysée. Deux options sont offertes : la première consiste à produire les proportions selon le sexe comme variable de croisement (tableau 4.1); la seconde consiste à choisir le sexe comme variable de sous-population (tableau 4.2). Seul l'en-tête des tableaux d'estimations demandés diffère, mais la différence entre les deux options réside principalement dans les analyses et les tests disponibles. Il incombe donc à l'utilisateur de produire le tableau qui correspond à ses besoins. Par exemple, au tableau 4.1, il est possible d'obtenir un test statistique de comparaison de l'indicateur selon la variable de croisement (sexe), tandis qu'au tableau 4.2, puisqu'il n'y a aucune variable de croisement sélectionnée, il n'est pas possible d'effectuer un tel test.

Pour des tableaux portant sur l'ensemble du Québec, il est aussi possible de choisir la valeur « Région sociosanitaire de l'école » ou « Région sociosanitaire de résidence » comme première variable de croisement. Ce choix permet de faire une analyse des régions sous un angle national. De cette façon, et lorsque le test global est significatif, les prévalences régionales de l'indicateur sont comparées à celles du reste du Québec, et ce, pour chacune des régions sociosanitaires. Le tableau 4.3 reproduit le visuel de la sortie de l'Infocentre de santé publique pour une telle requête sans les tests.

Seulement pour le niveau géographique national⁴⁹, il est possible dans certaines situations de choisir une deuxième variable de croisement. Le cas échéant, les estimations sont produites pour le croisement des deux variables choisies, séparément pour chacune des sous-populations définies, mais aucun test statistique n'est effectué. Le tableau 4.4 donne un exemple de sortie de l'Infocentre de santé publique.

Tableau 4.1

Proportion des enfants de maternelle 5 ans vulnérables dans le domaine « Santé physique et bien-être » pour l'ensemble du Québec, EQDEM 2017

Variable de croisement	Statistiques				
	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 99 %	% non-réponse partielle
Masculin	13,2	1,3	0,17	(12,8 - 13,6)	0,0
Féminin	7,9	1,7	0,14	(7,6 - 8,3)	0,0
Total	10,6	1,0	0,11	(10,3 - 10,9)	0,0

Source : Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, juillet 2018

49. En général, pour les autres niveaux géographiques, la taille d'échantillon n'est pas suffisante pour permettre l'utilisation d'une deuxième variable de croisement.

Tableau 4.2

Proportion des enfants de maternelle 5 ans vulnérables dans le domaine « Santé physique et bien-être » pour l'ensemble du Québec, EQDEM 2017

Sous-population	Statistiques				
Sexe	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 99 %	% non-réponse partielle
Masculin	13,2	1,3	0,17	(12,8 - 13,6)	0,0
Féminin	7,9	1,7	0,14	(7,6 - 8,3)	0,0
Total	10,6	1,0	0,11	(10,3 - 10,9)	0,0

Source : Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, juillet 2018

Tableau 4.3

Proportion des enfants de maternelle 5 ans vulnérables dans le domaine « Santé physique et bien-être » pour l'ensemble du Québec, EQDEM 2017

Variable de croisement	Statistiques				
Région sociosanitaire de résidence	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 99 %	% non-réponse partielle
01 Bas-Saint-Laurent	9,5	7,1	0,67	(7,9 - 11,4)	0,0
02 Saguenay-Lac-Saint-Jean	7,5	7,0	0,53	(6,3 - 9,0)	0,0
03 Capitale-Nationale	8,9	3,7	0,33	(8,1 - 9,8)	0,0
04 Mauricie et Centre-du-Québec	9,0	4,7	0,42	(8,0 - 10,1)	0,0
05 Estrie	11,4	4,3	0,49	(10,2 - 12,8)	0,1
06 Montréal	11,4	2,1	0,24	(10,8 - 12,0)	0,1
07 Outaouais	14,5	3,6	0,52	(13,2 - 15,9)	0,0
08 Abitibi-Témiscamingue	10,0	7,5	0,75	(8,2 - 12,1)	0,0
09 Côte-Nord	10,0	10,5	1,05	(7,6 - 13,0)	0,0
10 Nord-du-Québec	* 8,8	24,8	2,18	(4,6 - 16,2)	0,0
11 Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine	7,1	14,7	1,04	(4,8 - 10,3)	0,0
12 Chaudière-Appalaches	8,2	4,9	0,40	(7,2 - 9,3)	0,0
13 Laval	11,7	4,2	0,49	(10,5 - 13,0)	0,0
14 Lanaudière	10,7	3,8	0,41	(9,7 - 11,9)	0,0
15 Laurentides	11,3	3,7	0,42	(10,3 - 12,5)	0,0
16 Montérégie	10,6	2,4	0,25	(10,0 - 11,2)	0,0

Source : Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, juillet 2018

Tableau 4.4

Proportion des enfants de maternelle 5 ans vulnérables dans le domaine « Santé physique et bien-être » pour l'ensemble du Québec, EQDEM 2017

Variables de croisement		Statistiques				
Indice provincial de défavorisation matérielle et sociale	Lieu de naissance de l'enfant	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 99 %	% non-réponse partielle
Quintile 1 (très favorisé)	Québec	7,3	2,7	0,20	(6,8 - 7,9)	0,0
	Canada hors Québec	11,2	11,6	1,30	(8,3 - 15,1)	0,0
	Autres pays	7,3	14,5	1,05	(5,0 - 10,5)	0,0
Quintile 2	Québec	8,9	2,3	0,21	(8,4 - 9,5)	0,0
	Canada hors Québec	13,7	11,7	1,61	(10,1 - 18,4)	0,0
	Autres pays	13,2	9,9	1,30	(10,2 - 17,0)	0,0
Quintile 3	Québec	9,9	2,6	0,26	(9,2 - 10,6)	0,0
	Canada hors Québec	* 14,4	15,2	2,19	(9,6 - 21,0)	0,0
	Autres pays	10,7	10,9	1,17	(8,1 - 14,1)	0,0
Quintile 4	Québec	12,1	2,4	0,29	(11,4 - 12,9)	0,0
	Canada hors Québec	17,6	13,8	2,44	(12,2 - 24,8)	0,0
	Autres pays	14,1	7,8	1,11	(11,5 - 17,3)	0,1
Quintile 5 (très défavorisé)	Québec	15,1	2,2	0,34	(14,2 - 16,0)	0,1
	Canada hors Québec	21,9	11,6	2,53	(16,1 - 29,1)	0,0
	Autres pays	13,0	6,3	0,81	(11,0 - 15,2)	0,3

Source : Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, juillet 2018

Deuxième groupe d'exemples : régional (Région sociosanitaire)

Pour les analyses à l'échelle régionale, le paramètre « Comparaison régionale » permet de définir le type d'analyse souhaitée. Les choix sont : « Aucune », « Région sociosanitaire de l'école (ou de résidence) comparée avec le reste du Québec » et « Région sociosanitaire de l'école (ou de résidence) comparée avec une autre région sociosanitaire ». Dans certaines situations, une seule variable de croisement peut être sélectionnée. Le tableau 4.5, obtenu à l'aide du choix « Aucune » pour le paramètre « Comparaison régionale », présente la proportion des enfants de maternelle 5 ans vulnérables dans le domaine « Santé physique et bien-être » selon le sexe de l'enfant pour la région de Montréal, en plus des résultats pour l'ensemble du Québec. Pour vérifier si cette proportion des enfants de maternelle 5 ans vulnérables dans le domaine « Santé physique et bien-être » est différente de celle du reste du Québec, l'utilisateur peut obtenir l'information dans la colonne « Résultat du test » au tableau 4.6, à l'aide du choix « Région sociosanitaire de résidence comparée avec le reste du Québec » pour le paramètre « Comparaison régionale », de même que la proportion pour le reste du Québec. Pour vérifier si cette proportion des enfants de maternelle 5 ans vulnérables dans le domaine « Santé physique et bien-être » est différente de celle d'une autre région, il peut obtenir l'information dans la colonne « Résultat du test » au tableau 4.7, à l'aide du choix « Région sociosanitaire de résidence comparée avec une autre région sociosanitaire » pour le paramètre « Comparaison régionale ».

Tableau 4.5

Proportion des enfants de maternelle 5 ans vulnérables dans le domaine « Santé physique et bien-être », EQDEM 2017

Sous-population	Territoire	Statistiques				
Sexe	Région sociosanitaire de résidence	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 95 %	% non-réponse partielle
Masculin	06 Montréal	14,4	2,6	0,38	(13,7 - 15,2)	0,1
	Ensemble du Québec	13,2	1,3	0,17	(12,9 - 13,5)	0,0
Féminin	06 Montréal	8,3	3,4	0,29	(7,8 - 8,9)	0,1
	Ensemble du Québec	7,9	1,7	0,14	(7,7 - 8,2)	0,0
Total	06 Montréal	11,4	2,1	0,24	(11,0 - 11,9)	0,1
	Ensemble du Québec	10,6	1,0	0,11	(10,4 - 10,8)	0,0

Source : Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, juillet 2018

Tableau 4.6

Proportion des enfants de maternelle 5 ans vulnérables dans le domaine « Santé physique et bien-être », EQDEM 2017

Territoire	Statistiques					
Région sociosanitaire de résidence	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 95 %	% non-réponse partielle	Résultat du test ^a
06 Montréal	11,4	2,1	0,24	(11,0 - 11,9)	0,1	sig
Reste du Québec	10,4	1,1	0,12	(10,1 - 10,6)	0,0	

Source : Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, juillet 2018

Tableau 4.7

Proportion des enfants de maternelle 5 ans vulnérables dans le domaine « Santé physique et bien-être », EQDEM 2017

Territoire	Statistiques					
Région sociosanitaire de résidence	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 95 %	% non-réponse partielle	Résultat du test ^a
06 Montréal	11,4	2,1	0,24	(11,0 - 11,9)	0,1	sig
03 Capitale-Nationale	8,9	3,7	0,33	(8,3 - 9,6)	0,0	

Source : Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, juillet 2018

Troisième groupe d'exemples : RTS

Pour les analyses à l'échelle des RTS, le paramètre « Comparaison RTS » permet de définir le type d'analyse souhaitée. Les choix sont : « Aucune », « RTS comparés avec le reste du Québec » et « RTS comparés avec le reste de la région sociosanitaire de résidence » si la liste des RTS est présentée, et « Aucune », « RTS comparés avec le reste du Québec », « RTS comparés avec le reste de la région sociosanitaire de résidence » et « RTS comparés avec un autre RTS » si un RTS en particulier est présenté. Dans certaines situations, une seule variable de croisement peut être sélectionnée. Le tableau 4.8, obtenu à l'aide du choix « Aucune » pour le paramètre « Comparaison RTS » et pour la liste des RTS, présente la proportion des enfants de maternelle 5 ans vulnérables dans le domaine « Santé physique et bien-être » pour les RTS de la région sociosanitaire de résidence de la Montérégie. Pour vérifier si cette proportion des enfants de maternelle 5 ans vulnérables dans le domaine « Santé physique et bien-être » est différente de celle du reste du Québec, l'utilisateur peut obtenir l'information dans un autre tableau de résultats du test global d'indépendance, à l'aide du choix « RTS comparés avec le reste du Québec » pour le paramètre « Comparaison RTS ». Ce dernier test n'est toutefois recommandé que lorsque les RTS de la région diffèrent entre eux. Cette vérification peut être obtenue à l'aide du « Test global d'indépendance entre l'indicateur et les RTS » obtenu à l'aide du choix « RTS comparés avec le reste de la région sociosanitaire de résidence ».

Si un RTS en particulier est choisi, la présentation des résultats selon le choix priorisé pour le paramètre « Comparaison RTS » est sensiblement la même que celle des tableaux pour le niveau régional.

Tableau 4.8

Proportion des enfants de maternelle 5 ans vulnérables dans le domaine « Santé physique et bien-être », EQDEM 2017

Territoire	Statistiques				
	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 95 %	% non-réponse partielle
161 - RTS de la Montérégie-Centre	9,9	4,6	0,46	(9,1 - 10,9)	0,0
162 - RTS de la Montérégie-Est	10,3	4,0	0,41	(9,5 - 11,2)	0,0
163 - RTS de la Montérégie-Ouest	11,4	3,9	0,44	(10,6 - 12,3)	0,0
Total de la région 16 Montérégie	10,6	2,4	0,25	(10,1 - 11,1)	0,0

Source : Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, juillet 2018

Quatrième groupe d'exemples : local (RLS par RTS), local (RLS par région), local (Commission scolaire), local (Regroupement de territoires de CLSC), local (MRC) ou local (Découpage spécifique)

De façon similaire à ce qui a été présenté pour les deux derniers niveaux d'analyse, un paramètre « Comparaison locale » doit être défini pour les analyses à l'échelle locale⁵⁰. Les choix possibles sont : « Aucune », « RLS comparés avec le reste de la région sociosanitaire de résidence », « RLS comparés avec le reste du Québec », « RLS comparés avec le reste de ce RTS », « Commissions scolaires comparées avec le reste des commissions scolaires de la région sociosanitaire de l'école », « CLSC comparés avec le reste de la région sociosanitaire de résidence » et « MRC comparées avec le reste de la région sociosanitaire de résidence ». Encore une fois, dans certaines situations, une seule variable de croisement peut être sélectionnée. Le tableau 4.9 présente le visuel de la sortie d'une requête à l'échelle locale, où aucune sous-population ni variable de croisement ne sont demandées, et pour laquelle la comparaison de chacun des RLS avec le reste de la région est requise (à l'aide du choix « RLS comparés avec le reste de la région sociosanitaire de résidence » pour le paramètre « Comparaison locale »), le territoire de RLS étant considéré comme une variable de croisement.

50. Le choix de la comparaison locale n'est pas offert lorsque le « Niveau géographique » sélectionné est « Local (Découpage spécifique) », puisque la taille d'échantillon de certains découpages n'est pas suffisante pour permettre l'utilisation des tests de comparaison pour ce niveau local.

Tableau 4.9

Répartition des enfants de maternelle 5 ans selon le nombre de domaines de développement pour lesquels ils sont vulnérables, région sociosanitaire de résidence – 03 Capitale-Nationale, EQDEM 2017

Territoire (variable de croisement)	Indicateur	Statistiques				
		Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 95 %	% non-réponse partielle
0311 - RLS de Portneuf	Aucun domaine	74,7	2,4	1,80	(71,0 - 78,1)	0,0
	Un domaine	12,1	11,4	1,38	(9,6 - 15,0)	0,0
	Deux domaines	7,6	13,9	1,06	(5,8 - 10,0)	0,0
	Trois domaines	** 2,1	28,8	0,62	(1,2 - 3,7)	0,0
	Quatre domaines	** 2,3	27,7	0,64	(1,3 - 4,0)	0,0
	Cinq domaines	** 1,2	38,3	0,45	(0,5 - 2,5)	0,0
0312 - RLS de Québec-Sud	Aucun domaine	73,2	1,2	0,87	(71,4 - 74,9)	0,0
	Un domaine	12,3	5,5	0,68	(11,0 - 13,7)	0,0
	Deux domaines	7,1	7,0	0,50	(6,2 - 8,1)	0,0
	Trois domaines	3,8	10,2	0,39	(3,1 - 4,7)	0,0
	Quatre domaines	2,4	13,4	0,32	(1,9 - 3,1)	0,0
	Cinq domaines	* 1,2	19,8	0,23	(0,8 - 1,7)	0,0
0313 - RLS de Québec-Nord	Aucun domaine	76,5	0,9	0,68	(75,2 - 77,9)	0,0
	Un domaine	11,3	4,4	0,49	(10,4 - 12,3)	0,0
	Deux domaines	5,8	6,1	0,36	(5,1 - 6,6)	0,0
	Trois domaines	3,4	7,9	0,27	(2,9 - 4,0)	0,0
	Quatre domaines	2,0	11,0	0,22	(1,6 - 2,5)	0,0
	Cinq domaines	* 0,9	16,6	0,15	(0,7 - 1,2)	0,0
0314 - RLS de Charlevoix	Aucun domaine	69,4	4,1	2,85	(63,5 - 74,7)	0,0
	Un domaine	* 15,3	15,2	2,32	(11,3 - 20,4)	0,0
	Deux domaines	* 8,3	19,7	1,63	(5,6 - 12,1)	0,0
	Trois domaines	** 2,1	45,6	0,94	(0,8 - 5,0)	0,0
	Quatre domaines	** 2,5	41,3	1,03	(1,1 - 5,5)	0,0
	Cinq domaines	** 2,5	39,5	0,98	(1,1 - 5,4)	0,0
Total de la région 03 Capitale-Nationale	Aucun domaine	75,0	0,7	0,50	(74,0 - 76,0)	0,0
	Un domaine	11,8	3,2	0,38	(11,1 - 12,6)	0,0
	Deux domaines	6,5	4,0	0,26	(6,0 - 7,0)	0,0
	Trois domaines	3,4	6,0	0,20	(3,0 - 3,8)	0,0
	Quatre domaines	2,2	7,9	0,17	(1,9 - 2,5)	0,0
	Cinq domaines	1,1	11,8	0,13	(0,8 - 1,3)	0,0

Source : Infocentre de santé publique à l'Institut national de santé publique du Québec, juillet 2018

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

Statistique
Valeur p ¹
0,0640

Notes

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

· Le tableau des comparaisons de chaque RLS avec le reste de sa région sociosanitaire de résidence est présenté seulement si le test global d'indépendance du khi-deux est significatif au seuil de 5 % et si la valeur p n'est pas masquée.

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

Lors de l'analyse des données sur le portail de l'Infocentre de santé publique, certaines situations méritent une attention particulière. Des précisions sont fournies dans le guide de l'EQDEM 2012 à la section 6.3 sur les sujets suivants : les indicateurs en répartition, un nombre trop important de tests demandés pour une requête (voir le diagramme 4.1), une non-réponse partielle élevée et une sous-estimation des effectifs. Le sujet de la présente section fait quant à lui l'objet d'une actualisation pour l'édition 2017.

4.2.1 Limites de certaines variables de croisement

Langue d'enseignement de l'école

Lorsque les enseignantes et enseignants remplissent l'IMDPE, ils doivent évaluer l'enfant dans la langue de l'école, c'est-à-dire que les enfants qui fréquentent une école anglophone doivent être évalués en anglais par l'enseignante ou l'enseignant, et ce, même s'ils sont dans une classe d'immersion française, et vice versa. Or, des enseignantes et enseignants de classes d'immersion dans les commissions scolaires anglophones ont mentionné qu'il était difficile de répondre aux questionnaires en se basant sur leurs observations des capacités de l'enfant en anglais étant donné que cette langue n'était pas ou très peu utilisée en classe. Cette difficulté peut avoir une influence sur les réponses aux questions liées au domaine du développement cognitif et langagier ainsi qu'au domaine des habiletés de communication et des connaissances générales. D'ailleurs, ces domaines de développement sont légèrement plus touchés par la non-réponse partielle dans les écoles anglophones que dans les écoles francophones.

Services reçus d'une ressource professionnelle non enseignante à l'école

À la variable de croisement « Services reçus d'une ressource professionnelle non enseignante à l'école », pour chaque professionnel énuméré, l'enseignante ou l'enseignant devait indiquer si « oui » ou « non » l'enfant avait reçu des services de sa part. Pour l'édition 2017 de l'EQDEM, les orthopédagogues, les hygiénistes dentaires et les ergothérapeutes ont été ajoutés à la liste. En 2012, ces trois professionnels ont été mentionnés dans la catégorie « autres », et leur prévalence a vraisemblablement été sous-estimée. Il n'est donc pas recommandé de comparer directement les résultats pour ces trois professionnels entre les deux cycles de l'enquête.

4.2.2 Limites de certains indicateurs

Score moyen

Un des indicateurs disponibles sur le portail de l'Infocentre est le score moyen. Celui-ci, qui pourrait s'avérer utile dans la comparaison avec d'autres enquêtes utilisant l'IMDPE, ne permet pas de circonscrire une population vulnérable. La distribution des scores de tous les enfants suit une courbe asymétrique où la majorité des scores se retrouvent dans la partie supérieure. Ainsi, entre deux éditions de l'EQDEM, on peut observer une hausse du score moyen en raison des enfants dont le score est bien au-delà du seuil de vulnérabilité. Par exemple, une plus grande proportion d'enfants peut avoir un score de 10 plutôt que de 9, ce qui aura pour effet d'affecter le score moyen, et ce, même si la distribution des scores plus faibles ne change pas. Le score moyen ne donne donc pas d'indication sur la vulnérabilité, car la proportion d'enfants vulnérables peut quant à elle être demeurée stable ou même avoir augmenté.

Par ailleurs, la forme de la distribution des scores varie d'un domaine à l'autre. Il n'est donc pas recommandé de comparer les scores des domaines entre eux pour déterminer quels sont ceux où les enfants ont plus de difficultés. Les figures présentées à l'annexe 3 du rapport de l'EQDEM montrent, pour les cinq domaines, la distribution des scores de l'ensemble des enfants du Québec en 2017. On y retrouve aussi

les seuils de vulnérabilité de la population de référence et les scores moyens, deux indicateurs qui peuvent afficher des valeurs assez différentes.

Aucun test visant précisément à permettre la comparaison des scores moyens n'a été mis au point; les tests standard n'étant pas recommandés dans le cas de distributions asymétriques et de petits effectifs. La seule mesure accompagnant le score moyen est un écart-type, lequel rend compte de la variabilité des scores, mais ne donne pas d'indication sur la précision du score moyen. Les utilisateurs doivent donc faire preuve de prudence dans l'interprétation des écarts, qui peuvent d'ailleurs être difficiles à interpréter.

Enfin, les auteurs de l'IMDPE ne recommandent pas d'utiliser les scores moyens seuls comme indicateurs pour rendre compte du développement d'une population d'enfants; l'utilisation des indicateurs estimant la proportion d'enfants vulnérables est privilégiée. L'ISQ ne présente pas les scores moyens dans les données publiées sur son site Web et ne recommande pas leur utilisation étant donné la complexité qui y est associée.

Répartition des enfants selon le score

Afin de présenter des statistiques complémentaires aux indicateurs de vulnérabilité du rapport de l'EQDEM, l'ISQ diffuse sur son site Web un indicateur construit avec un seuil correspondant au 25^e centile de la distribution des scores de la population de référence pour chacun des cinq domaines de développement. La proportion d'enfants se situant sous ce seuil comprend les enfants considérés comme vulnérables (ceux qui ont un score se situant sous le 10^e centile) et des enfants non vulnérables, mais à risque de présenter des difficultés (ceux qui ont un score se situant entre le 10^e centile et le 25^e centile). Les auteurs de l'IMDPE décrivent les enfants qui ont un score sous le 25^e percentile comme n'étant « pas sur la bonne voie »⁵¹. Les enfants considérés comme à risque dans un domaine de développement peuvent avoir à surmonter certains défis en lien avec ce domaine, mais peuvent aussi ne présenter aucune difficulté pour d'autres aspects de ce domaine.

L'indicateur calculé avec les seuils du 25^e centile s'avère toutefois moins discriminant que le seuil du 10^e centile. D'ailleurs, une publication de *l'Enquête longitudinale du développement des enfants du Québec* (Desrosiers et autres, 2012) démontrait que la proportion d'enfants dont le rendement scolaire est sous la moyenne en quatrième année du primaire est plus grande parmi les enfants qui étaient vulnérables à la maternelle, et ce, dans tous les domaines de développement. La même analyse a été faite par l'ISQ avec le seuil du 25^e centile, et les résultats n'ont pas été aussi concluants (résultats non publiés). Ainsi, pour certains domaines, aucune différence significative n'est observée entre le groupe d'enfants dont les scores se situent dans le premier quartile et les autres.

À l'Infocentre, c'est plutôt une répartition des enfants en trois catégories qui est présentée (enfants vulnérables, dont le score est inférieur au 10^e centile; « enfants à risque », dont le score est situé entre les 10^e et 25^e centiles; enfants « sur la bonne voie », dont le score est supérieur au 25^e centile).

Les utilisateurs doivent donc faire preuve de prudence dans l'interprétation des résultats à propos des enfants considérés comme « à risque » (dont le score se situe entre le 10^e et le 25^e centile) et à propos de ceux dont le score est inférieur au 25^e centile.

51. Les auteurs proposent le terme « not on track » (voir edi.offordcentre.com/researchers/how-to-interpret-edi-results/, consulté le 26 juillet 2018).

V. Protection des renseignements personnels

5.1 Confidentialité des tableaux destinés à la diffusion

Bien que le fichier de partage contenant les microdonnées de l'EQDEM 2017 (disponible à l'Infocentre de santé publique, au ministère de la Santé et des Services sociaux [MSSS], au ministère de l'Éducation et de l'Enseignement supérieur [MEES], au ministère de la Famille, à l'organisme Avenir d'enfants [AE] et à l'Offord Centre for Child Studies) soit un fichier non masqué, en raison de l'accord qu'a donné le répondant pour la communication de ses renseignements à ces organismes, il existe, pour celui qui diffuse des données sous forme de tableaux, une obligation contractuelle de respecter leur caractère confidentiel. Il est important de savoir que la divulgation d'information ne survient pas seulement lorsque l'on donne le nom et l'adresse d'un répondant. Elle peut également survenir de façon indirecte lorsque l'on croise différentes caractéristiques du répondant. Statistique Canada, dans son document *Guide à l'intention des chercheurs ayant conclu une entente avec Statistique Canada*⁵², donne une définition assez complète du risque de divulgation et de nombreux exemples de situations où il y a divulgation. L'encadré 5.1 présenté à la fin de cette section-ci est un extrait de ce document. Il fournit de l'information supplémentaire sur la divulgation d'information lors de la diffusion de tableaux de résultats, dans le contexte général d'une enquête.

Dans le cadre de l'EQDEM 2017, l'utilisateur doit veiller à protéger la confidentialité non seulement des données individuelles, mais également de celles associées aux écoles. Il doit, pour ce faire, s'assurer que les résultats diffusés ne pourront être attribués à une école en particulier. Autrement dit, une statistique ne peut être diffusée si une école donnée y contribue de façon trop importante.

L'ISQ s'est doté d'un ensemble de règles de confidentialité pour prévenir la divulgation de renseignements confidentiels résultant de la diffusion de tableaux. Leur application permet de déterminer quels tableaux ou résultats comportent un risque de divulgation et quels traitements de confidentialité doivent leur être appliqués. L'Infocentre de santé publique et les autres détenteurs du fichier de partage sont soumis aux mêmes obligations que l'ISQ pour les données de l'EQDEM 2017. C'est pourquoi les utilisateurs de données de cette enquête doivent appliquer des règles équivalentes à celles établies par l'ISQ pour la diffusion⁵³ de tableaux. Ces règles sont présentées à la section 5.2 dans le contexte de la diffusion de résultats obtenus de l'Infocentre de santé publique, mais pourraient tout aussi bien s'appliquer au contexte de la diffusion de résultats obtenus de l'ISQ par l'accès à distance ou de ceux produits par les autres partenaires de l'EQDEM.

52. CENTRES DE DONNÉES DE RECHERCHE DE STATISTIQUE CANADA (2005), *Guide à l'intention des chercheurs ayant conclu une entente avec Statistique Canada*, Ottawa, Statistique Canada, p. 23-24.

53. Le terme diffusion comprend, entre autres choses, la publication, la sortie d'un résultat hors des locaux sécurisés de l'organisme, la transmission du résultat, qu'elle soit faite sur support papier ou informatique, ou verbalement, etc.

Encadré 5.1

Types de divulgation et exemples dans les données d'enquête

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

Types de divulgation

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

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

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

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

Quelques exemples de divulgation dans les données d'enquête

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

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

Source : CENTRES DE DONNÉES DE RECHERCHE DE STATISTIQUE CANADA (2005). *Guide à l'intention des chercheurs ayant conclu une entente avec Statistique Canada*, Ottawa, Statistique Canada, p. 23-24.

5.2 Règles de masquage par suppression

Afin de réduire le risque d'identification des répondants, lors de la production des tableaux statistiques sur le portail de l'Infocentre de santé publique, les règles de masquage par suppression ont été appliquées pour les utilisateurs ayant un droit d'accès 40 ou 50.

Dans cette enquête, trois situations comportent des données à risque d'identification et des obligations sont associées à chacune d'elles en termes de diffusion.

Premièrement, si, pour un indicateur, l'utilisateur ayant un droit d'accès 20 ou 30 est en présence d'un tableau dont une école représente une part importante des élèves associés à la population considérée par la proportion (dans les tableaux produits à l'Infocentre, une telle situation est identifiée par le symbole « † » apparaissant à la droite du « nombre »), il doit :

- renoncer à la diffusion de cette proportion ou de cette répartition;
- masquer une autre estimation afin d'éviter de déduire l'estimation à masquer. À titre d'exemple, si l'on doit masquer l'estimation pour un RLS, étant donné que la donnée de la région sociosanitaire est connue, il faut masquer un second RLS.

Outre ce masquage, il existe une solution qui consiste à utiliser une estimation regroupant le RLS à masquer et un autre RLS. Le même type de raisonnement s'applique pour tous les découpages géographiques ou toutes les sous-populations d'analyse.

Deuxièmement, si, pour un indicateur, l'utilisateur ayant un droit d'accès 20 ou 30 est en présence d'un tableau ayant au moins une cellule jugée confidentielle (dans les tableaux produits à l'Infocentre, une telle situation est identifiée par le symbole « *** » apparaissant à la gauche du « nombre »), il doit choisir l'une des solutions suivantes :

- renoncer à la diffusion de ce résultat;
- utiliser un indicateur pour lequel les catégories problématiques sont regroupées avec d'autres catégories;
- utiliser une autre catégorisation de la variable de croisement, le cas échéant;
- masquer la cellule problématique du tableau, de même qu'une autre cellule, afin de ne pas pouvoir déduire par une simple soustraction la valeur à masquer. Ce masquage par suppression doit alors suivre les recommandations suivantes :
 - ne pas présenter les nombres estimés lors de la diffusion des données;
 - ne pas présenter la proportion ou la répartition si une école représente une part importante des élèves associés à la population considérée par la proportion;
 - ne pas présenter la répartition pour un indicateur en répartition si deux cellules sont composées de moins de cinq répondants;
 - utiliser le masquage spécifique à un indicateur, tel que présenté dans chacune des fiches-indicateurs et en exemple.

Tableau 5.1

Exemple fictif de sortie révélant qu'un utilisateur est en présence d'un tableau incluant une école qui détient une part importante des élèves associés à la population considérée par la proportion (symbole « † ») et dont au moins une cellule est jugée confidentielle au niveau de l'élève (symbole « ^{aaa} »)

Territoire	Variable de croisement	Statistiques					
CLSC	Structure géographique	Nombre ^a	Proportion brute (%)	C.V. (%)	Erreur-type (%)	I.C. à 95 %	% non-réponse partielle
10100 - CLSC A	Région métropolitaine de recensement de Montréal	3000 †	* 12,6	18,4	0,88	(10,1 - 15,8)	0,0
	Agglomération de recensement	3000 †	** 10,8	45,6	2,55	(3,1 - 18,2)	0,0
	Petites villes et monde rural	3000 †	** 6,6	44,2	2,68	(0,1 - 14,4)	0,0

1. Population estimée (arrondie à la dizaine) des enfants de maternelle 5 ans vulnérables dans le domaine « Maturité affective ». Puisque la non-réponse partielle a été répartie selon la proportion observée pour chaque catégorie de la variable de croisement (ou de la sous-population ou du territoire), la somme des estimations de population obtenues ne correspond pas nécessairement à l'estimation de population pour les catégories regroupées.
- aaa : Le nombre de répondants servant à estimer les effectifs populationnels et la proportion dans cette cellule, ou dans la cellule complémentaire, est inférieur à 5. En cas de diffusion de ces données, il est nécessaire de procéder au masquage de données selon les normes établies dans le guide méthodologique de l'EQDEM et dans la fiche-indicateur.
- † : Une école représente une part importante des élèves associés à la population considérée par la proportion. En cas de diffusion de ces données, il est nécessaire de procéder au masquage de données selon les normes établies dans le guide méthodologique de l'EQDEM.

Source : Données fictives.

Le tableau 5.2 présente les symboles utilisés dans l'application du masquage, et le tableau 5.3 montre un exemple de celui-ci pour un indicateur de l'EQDEM 2017.

Tableau 5.2

Symboles utilisés dans l'application du masquage

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

Tableau 5.3

Exemple de masquage spécifique présenté dans la fiche de l'indicateur sur la proportion des enfants de maternelle 5 ans vulnérables dans le domaine « Santé physique et bien-être »

Situation	Oui	Non
1	≥ 5	≥ 5
2	< 5	≥ 5
3	≥ 5	< 5

VI. Recommandations pour l'interprétation des résultats

Des recommandations inspirées des travaux produits dans le contexte des enquêtes de santé de l'Institut de la statistique du Québec ont été formulées à la partie III du *Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires du Plan national de surveillance – Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2012* (2013). Ces recommandations sont reconduites pour cette édition-ci de l'enquête. À celles-ci s'ajoute une recommandation pour les utilisateurs de données portant sur de petites sous-populations.

Comme l'EQDEM est une enquête pour laquelle des estimations sont diffusées pour des territoires ayant des nombres d'enfants très petits, plusieurs estimations ont une précision faible et la puissance statistique pour détecter une différence significative entre deux proportions est aussi très faible. Il faut alors un très grand écart entre les proportions pour qu'elle soit statistiquement significative. Ainsi, il est possible qu'une région ou un petit territoire présente en 2017 une proportion d'enfants vulnérables qui semble relativement éloignée de celle notée en 2012 sans que la différence soit statistiquement significative. On pourra alors parler d'une tendance, surtout si les résultats vont dans le même sens que ce qui est généralement observé ailleurs au Québec ou dans le reste de la région. Afin de tirer davantage profit des résultats de l'enquête à propos d'un territoire, il est aussi suggéré aux utilisateurs de données régionales de tenir compte d'informations caractérisant le milieu d'intérêt, c'est-à-dire d'informations contextuelles provenant de sources tierces pouvant être reliées au développement des enfants (taux de chômage, nouvelle politique, augmentation de l'immigration, etc.). Cette avenue peut notamment être privilégiée pour tenter d'apporter des éléments d'explication à des tendances enregistrées ou pour interpréter des différences de vulnérabilité détectées entre 2012 et 2017.

Références bibliographiques

- ANDRICH, D., et I. STYLES (2004). *Final Report on the Psychometric Analysis of the Early Development Instrument (EDI) Using the Rasch Model: A Technical Paper Commissioned for the Development of the Australian Early Development Instrument (AEDI)*, Perth, Australie-Occidentale, Murdoch University, 62 p.
- BOIVIN, M., et K. L. BIERMAN (2014). "School Readiness: Introduction to a Multifaceted and Developmental Construct", dans BOIVIN, M., et K. L. BIERMAN (Eds), *Promoting School Readiness and Early Learning. Implications of Developmental Research for Practice*, New York, The Guilford Press, p. 3-14.
- BRINKMAN, S., et autres (2006). *Construct and Concurrent Validity of the Australian Early Development Index*, Parkville, Royal Children's Hospital, 23 p.
- CAMIRAND, H., I. TRAORÉ et J. BAULNE (2016). *L'Enquête québécoise sur la santé de la population, 2014-2015 : pour en savoir plus sur la santé des Québécois. Résultats de la deuxième édition*, [En ligne], Québec, Institut de la statistique du Québec, 208 p.
[\[www.stat.gouv.qc.ca/statistiques/sante/etat-sante/sante-globale/sante-quebecois-2014-2015.pdf\]](http://www.stat.gouv.qc.ca/statistiques/sante/etat-sante/sante-globale/sante-quebecois-2014-2015.pdf).
- CENTRE DE DONNÉES DE RECHERCHE DE STATISTIQUE CANADA (2005). *Guide à l'intention des chercheurs ayant conclu une entente avec Statistique Canada*, Ottawa, Statistique Canada, 46 p.
- DESROSIERS, H., K. TÉTREAU et M. BOIVIN (2012). « Caractéristiques démographiques, socioéconomiques et résidentielles des enfants vulnérables à l'entrée à l'école », *Portraits et trajectoires. Série Étude longitudinale du développement des enfants du Québec – ÉLDEQ*, [En ligne], n° 14, mai, Institut de la statistique du Québec, p. 1-12.
[\[www.stat.gouv.qc.ca/statistiques/sante/bulletins/portrait-201205.pdf\]](http://www.stat.gouv.qc.ca/statistiques/sante/bulletins/portrait-201205.pdf).
- DIRECTION DE SANTÉ PUBLIQUE DE L'AGENCE DE LA SANTÉ ET DES SERVICES SOCIAUX DE MONTRÉAL (DSP-ASSSM) [Québec] (2008). *En route pour l'école! Enquête sur la maturité scolaire des enfants montréalais. Rapport régional 2008*, [En ligne], Montréal, Direction de santé publique, Agence de la santé et des services sociaux de Montréal, 134 p.
[\[publications.santemontreal.qc.ca/uploads/tx_asssmpublications/978-2-89494-630-5.pdf\]](http://publications.santemontreal.qc.ca/uploads/tx_asssmpublications/978-2-89494-630-5.pdf).
- ELTINGE, J. L., et I. S. YANSANEH (1997). "Diagnostics for formation of nonresponse adjustment cells, with an application to income nonresponse in the U.S. Consumer Expenditure Survey", *Techniques d'enquête*, vol. 23, n° 1, p. 33-40.
- FORGET-DUBOIS, N., et autres (2007). "Predicting Early School Achievement with the EDI: A Longitudinal Population-Based Study", *Early Education and Development*, vol. 18, n° 3, p. 405-426.
- FOURNIER, M. (2010). *Les qualités métriques de l'IMDPE dans le cadre de l'Enquête sur la maturité scolaire des enfants montréalais*, Montréal, Direction de santé publique, Agence de la santé et des services sociaux de Montréal. [Document de travail non publié].
- HAZIZA, D., et J.-F. BEAUMONT (2007). "On the Construction of Imputation Classes in Survey", *International Statistical Review*, [En ligne], vol. 75, n° 1, p. 25-43.
[\[econpapers.repec.org/article/blaisatr/v_3a75_3ay_3a2007_3ai_3a1_3ap_3a25-43.htm\]](http://econpapers.repec.org/article/blaisatr/v_3a75_3ay_3a2007_3ai_3a1_3ap_3a25-43.htm).

- INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC (2018). *Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2017. Cahier technique : utilisation de la pondération, livre de codes et construction des variables dérivées (Fichier maître d'analyse)*, Québec, Institut de la statistique du Québec. [À paraître].
- INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC (ISQ), en collaboration avec l'INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC (INSPQ) (2018). *Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires. Plan national de surveillance de l'état de santé de la population et de ses déterminants. Enquête québécoise sur la santé des jeunes du secondaire 2016-2017*, Québec, Gouvernement du Québec. [À paraître].
- INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC (ISQ), en collaboration avec l'INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC (INSPQ) (2013). *Guide spécifique des aspects méthodologiques des données d'enquêtes sociosanitaires du Plan national de surveillance – Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2012*, Québec, Gouvernement du Québec, 175 p.
- JANUS, M., et autres (2007). *The Early Development Instrument: A Population-Based Measure for Communities. A Handbook on Development, Properties, and Use*, [En ligne], Hamilton, Offord Centre for Child Studies, McMaster University, 44 p.
[www.gov.mb.ca/healthchild/edi/edi_handbook_2007.pdf].
- JANUS, M., et D. R. OFFORD (2007). "Development and Psychometric Properties of the Early Development Instrument (EDI): A Measure of Children's School Readiness", *Canadian Journal of Behavioural Science*, [En ligne], vol. 39, n° 1, p. 1-22. [edi.offordcentre.com/wp/wp-content/uploads/2015/10/Janus-Offord-2007.pdf].
- KORN, E. L., et B. I. GRAUBARD (1999). *Analysis of Health Surveys*, New York, John Wiley & Sons, 382 p.
- LEMELIN, J.-P., et M. BOIVIN (2007). « Mieux réussir dès la première année : l'importance de la préparation à l'école », *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2010)*, [En ligne], vol. 4, fascicule 2, décembre, Institut de la statistique du Québec, p. 1-12.
[www.jesuisjeserai.stat.gouv.qc.ca/publications/Fasc2Vol4.pdf].
- LOHR, S. (1999). *Sampling: Design and Analysis*, 1^{re} éd., Duxbury Press, États-Unis.
- MINISTÈRE DE L'ÉDUCATION ET DE L'ENSEIGNEMENT SUPÉRIEUR (MEES) [Québec] (2017). *Politique de la réussite éducative. Le plaisir d'apprendre, la chance de réussir*, [En ligne], Québec, Gouvernement du Québec, 33 p.
[www.education.gouv.qc.ca/fileadmin/site_web/documents/PSG/politiques_orientations/politique_reussite_educative_10juillet_F_1.pdf].
- MINISTÈRE DE L'ÉDUCATION, DE L'ENSEIGNEMENT SUPÉRIEUR ET DE LA RECHERCHE (MEESR) [Québec] (2015). *Indicateurs de l'éducation. Éducation préscolaire, enseignement primaire et secondaire. Édition 2014*, [En ligne], Québec, Gouvernement du Québec, 84 p.
[www.education.gouv.qc.ca/fileadmin/site_web/documents/PSG/statistiques_info_decisionnelle/indicateurs_2014_fr.pdf].
- MINISTÈRE DE L'ÉDUCATION, DU LOISIR ET DU SPORT (MELS) [Québec] (2007). *L'organisation des services éducatifs aux élèves à risque et aux élèves handicapés ou en difficulté d'adaptation ou d'apprentissage (EHDA)*, [En ligne], Québec, Gouvernement du Québec, 25 p.
[www.education.gouv.qc.ca/fileadmin/site_web/documents/dpse/adaptation_serv_compl/19-7065.pdf].

- MINISTÈRE DE L'ÉDUCATION, DU LOISIR ET DU SPORT (MELS) [Québec] (2006). *Programme de formation de l'école québécoise. Version approuvée. Éducation préscolaire, enseignement primaire*, [En ligne], Québec, Gouvernement du Québec, 354 p.
[\[www.education.gouv.qc.ca/fileadmin/site_web/documents/dpse/formation_jeunes/prform2001.pdf\]](http://www.education.gouv.qc.ca/fileadmin/site_web/documents/dpse/formation_jeunes/prform2001.pdf).
- MINISTÈRE DE LA SANTÉ ET DES SERVICES SOCIAUX (MSSS) [Québec] (2016). *Politique gouvernementale de prévention en santé. Un projet d'envergure pour améliorer la santé et la qualité de vie de la population*, [En ligne], Québec, Gouvernement du Québec, 112 p.
[\[publications.msss.gouv.qc.ca/msss/fichiers/2016/16-297-08W.pdf\]](http://publications.msss.gouv.qc.ca/msss/fichiers/2016/16-297-08W.pdf).
- MINISTÈRE DE LA SANTÉ ET DES SERVICES SOCIAUX (MSSS) [Québec] (2011). *Initiative concertée d'intervention pour le développement des jeunes enfants 2011-2014. Projet d'enquête et d'intervention*, Québec, Gouvernement du Québec, 11 p.
- RUST, K. F., et J. N. K. RAO (1996). "Variance estimation for complex surveys using replication techniques", *Statistical Methods in Medical Research*, vol. 5, n° 3, p. 283-310.
- SIMARD, M., A. LAVOIE et N. AUDET (2018). *Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2017*, [En ligne], Québec, Institut de la statistique du Québec, 126 p.
[\[www.stat.gouv.qc.ca/statistiques/sante/enfants-ados/developpement-enfants-maternelle-2017.pdf\]](http://www.stat.gouv.qc.ca/statistiques/sante/enfants-ados/developpement-enfants-maternelle-2017.pdf).
- SIMARD, M., M.-E. TREMBLAY, A. LAVOIE et N. AUDET (2013). *Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2012*, [En ligne], Québec, Institut de la statistique du Québec, 99 p.
[\[www.stat.gouv.qc.ca/statistiques/sante/enfants-ados/developpement-enfants-maternelle-2012.pdf\]](http://www.stat.gouv.qc.ca/statistiques/sante/enfants-ados/developpement-enfants-maternelle-2012.pdf).
- TREMBLAY, M.-E., et M. SIMARD (2018). *Méthodologie de l'Enquête québécoise sur le développement des enfants à la maternelle 2017*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 40 p.
- WOLTER, K. M. (1985). *Introduction to Variance Estimation*, New York, Springer-Verlag, 428 p.

Annexe 1

Information supplémentaire concernant la méthode d'autoamorçage

Dans l'EQDEM 2017, la méthode d'autoamorçage (*bootstrap*) est utilisée pour l'estimation de la variance associée à une estimation, pour laquelle 500 ensembles de poids d'autoamorçage servent à produire 500 estimations ponctuelles du paramètre d'intérêt. La variance d'autoamorçage est ensuite calculée en mesurant la variabilité de ces estimations.

Voici une brève description de la méthode par ré-échantillonnage de l'autoamorçage (*bootstrap*)⁵⁴. Elle consiste à tirer plusieurs sous-échantillons à partir de l'échantillon initial incluant les unités non répondantes, inadmissibles et non valides, s'il y a lieu. Le nombre de sous-échantillons varie d'une enquête à l'autre selon les besoins et les objectifs. Les sous-échantillons sont sélectionnés de façon indépendante les uns des autres, et sont le résultat d'un échantillonnage aléatoire simple (ÉAS) avec remise de $n-1$ unités primaires d'échantillonnage (UPE), parmi les n UPE présentes à l'intérieur de chaque strate de l'échantillon principal. Pour chacun des sous-échantillons ainsi obtenus, de nouvelles probabilités de sélection sont calculées pour chaque unité du sous-échantillon afin de tenir compte de la possibilité de sélectionner plusieurs fois une même unité dans l'échantillon d'autoamorçage (sélection avec remise). Par la suite, l'ensemble des ajustements décrits à la section 2.4.2 sur la pondération est appliqué à chaque sous-échantillon, dont l'ajustement aux effectifs de la population, pour que l'on puisse en arriver à la création d'une pondération d'autoamorçage. Dans le cas de l'EQDEM 2017, 500 ensembles de poids d'autoamorçage ont été créés.

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

En pratique, voici les principales étapes de l'estimation de la variance associée à une estimation à l'aide de la méthode d'autoamorçage :

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

54. La littérature contient un bon nombre de documents décrivant ou évaluant la méthode du *bootstrap* dans un contexte d'utilisation de données provenant d'enquêtes à plan de sondage complexe. Parmi ceux-ci figurent les ouvrages de Lohr (1999), de Rust et Rao (1996) ou de Wolter (1985).

Annexe 2

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

Cette annexe expose l'algorithme d'une requête effectuée sur le portail de l'Infocentre de santé publique.

Tableau A2.1

Tableaux récapitulatifs des requêtes paramétrables sur le portail de l'Infocentre de santé publique
Niveau géographique : Ensemble du Québec

Sous-population	Sexe	Groupe d'âge	Première variable de croisement	Deuxième variable de croisement	Test statistique	Type de proportion
Totale			- Aucune			
			- Autres variables ¹	- Aucune	- Aucun	
				- Autres variables	- Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée ²
			- Sexe	- Aucune	- Aucun	
				- Autres variables	- Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée ³
			- Groupe d'âge	- Aucune	- Aucun	
				- Autres variables	- Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée ⁴
Sexe	- Par sexe - Masculin - Féminin		- Aucune			
			- Groupe d'âge	- Aucune	- Aucun	
				- Autres variables	- Indicateur selon var. de croisement	- Brute
			- Autres variables	- Aucune	- Aucun	
				- Autres variables	- Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée ³
Groupe d'âge		Groupe d'âge	- Aucune			
			- Sexe	- Aucune	- Aucun	
				- Autres variables	- Indicateur selon var. de croisement	- Brute
			- Autres variables	- Aucune	- Aucun	
				- Autres variables	- Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée ⁴

1. Il s'agit des autres variables de la fiche, à l'exception du sexe et du groupe d'âge.

2. Il est possible de choisir la proportion ajustée selon l'âge ou la proportion ajustée selon le sexe.

3. Il s'agit de la proportion ajustée selon l'âge.

4. Il s'agit de la proportion ajustée selon le sexe.

Tableau A2.2

Niveau géographique : Régional¹

Région socio-sanitaire	Sous- population	Sexe	Groupe d'âge	Comparaison régionale	Région de comparaison	Variable de croisement	Test statistique	Type de proportion
Choix d'une région	Totale			- Aucune		- Aucune		
						- Sexe	- Aucun	
							- Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée3
						- Autres variables ²	- Aucun	
							- Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée4
						- Groupe d'âge	- Aucun	
							- Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée5
				- Région par rapport au reste du Québec				- Brute - Ajustée4
				- Région par rapport à une autre région	Choix région de comparaison			- Brute - Ajustée4
	Sexe	- Par sexe - Masculin - Féminin		- Aucune		- Aucune		
						- Autres variables	- Aucun	
							- Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée3
						- Groupe d'âge	- Aucun	
							- Indicateur selon var. de croisement	- Brute
						- Région par rapport au reste du Québec		- Brute - Ajustée3
				- Région par rapport à une autre région	Choix région de comparaison			- Brute - Ajustée3
	Groupe d'âge			- Aucune		- Aucune		
						- Sexe	- Aucun	
							- Indicateur selon var. de croisement	- Brute
						- Autres variables	- Aucun	
							- Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée5
						- Région par rapport au reste du Québec		- Brute - Ajustée5
				- Région par rapport à une autre région	Choix région de comparaison			- Brute - Ajustée5

1. Il peut s'agir soit de la région socio-sanitaire de résidence de l'enfant, soit de la région socio-sanitaire de l'école. Dans l'un ou l'autre des cas, le même choix sera utilisé pour la comparaison régionale et pour la région de comparaison.

2. Il s'agit des autres variables de la fiche, à l'exception du sexe et du groupe d'âge.

3. Il s'agit de la proportion ajustée selon l'âge.

4. Il est possible de choisir la proportion ajustée selon l'âge ou la proportion ajustée selon le sexe.

5. Il s'agit de la proportion ajustée selon le sexe.

Tableau A2.3

Niveau géographique : RTS

Région socio-sanitaire	Réseau territorial de services	Sous- population	Sexe	Groupe d'âge	Comparaison RTS ¹	Variable de croisement	Test statistique	Type de proportion
Choix d'une région	Choix d'un RTS Liste des RTS	Totale			- Aucune	- Aucune		
						- Sexe	- Aucun	
							- Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée ³
						- Autres variables ²	- Aucun	
							- Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée ⁴
						- Groupe d'âge	- Aucun	
							- Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée ⁵
		Sexe	- Par sexe - Masculin - Féminin		- RTS par rapport au reste de la région			- Brute - Ajustée ⁴
					- RTS par rapport au reste du Québec ⁶			- Brute - Ajustée ⁴
					- Aucune	- Aucune		
						- Autres variables	- Aucun	
							- Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée ³
						- Groupe d'âge	- Aucun	
							- Indicateur selon var. de croisement	- Brute
		Groupe d'âge			- RTS par rapport au reste de la région			- Brute - Ajustée ³
					- RTS par rapport au reste du Québec ⁶			- Brute - Ajustée ³
					- Aucune	- Aucune		
						- Sexe	- Aucun	
							- Indicateur selon var. de croisement	- Brute
						- Autres variables	- Aucun	
							- Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée ⁵
		Groupe d'âge			- RTS par rapport au reste de la région			- Brute - Ajustée ⁵
					- RTS par rapport au reste du Québec ⁶			- Brute - Ajustée ⁵

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

2. Il s'agit des autres variables de la fiche, à l'exception du sexe et du groupe d'âge.

3. Il s'agit de la proportion ajustée selon l'âge.

4. Il est possible de choisir la proportion ajustée selon l'âge ou la proportion ajustée selon le sexe.

5. Il s'agit de la proportion ajustée selon le sexe.

6. Rappelons qu'il est recommandé de comparer un RTS au reste du Québec uniquement lorsque les RTS de la région socio-sanitaire correspondante diffèrent significativement entre eux. Pour ce faire, on peut utiliser le test global « RTS comparés avec le reste de la région socio-sanitaire de résidence ». Ainsi, en présence d'un résultat significatif à ce test global, le résultat du test de comparaison du RTS avec le reste du Québec peut être interprété.

Tableau A2.4

Niveau géographique : Local (RLS par RTS), Local (RLS par région), Local (Commission scolaire), Local (Regroupement de territoires de CLSC), Local (MRC), Local (Découpage spécifique)

Région socio-sanitaire	Sous- population	Sexe	Groupe d'âge	Comparaison locale	Variable de croisement	Test statistique	Type de proportion
Choix d'une région	Totale			- Aucune	- Aucune		
					- Sexe	- Aucun - Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée ³
					- Autres variables ²	- Aucun	
					- Groupe d'âge	- Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée ⁵
					- RLS par rapport au reste de la région ¹ (ou RLS par rapport au reste du Québec ⁶)		- Brute - Ajustée ⁴
	Sexe	- Par sexe - Masculin - Féminin		- Aucune	- Aucune	- Aucun	
					- Autres variables	- Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée ³
					- Groupe d'âge	- Indicateur selon var. de croisement	Brute
				- RLS par rapport au reste de la région (ou RLS par rapport au reste du Québec ⁶)			- Brute - Ajustée ³
	Groupe d'âge		Groupe d'âge	- Aucune	- Aucune	- Aucun	
					- Sexe	- Indicateur selon var. de croisement	- Brute
					- Autres variables	- Indicateur selon var. de croisement	- Brute - Ajustée ⁵
				- RLS par rapport au reste de la région (ou RLS par rapport au reste du Québec ⁶)			- Brute - Ajustée ⁵

1. Si le choix Local (Regroupement de territoires de CLSC) est sélectionné, la comparaison sera CLSC par rapport au reste de la région. Si le choix Local (MRC) est sélectionné, la comparaison sera MRC par rapport au reste de la région. Si le choix Local (Commission scolaire) est sélectionné, la comparaison sera commissions scolaires par rapport aux écoles des commissions scolaires de la région.
2. Il s'agit des autres variables de la fiche, à l'exception du sexe et du groupe d'âge.
3. Il s'agit de la proportion ajustée selon l'âge.
4. Il est possible de choisir la proportion ajustée selon l'âge ou la proportion ajustée selon le sexe.
5. Il s'agit de la proportion ajustée selon le sexe.

6. Rappelons qu'il est recommandé de comparer un RLS au reste du Québec uniquement lorsque les RLS de la région sociosanitaire correspondante diffèrent significativement entre eux. Pour ce faire, on peut utiliser le test global « RLS comparés avec le reste de la région sociosanitaire de résidence ». Ainsi, en présence d'un résultat significatif à ce test global, le résultat du test de comparaison du RLS avec le reste du Québec peut être interprété.

Note : Il n'y a pas de test statistique disponible pour :

- la région 06 à l'échelle de la MRC, puisqu'une seule MRC est présente dans ce territoire;
- la région 10 à l'échelle du RLS, puisqu'aucun RLS n'est présent dans ce territoire;
- la région 10 à l'échelle du CLSC, puisqu'un seul CLSC est présent dans ce territoire;
- la région 13 à l'échelle de la MRC, puisqu'une seule MRC est présente dans ce territoire;
- la région 13 à l'échelle du RLS, puisqu'un seul RLS est présent dans ce territoire.
- toutes les régions à l'échelle du découpage spécifique, puisque la taille d'échantillon de certains découpages n'est pas suffisante pour permettre l'utilisation des tests de comparaison pour ce niveau local.

Annexe 3

Taux de réponse par découpage géographique

Les estimations pour tous les découpages géographiques décrits dans cette annexe se trouvent dans le recueil statistique de l'EQDEM 2017, disponible sur le site Web de l'ISQ.

Région sociosanitaire de résidence

Région sociosanitaire de résidence	Taux de réponse (%)
01 Bas-Saint-Laurent	96,9
02 Saguenay–Lac-Saint-Jean	96,7
03 Capitale-Nationale	97,2
04 Mauricie et Centre-du-Québec	93,7
05 Estrie	93,3
06 Montréal	92,1
07 Outaouais	96,1
08 Abitibi-Témiscamingue	97,4
09 Côte-Nord	96,8
10 Nord-du-Québec	97,8
11 Gaspésie–Îles-de-la-Madeleine	93,8
12 Chaudière-Appalaches	97,8
13 Laval	92,5
14 Lanaudière	94,6
15 Laurentides	94,6
16 Montérégie	96,3
Ensemble du Québec	94,8

Région administrative de résidence

Région administrative de résidence	Taux de réponse (%)
01 Bas-Saint-Laurent	96,9
02 Saguenay–Lac-Saint-Jean	96,7
03 Capitale-Nationale	97,2
04 Mauricie	96,1
05 Estrie	92,9
06 Montréal	92,1
07 Outaouais	96,1
08 Abitibi-Témiscamingue	97,4
09 Côte-Nord	96,8
10 Nord-du-Québec	97,8
11 Gaspésie–Îles-de-la-Madeleine	93,8
12 Chaudière-Appalaches	97,8
13 Laval	92,5
14 Lanaudière	94,6
15 Laurentides	94,6
16 Montérégie	96,1
17 Centre-du-Québec	91,6

Commission scolaire

Commission scolaire	Taux de réponse (%)
689000 – Commission scolaire du Littoral	100,0
711000 – Commission scolaire des Monts-et-Marées	97,3
712000 – Commission scolaire des Phares	96,2
713000 – Commission scolaire du Fleuve-et-des-Lacs	96,3
714000 – Commission scolaire de Kamouraska-Rivière-du-Loup	97,7
721000 – Commission scolaire du Pays-des-Bleuets	94,7
722000 – Commission scolaire du Lac-Saint-Jean	97,9
723000 – Commission scolaire des Rives-du-Saguenay	96,9
724000 – Commission scolaire De La Jonquière	97,3
731000 – Commission scolaire de Charlevoix	97,2
732000 – Commission scolaire de la Capitale	96,7
733000 – Commission scolaire des Découvreurs	98,9
734000 – Commission scolaire des Premières-Seigneuries	96,9
735000 – Commission scolaire de Portneuf	97,9
741000 – Commission scolaire du Chemin-du-Roy	97,3
742000 – Commission scolaire de l'Énergie	93,6
751000 – Commission scolaire des Hauts-Cantons	91,1
752000 – Commission scolaire de la Région-de-Sherbrooke	91,9
753000 – Commission scolaire des Sommets	95,8
761000 – Commission scolaire de la Pointe-de-l'Île	91,8
762000 – Commission scolaire de Montréal	93,0
763000 – Commission scolaire Marguerite-Bourgeoys	93,3
771000 – Commission scolaire des Draveurs	97,0
772000 – Commission scolaire des Portages-de-l'Outaouais	95,2
773000 – Commission scolaire au Cœur-des-Vallées	97,7
774000 – Commission scolaire des Hauts-Bois-de-l'Outaouais	94,7
781000 – Commission scolaire du Lac-Témiscamingue	94,8
782000 – Commission scolaire de Rouyn-Noranda	98,1
783000 – Commission scolaire Harricana	97,3
784000 – Commission scolaire de l'Or-et-des-Bois	97,8
785000 – Commission scolaire du Lac-Abitibi	96,5
791000 – Commission scolaire de l'Estuaire	97,6
792000 – Commission scolaire du Fer	95,1
793000 – Commission scolaire de la Moyenne-Côte-Nord	100,0
801000 – Commission scolaire de la Baie-James	98,7

Commission scolaire	Taux de réponse (%)
811000 – Commission scolaire des Îles	97,7
812000 – Commission scolaire des Chic-Chocs	98,7
813000 – Commission scolaire René-Lévesque	91,8
821000 – Commission scolaire de la Côte-du-Sud	97,2
822000 – Commission scolaire des Appalaches	97,3
823000 – Commission scolaire de la Beauce-Etchemin	96,9
824000 – Commission scolaire des Navigateurs	98,6
831000 – Commission scolaire de Laval	93,8
841000 – Commission scolaire des Affluents	95,4
842000 – Commission scolaire des Samares	95,2
851000 – Commission scolaire de la Seigneurie-des-Mille-Îles	93,3
852000 – Commission scolaire de la Rivière-du-Nord	95,6
853000 – Commission scolaire des Laurentides	97,5
854000 – Commission scolaire Pierre-Neveu	97,3
861000 – Commission scolaire de Sorel-Tracy	97,6
862000 – Commission scolaire de Saint-Hyacinthe	96,2
863000 – Commission scolaire des Hautes-Rivières	97,6
864000 – Commission scolaire Marie-Victorin	95,4
865000 – Commission scolaire des Patriotes	97,9
866000 – Commission scolaire du Val-des-Cerfs	93,9
867000 – Commission scolaire des Grandes-Seigneuries	95,0
868000 – Commission scolaire de la Vallée-des-Tisserands	96,6
869000 – Commission scolaire des Trois-Lacs	97,0
871000 – Commission scolaire de la Rivéraine	97,3
872000 – Commission scolaire des Bois-Francs	88,1
873000 – Commission scolaire des Chênes	94,3
881000 – Commission scolaire Central Québec	96,4
882000 – Commission scolaire Eastern Shores	86,7
883000 – Commission scolaire Eastern Townships	94,0
884000 – Commission scolaire Riverside	94,4
885000 – Commission scolaire Sir-Wilfrid-Laurier	91,9
886000 – Commission scolaire Western Québec	96,1
887000 – Commission scolaire English-Montréal	94,2
888000 – Commission scolaire Lester-B.-Pearson	96,1
889000 – Commission scolaire New Frontiers	97,1

Municipalité régionale de comté (MRC)

Municipalité régionale de comté	Taux de réponse (%)
001 – MRC Communauté maritime des Îles-de-la-Madeleine	97,8
002 – MRC Le Rocher-Percé	92,6
003 – MRC La Côte-de-Gaspé	95,7
004 – MRC La Haute-Gaspésie	100,0
005 – MRC Bonaventure	80,9
006 – MRC Avignon	100,0
007 – MRC La Matapédia	95,5
008 – MRC La Matanie	98,9
009 – MRC La Mitis	93,9
010 – MRC Rimouski-Neigette	97,1
011 – MRC Les Basques	98,7
012 – MRC Rivière-du-Loup	97,4
013 – MRC Témiscouata	95,2
014 – MRC Kamouraska	98,6
015 – MRC Charlevoix-Est	99,3
016 – MRC Charlevoix	94,9
017 – MRC L'Islet	98,7
018 – MRC Montmagny	95,5
019 – MRC Bellechasse	97,3
020 – MRC L'Île-d'Orléans et	99,3
021 – MRC La Côte-de-Beaupré	
021 – MRC La Côte-de-Beaupré	99,1
022 – MRC La Jacques-Cartier	98,0
023 – MRC Québec	97,0
251 – MRC Lévis	98,4
026 – MRC La Nouvelle-Beauce	98,9
027 – MRC Robert-Cliche	95,1
028 – MRC Les Etchemins	97,1
029 – MRC Beauce-Sartigan	96,9
030 – MRC Le Granit	93,8
031 – MRC Les Appalaches	97,1
032 – MRC L'Érable	84,5
033 – MRC Lotbinière	99,3
034 – MRC Portneuf	96,4
035 – MRC Mékinac	88,2
036 – MRC Shawinigan	93,7

Municipalité régionale de comté	Taux de réponse (%)
371 – MRC Trois-Rivières	97,4
372 – MRC Les Chenaux	94,6
038 – MRC Bécancour	96,7
039 – MRC Arthabaska	87,7
040 – MRC Les Sources	98,1
041 – MRC Le Haut-Saint-François	87,5
042 – MRC Le Val-Saint-François	97,7
043 – MRC Sherbrooke	91,8
044 – MRC Coaticook	94,5
045 – MRC Memphrémagog	93,8
046 – MRC Brome-Missisquoi	93,2
047 – MRC La Haute-Yamaska	94,3
048 – MRC Acton	97,6
049 – MRC Drummond	94,2
050 – MRC Nicolet-Yamaska	97,6
051 – MRC Maskinongé	96,7
052 – MRC D'Autray	95,7
053 – MRC Pierre-De Saurel	97,4
054 – MRC Les Maskoutains	95,8
055 – MRC Rouville	97,3
056 – MRC Le Haut-Richelieu	97,5
057 – MRC La Vallée-du-Richelieu	96,8
058 – MRC Longueuil	95,6
059 – MRC Marguerite-D'Youville	97,6
060 – MRC L'Assomption	96,5
061 – MRC Joliette	92,9
062 – MRC Matawinie	96,0
063 – MRC Montcalm	96,7
064 – MRC Les Moulins	92,7
065 – MRC Laval	92,5
066 – MRC Montréal	92,1
067 – MRC Roussillon	94,7
068 – MRC Les Jardins-de-Napierville	98,6
069 – MRC Le Haut-Saint-Laurent	95,4
070 – MRC Beauharnois-Salaberry	97,1
071 – MRC Vaudreuil-Soulanges	97,0
072 – MRC Deux-Montagnes	94,3

Municipalité régionale de comté	Taux de réponse (%)
073 – MRC Thérèse-De Blainville	92,3
074 – MRC Mirabel	94,5
075 – MRC La Rivière-du-Nord	96,5
076 – MRC Argenteuil	95,0
077 – MRC Les Pays-d'en-Haut	96,4
078 – MRC Les Laurentides	94,2
079 – MRC Antoine-Labelle	97,3
080 – MRC Papineau	98,6
081 – MRC Gatineau	95,7
082 – MRC Les Collines-de-l'Outaouais	97,5
083 – MRC La Vallée-de-la-Gatineau	97,4
084 – MRC Pontiac	94,7
085 – MRC Témiscamingue	95,0
086 – MRC Rouyn-Noranda	98,2
087 – MRC Abitibi-Ouest	97,2
088 – MRC Abitibi	97,3
089 – MRC La Vallée-de-l'Or	97,7
090 – MRC La Tuque	97,1
091 – MRC Le Domaine-du-Roy	91,6
092 – MRC Maria-Chapdelaine	97,6
093 – MRC Lac-Saint-Jean-Est	98,0
941 – MRC Saguenay	96,7
942 – MRC Le Fjord-du-Saguenay	98,1
095 – MRC La Haute-Côte-Nord	95,2
096 – MRC Manicouagan	98,6
971 – MRC Sept-Rivières	94,8
972 – MRC Caniapiscau et 981 – MRC Minganie	100,0
982 – MRC Le Golfe-du-Saint-Laurent	100,0
991 – MRC Jamésie	97,8

Réseau territorial de services (RTS)

Réseau territorial de services	Taux de réponse (%)
011 – RTS du Bas-Saint-Laurent	96,9
021 – RTS du Saguenay–Lac-Saint-Jean	96,7
031 – RTS de la Capitale-Nationale	97,2
041 – RTS de la Mauricie-et-du-Centre-du-Québec	93,7
051 – RTS de l'Estrie – Centre hospitalier universitaire de Sherbrooke	93,3
061 – RTS de l'Ouest-de-l'Île-de-Montréal	93,4
062 – RTS du Centre-Ouest-de-l'Île-de-Montréal	88,6
063 – RTS du Centre-Sud-de-l'Île-de-Montréal	95,2
064 – RTS du Nord-de-l'Île-de-Montréal	92,6
065 – RTS de l'Est-de-l'Île-de-Montréal	91,8
071 – RTS de l'Outaouais	96,1
081 – RTS de l'Abitibi-Témiscamingue	97,4
091 – RTS de la Côte-Nord	96,8
111 – RTS de la Gaspésie	93,2
112 – RTS des Îles	97,8
121 – RTS de la Chaudière-Appalaches	97,8
131 – RTS de Laval	92,5
141 – RTS de Lanaudière	94,6
151 – RTS des Laurentides	94,6
161 – RTS de la Montérégie-Centre	96,1
162 – RTS de la Montérégie-Est	96,7
163 – RTS de la Montérégie-Ouest	96,1

Réseau local de services (RLS)

Réseau local de services	Taux de réponse (%)
0111 – RLS de Kamouraska	98,6
0112 – RLS de Rivière-du-Loup	97,4
0113 – RLS de Témiscouata	95,2
0114 – RLS des Basques	98,7
0115 – RLS de Rimouski	97,1
0116 – RLS de La Mitis	93,9
0117 – RLS de Matane	98,9
0118 – RLS de La Matapédia	95,5
0211 – RLS du Domaine-du-Roy	91,6
0212 – RLS de Maria-Chapdelaine	97,7
0213 – RLS de Lac-Saint-Jean-Est	97,9
0214 – RLS de Jonquière	97,3
0215 – RLS de Chicoutimi	97,0
0216 – RLS de La Baie	95,6
0311 – RLS de Portneuf	96,4
0312 – RLS de Québec-Sud	97,0
0313 – RLS de Québec-Nord	97,4
0314 – RLS de Charlevoix	97,2
0411 – RLS du Haut-Saint-Maurice	97,1
0412 – RLS de la Vallée de la Batiscan	93,0
0413 – RLS de Maskinongé	96,6
0414 – RLS du Centre-de-la-Mauricie	93,9
0415 – RLS de Trois-Rivières	97,5
0416 – RLS de Bécancour-Nicolet-Yamaska	97,2
0417 – RLS de Drummond	94,2
0418 – RLS d'Arthabaska-de l'Érable	86,9
0511 – RLS de la Pommeraie	95,9
0512 – RLS de la Haute-Yamaska	93,0
0513 – RLS de Memphrémagog	93,8
0514 – RLS de Coaticook	94,5
0515 – RLS de Sherbrooke	91,8
0516 – RLS de Val Saint-François	97,7
0517 – RLS d'Asbestos	98,1
0518 – RLS du Haut-Saint-François	87,5
0519 – RLS du Granit	93,8

Réseau local de services	Taux de réponse (%)
0611 – RLS de Pierrefonds–Lac Saint-Louis	92,8
0612 – RLS de Dorval-Lachine-Lasalle	94,4
0621 – RLS de Côte-Saint-Luc–NDG–Montréal-Ouest	89,5
0622 – RLS de Côte-des-Neiges–Métro–Parc-Extension	88,0
0631 – RLS de Verdun–Côte St-Paul–St-Henri–Pointe-St-Charles	95,2
0632 – RLS des Faubourgs–Plateau-Mont-Royal–St-Louis-du-Parc	95,2
0641 – RLS du Nord de l'Île–Saint-Laurent	91,5
0642 – RLS d'Ahuntsic–Montréal-Nord	91,7
0643 – RLS de la Petite Patrie–Villeray	96,4
0651 – RLS de Saint-Léonard–Saint-Michel	90,6
0652 – RLS de Rivière-des-Prairies–Anjou–Montréal-Est	92,3
0653 – RLS de Hochelaga–Mercier-Ouest–Rosemont	92,6
0711 – RLS du Pontiac	95,1
0712 – RLS de la Vallée-de-la-Gatineau	97,4
0713 – RLS des Collines-de-l'Outaouais	97,5
0714 – RLS de Grande-Rivière–Hull–Gatineau	95,6
0715 – RLS de la Vallée-de-la-Lièvre et de la Petite-Nation	97,4
0811 – RLS de l'Abitibi-Ouest	97,2
0812 – RLS de l'Abitibi	97,3
0813 – RLS de Rouyn-Noranda	98,2
0814 – RLS de la Vallée-de-l'Or	97,7
0815 – RLS du Témiscaming	95,0
0911 – RLS de Caniapiscau et 0915 – RLS de la Minganie	100,0
0912 – RLS de la Haute-Côte-Nord–Manicouagan	97,7
0913 – RLS de Port-Cartier	94,4
0914 – RLS de Sept-Îles	94,9
0916 – RLS de la Basse-Côte-Nord	100,0
1001 – Nord-du-Québec	97,8
1111 – RLS de la Baie-des-Chaleurs	89,4
1112 – RLS de la Haute-Gaspésie	100,0
1113 – RLS de La Côte-de-Gaspé	95,8
1114 – RLS du Rocher-Percé	92,4
1121 – RLS des Îles-de-la-Madeleine	97,8
1211 – RLS Alphonse-Desjardins	98,4
1212 – RLS de la région de Thetford	97,1
1213 – RLS de Beauce	96,4

Réseau local de services	Taux de réponse (%)
1214 – RLS des Etchemins	97,1
1215 – RLS de Montmagny-L'Islet	96,9
1311 – RLS de Laval	92,5
1411 – RLS de Lanaudière-Nord	95,2
1412 – RLS de Lanaudière-Sud	94,2
1511 – RLS d'Antoine-Labelle	97,3
1512 – RLS des Laurentides	94,2
1513 – RLS des Pays-d'en-Haut	96,4
1514 – RLS d'Argenteuil	95,0
1515 – RLS de Deux-Montagnes-Mirabel-Sud	94,9
1516 – RLS de la Rivière-du-Nord-Mirabel-Nord	95,6
1517 – RLS de Thérèse-De Blainville	92,3
1611 – RLS de Champlain	94,7
1612 – RLS du Haut-Richelieu-Rouville	97,6
1621 – RLS Pierre-Boucher	96,7
1622 – RLS de Richelieu-Yamaska	96,6
1623 – RLS Pierre-De Saurel	97,4
1631 – RLS de Vaudreuil-Soulanges	97,0
1632 – RLS du Suroît	97,2
1633 – RLS du Haut-Saint-Laurent	95,4
1634 – RLS de Jardins-Roussillon	95,3

Centre local de services communautaires (CLSC)

Centre local de services communautaires	Taux de réponse (%)
01111 – CLSC Kamouraska	98,6
01121 – CLSC Rivière-du-Loup	97,4
01131 – CLSC Témiscouata	95,2
01141 – CLSC Les Basques	98,7
01151 – CLSC Rimouski-Neigette	97,1
01161 – CLSC La Mitis	93,9
01171 – CLSC Matane	98,9
01181 – CLSC La Matapédia	95,5
02111 – CLSC Domaine-du-Roy	91,6
02121 – CLSC Maria-Chapdelaine	97,7
02131 – CLSC Lac-Saint-Jean-Est	97,9
02141 – CLSC Jonquière	97,3
02151 – CLSC Saguenay	97,0
02161 – CLSC Fjord	95,6
03111 – CLSC Portneuf	96,4
03121 – CLSC Laurentien	99,2
03122 – CLSC Duberger-Les Saules-Lebourgneuf	97,0
03123 – CLSC Sainte-Foy-Sillery	98,2
03124 – CLSC Québec – Haute-Ville	96,6
03125 – CLSC Québec – Basse-Ville	93,4
03126 – CLSC Limoilou-Vanier	93,5
03131 – CLSC Loretteville – Val-Bélair	98,3
03132 – CLSC Charlesbourg	97,5
03133 – CLSC Beauport	95,4
03134 – CLSC Orléans	99,3
03141 – CLSC Charlevoix-Ouest	94,9
03142 – CLSC Charlevoix-Est	99,3
04111 – CLSC Haut-Saint-Maurice	97,1
04121 – CLSC Mékinac	88,2
04122 – CLSC Des Chenaux	95,9
04131 – CLSC Maskinongé	96,6
04141 – CLSC Centre-de-la-Mauricie	93,9
04151 – CLSC Trois-Rivières	97,5
04152 – CLSC Cap-de-la-Madeleine	97,4
04161 – CLSC Nicolet-Yamaska	97,6

Centre local de services communautaires	Taux de réponse (%)
04162 – CLSC Bécancour	96,7
04171 – CLSC Drummond	94,2
04181 – CLSC Arthabaska	87,7
04182 – CLSC De l'Érable	84,5
05111 – CLSC Cowansville-Farnham-Bedford	95,9
05121 – CLSC Granby-Shefford-Bromont	93,0
05131 – CLSC Memphrémagog	93,8
05141 – CLSC Coaticook	94,5
05151 – CLSC Sherbrooke	91,8
05161 – CLSC Val Saint-François	97,7
05171 – CLSC Asbestos	98,1
05181 – CLSC Haut-Saint-François	87,5
05191 – CLSC Granit	93,8
06111 – CLSC Lac Saint-Louis	95,3
06112 – CLSC Pierrefonds	93,8
06113 – CLSC Dollard-des-Ormeaux	85,9
06121 – CLSC Lachine	95,6
06122 – CLSC Lasalle	93,3
06211 – CLSC Côte-Saint-Luc	83,6
06212 – CLSC Notre-Dame-de-Grâce-Montréal-Ouest	93,7
06221 – CLSC Parc-Extension	87,1
06222 – CLSC Mont-Royal	89,6
06223 – CLSC Snowdon	91,4
06224 – CLSC Côte-des-Neiges	83,6
06225 – CLSC Métro	89,8
06311 – CLSC Saint-Henri	91,7
06312 – CLSC Saint-Paul	96,2
06313 – CLSC Verdun	96,6
06314 – CLSC Pointe-Saint-Charles	93,2
06321 – CLSC Saint-Louis-du-Parc	92,4
06322 – CLSC Plateau-Mont-Royal	97,8
06323 – CLSC Montréal – Centre-Sud	95,3
06324 – CLSC Montréal – Centre-Ville	91,8
06411 – CLSC Bordeaux-Cartierville	91,3
06412 – CLSC Saint-Laurent	91,6
06421 – CLSC Ahuntsic	92,5
06422 – CLSC Montréal-Nord	91,0

Centre local de services communautaires	Taux de réponse (%)
06431 – CLSC Villeray	96,1
06432 – CLSC Petite-Patrie	96,9
06511 – CLSC Saint-Michel	91,0
06512 – CLSC Saint-Léonard	90,2
06521 – CLSC Rivière-des-Prairies	92,0
06522 – CLSC Anjou	93,4
06523 – CLSC Pointe-aux-Trembles	89,3
06524 – CLSC Mercier-Est	94,7
06531 – CLSC Rosemont	92,9
06532 – CLSC Mercier-Ouest	91,9
06533 – CLSC Hochelaga-Maisonneuve	92,6
07111 – CLSC Pontiac	95,1
07121 – CLSC Des Forestiers	97,4
07131 – CLSC Les Collines-de-l'Outaouais	97,5
07141 – CLSC Aylmer	96,5
07142 – CLSC Hull	91,6
07143 – CLSC Gatineau	96,9
07151 – CLSC Vallée-de-la-Lièvre	97,2
07152 – CLSC Petite-Nation	98,0
08111 – CLSC Abitibi-Ouest	97,2
08121 – CLSC Abitibi	97,3
08131 – CLSC Rouyn-Noranda	98,2
08141 – CLSC Vallée-de-l'Or	97,7
08151 – CLSC Ville-Marie	96,8
08152 – CLSC Témiscaming	89,2
09111 – CLSC Caniapiscau et 09151 – CLSC Minganie	100,0
09121 – CLSC Les Escoumins	91,5
09122 – CLSC Forestville	100,0
09123 – CLSC Manicouagan	98,6
09131 – CLSC Port-Cartier	94,4
09141 – CLSC Sept-Îles	94,9
09161 – CLSC Basse Côte-Nord	100,0
10011 – CLSC Baie-James	80,0
10012 – CLSC Matagami et 10013 – CLSC Lebel-sur-Quévillon	100,0
10014 – CLSC Chibougamau-Chapais	99,2

Centre local de services communautaires	Taux de réponse (%)
11111 – CLSC Avignon	100,0
11112 – CLSC Bonaventure	80,9
11121 – CLSC Denis-Riverin	100,0
11131 – CLSC Grande-Vallée et 11133 – CLSC Murdochville	100,0
11132 – CLSC Gaspé	95,4
11141 – CLSC Pabok	92,4
11211 – CLSC Îles-de-la-Madeleine	97,8
12111 – CLSC Lotbinière	99,3
12112 – CLSC Les Chutes-de-la-Chaudière	98,5
12113 – CLSC Desjardins	98,5
12114 – CLSC Bellechasse	97,3
12115 – CLSC La Nouvelle-Beauce	98,5
12121 – CLSC Les Appalaches	97,1
12131 – CLSC Robert-Cliche	95,1
12132 – CLSC Beauce-Sartigan	96,9
12141 – CLSC Des Etchemins	97,1
12151 – CLSC Montmagny	95,5
12152 – CLSC L'Islet	98,7
13111 – CLSC Sainte-Rose-de-Laval	93,5
13112 – CLSC Duvernay	93,0
13113 – CLSC Pont-Viau	93,9
13114 – CLSC Chomedey	90,1
14111 – CLSC Matawinie	96,0
14112 – CLSC Montcalm	96,7
14113 – CLSC Joliette	92,9
14114 – CLSC D'Autray	95,7
14121 – CLSC Les Moulins	92,7
14122 – CLSC L'Assomption	96,5
15111 – CLSC Antoine-Labelle	97,3
15121 – CLSC Les Laurentides	94,2
15131 – CLSC Les Pays-d'en-Haut	96,4
15141 – CLSC Argenteuil	95,0
15151 – CLSC Deux-Montagnes – Mirabel	94,9
15161 – CLSC La Rivière-du-Nord – Mirabel	95,6
15171 – CLSC Thérèse-De Blainville	92,3
16111 – CLSC Brossard – Saint-Lambert	94,7

Centre local de services communautaires	Taux de réponse (%)
16112 – CLSC Saint-Hubert	94,7
16121 – CLSC Chambly-Carignan-Marieville	97,8
16122 – CLSC Saint-Jean-sur-Richelieu – Saint-Luc	97,4
16211 – CLSC Longueuil-Ouest	95,8
16212 – CLSC Longueuil-Est	95,5
16213 – CLSC Lajemmerais	97,8
16221 – CLSC Saint-Bruno – Belœil – Saint-Hilaire	97,0
16222 – CLSC Les Maskoutains	95,8
16223 – CLSC Acton	97,6
16231 – CLSC Bas Richelieu	97,4
16311 – CLSC Vaudreuil-Soulanges	97,0
16321 – CLSC Valleyfield-Beauharnois	97,2
16331 – CLSC Haut-Saint-Laurent	95,4
16341 – CLSC Châteauguay-Mercier	94,5
16342 – CLSC Saint-Constant – La Prairie	94,9
16343 – CLSC Les Jardins-de-Napierville	98,6