

# ENQUÊTE SUR L'ALLAITEMENT MATERNEL AU QUÉBEC, 2005-2006

## CAHIER MÉTHODOLOGIQUE

Institut de la statistique du Québec



# ENQUÊTE SUR L'ALLAITEMENT MATERNEL AU QUÉBEC, 2005-2006

## CAHIER MÉTHODOLOGIQUE

Nathalie Plante  
Robert Courtemanche

Institut de la statistique du Québec

**Août 2006**

## **Introduction**

L'Institut de la statistique du Québec s'est vu confier le mandat de réaliser une enquête sur l'allaitement maternel au Québec en 2005, cela afin de documenter la correspondance avec les objectifs fixés par le ministère de la santé et des services sociaux (MSSS) en matière d'allaitement maternel. En particulier, cette enquête visait à mesurer des taux d'allaitement jusqu'à l'âge de 6 mois, selon différentes nomenclatures, tant au niveau provincial que régional.

Une enquête téléphonique a été réalisée entre le 21 novembre 2005 et le 24 avril 2006 auprès de mères d'enfants âgés de 6 mois. Des données rétrospectives ont alors été recueillies quant aux pratiques en matière d'allaitement maternel, à l'introduction de divers liquides et solides des bébés allaités depuis leur naissance ainsi qu'aux habitudes de vie de la mère durant la grossesse.

Le présent rapport aborde les principaux aspects de méthodologie statistique de l'enquête. On y décrit le plan de sondage, les résultats de collecte ainsi que la méthode de pondération permettant d'inférer les résultats à la population visée.

## **Prétest**

Afin de tester les instruments de collecte et d'évaluer l'ordre de grandeur du taux de réponse auquel on pouvait s'attendre pour l'enquête, un prétest a été conduit du 31 octobre au 4 novembre 2005. Pour ce faire, un échantillon aléatoire de 150 enfants a été sélectionné à travers l'ensemble des régions visées par l'enquête, en plus de 50 enfants de mère anglophone de la région de Montréal. Ce dernier échantillon visait spécifiquement à tester la version anglaise du questionnaire. Les mères des enfants échantillonnés ont été contactées pour une entrevue téléphonique lorsque l'enfant avait 6 mois.

Suite au prétest, quelques modifications ont été apportées au questionnaire utilisé pour l'enquête. Les résultats du prétest ont également permis de constater que les mères contactées opposaient rarement un refus à l'entrevue et que la non-réponse provenait davantage de la difficulté à rejoindre la mère, soit parce que le numéro de téléphone était erroné, soit parce qu'il n'y avait pas de réponse après plusieurs tentatives. Par ailleurs, ce problème étant plus prononcé dans la région de Montréal qu'ailleurs, nous avons fixé un taux de réponse attendu plus faible pour Montréal que pour les autres régions. L'accent a donc été mis sur la recherche des numéros de téléphone à Montréal, incluant une possibilité d'essayer plusieurs numéros lorsqu'il n'était pas possible de déterminer lequel devrait correspondre au parent recherché.

## **Plan de sondage de l'enquête**

### *Population visée*

La population visée par l'enquête est composée des enfants nés de mères résidant au Québec en 2005 et qui vivaient toujours au Québec au moment de l'enquête<sup>1</sup>. Au moment de l'entrevue, les enfants devaient être âgés de 6 mois à moins de 7 mois.

### *Base de sondage*

La base de sondage est tirée du Fichier des naissances vivantes du Registre des événements démographiques du Québec de l'année 2005. Ce dernier contient des informations sur l'enfant (date de naissance, sexe, nom et prénom, type de naissance, etc.) et ses parents (noms et prénoms, âges, code postal de la mère, langue d'usage de la mère, nombre d'années de scolarité de la mère, etc.). Étant donné les délais de réception des formulaires de naissance en provenance de l'Ontario, la base de sondage ne permet pas de couvrir ces naissances, lesquelles représentent environ 25 % des enfants de mère vivant dans la région de l'Outaouais. Une enquête complémentaire visant les enfants de mère vivant en Outaouais a été faite pour ajuster les estimations de cette région et ainsi pallier au problème de sous-couverture importante de la base de sondage pour cette région. Cette enquête complémentaire est décrite à l'annexe 1. Notons qu'au niveau provincial, les naissances hors Québec qui ne sont pas couvertes par la base de sondage ne représentent qu'environ 1 % de l'ensemble des naissances; l'impact de cette sous-couverture sur les estimations provinciales est par conséquent négligeable.

L'entrevue devait avoir lieu au moment où l'enfant était âgé d'au moins 6 mois afin de permettre l'estimation des taux d'allaitement jusqu'à cet âge. L'enfant devait toutefois avoir moins de 7 mois lors de l'entrevue puisque autrement, l'effort de mémorisation demandé à la mère aurait été trop important ce qui, par conséquent, aurait pu affecter la qualité des données recueillies.

Afin de tenir compte des contraintes d'âge de l'enfant au moment de l'entrevue et du nombre de naissances limité dans certaines régions (tableau 1), la période d'enquête a été divisée en périodes de sept jours et la sélection des enfants a été faite de façon indépendante dans chacune des combinaisons région-semaine. Pour une combinaison région-semaine donnée, la base de sondage a été formée par une extraction du Fichier des naissances vivantes de tous les enfants âgés de 6 mois pile à 6 mois et 6 jours à la première journée de la semaine de collecte correspondante<sup>2</sup>. On tentait alors de contacter et d'interviewer la mère de tous les enfants échantillonnés pour cette semaine-là. Lorsque cela n'était pas possible, l'entrevue pouvait également se dérouler durant les deux semaines suivantes, les enfants n'ayant alors pas encore atteint l'âge de 7 mois, favorisant de ce fait la participation des mères. Passé cet âge, les enfants admissibles à l'enquête et dont la mère n'a pas fait l'entrevue ont été déclarés non-répondants.

---

<sup>1</sup> Les enfants de mères résidant dans les territoires cri et inuit ne font pas partie de la population visée.

<sup>2</sup> La population effectivement couverte par l'enquête est donc plus restreinte que la population visée. Néanmoins, sous la prémisse qu'il n'y a pas de variations saisonnières dans les pratiques d'allaitement, on inférera les résultats à la population visée.

**Tableau 1 - Naissances en 2004 par région sociosanitaire**

Région sociosanitaire	Nombre total de naissances	Nombre moyen de naissances par semaine
Bas-Saint-Laurent (01)	1 576	30
Saguenay–Lac-Saint-Jean (02)	2 398	46
Capitale-Nationale (03)	5 543	107
Mauricie et Centre-du-Québec (04)	4 209	81
Estrie (05)	2 912	56
Montréal (06)	20 387	392
Outaouais (07)	2 741 <sup>3</sup>	53
Abitibi-Témiscamingue (08)	1 331	26
Côte-Nord (09)	1 009	19
Nord-du-Québec (10)	188	4
Gaspésie–Îles-de-la-Madeleine (11)	642	12
Chaudière-Appalaches (12)	3 936	76
Laval (13)	3 598	69
Lanaudière (14)	3 808	73
Les Laurentides (15)	4 926	95
Montérégie (16)	13 091	252
<b>Total</b>	<b>72 295</b>	<b>1390</b>

#### *Période de collecte*

La collecte des données s'est déroulée du 21 novembre 2005 au 24 avril 2006. Pour les régions sociosanitaires où le nombre de naissances était suffisant, la collecte s'est terminée le 5 février et aucun échantillon n'a été sélectionné pour les semaines de collecte s'étalant du 19 décembre 2005 au 8 janvier 2006, minimisant ainsi la non-réponse due aux occupations entourant la période des Fêtes. Pour les cinq régions où le nombre de naissances est le plus faible, tous les enfants admissibles à l'enquête ont été sélectionnés, selon l'ordre de leur naissance, jusqu'à concurrence de la taille d'échantillon visée.

La stratégie de collecte repose sur l'idée qu'il n'y a pas de variations saisonnières importantes des pratiques en matière d'allaitement, ce qui a été vérifié par divers travaux. (Beaudry et Aucoin-Larade, 1989; Williams et collègues, 1996 et 1999).

#### *Sélection de l'échantillon*

On visait initialement à obtenir des estimations présentant un coefficient de variation inférieur à 15 % pour une proportion de 15 % ou plus, par région sociosanitaire. Pour ce faire, 250 répondants étaient requis pour chacune des régions. Pour la région de Montréal, le nombre de répondants visé a plutôt été de 325 à 350. Cette hausse du nombre de répondants permet non seulement d'accroître la précision des estimations pour la région de Montréal, mais encore d'accroître la précision des estimations au

<sup>3</sup> Ce nombre exclut les naissances ayant eu lieu en Ontario.

niveau provincial en abaissant l'effet de plan<sup>4</sup> dû à une répartition non proportionnelle de l'échantillon selon les régions. Pour les régions Nord-du-Québec et Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine, le nombre de naissances n'a pas été suffisant pour obtenir 250 répondants durant les délais impartis pour l'enquête<sup>5</sup>. C'est pour cette raison que tous les enfants nés au sein de ces deux régions et correspondant à l'ensemble des semaines de collecte ont été inclus dans l'échantillon. Pour la région de Montréal, en supposant a priori un taux de réponse de l'ordre de 60 % à 65 %, 539 enfants ont été échantillonnés. Pour chacune des 13 régions restantes, 333 enfants ont été échantillonnés, sous l'hypothèse initiale d'un taux de réponse de 75 %. Au total, 5 212 enfants nés entre les mois de mai et octobre 2005 ont été sélectionnés (tableau 2).

Pour les régions où un échantillonnage devait être fait, un taux d'échantillonnage uniforme a été appliqué d'une semaine à l'autre. Par ailleurs, la sélection de l'échantillon pour une semaine donnée a été faite selon un plan de sondage aléatoire stratifié selon l'âge et le nombre d'années de scolarité de la mère, avec une répartition proportionnelle. Cela visait à assurer une bonne représentation des mères quant à leur âge et leur scolarité, ces variables étant généralement liées aux mesures sur l'allaitement maternel.

#### *Enfants décédés*

Un appariement sommaire a été fait entre l'échantillon sélectionné et le Fichier des décès du Registre des événements démographiques du Québec de 2005 et 2006 de manière à identifier, au préalable, les enfants décédés avant l'âge de 6 mois. Le but premier de cette opération était d'éviter de contacter les familles de ces enfants pour l'enquête, ce qui aurait été inconvenant étant donné le sujet de l'enquête. Par ailleurs, on diminue ainsi les coûts de collecte, bien que ce bénéfice soit probablement marginal étant donné le petit nombre de décès survenant durant les premiers mois de vie.

#### *Admissibilité à l'enquête*

Étaient admissibles à l'enquête les enfants nés de mères vivant au Québec en 2005 et qui vivaient toujours au Québec au moment de l'enquête, exception faite des enfants vivant sur un territoire cri ou inuit. De plus, afin d'enquêter les mères lorsque l'enfant avait 6 mois, pour une région donnée, seuls les enfants âgés de 6 mois pile à 6 mois et 6 jours à la première journée d'une semaine de collecte planifiée pour cette région étaient admissibles.

---

<sup>4</sup> L'effet de plan est le rapport entre la variance d'échantillonnage obtenue pour une proportion en tenant compte du plan de sondage et la variance d'échantillonnage que l'on obtiendrait pour cette proportion avec un échantillon aléatoire simple de même taille.

<sup>5</sup> À la période de collecte de cinq mois planifiée correspondent respectivement 76 et 268 naissances dans les régions Nord-du-Québec et Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine.

L'échantillon sélectionné compte 38 enfants inadmissibles à l'enquête, soit 26 enfants décédés, 10 enfants déménagés hors du territoire visé par l'enquête, un enfant âgé de 7 mois ou plus et un doublon. On obtient ainsi un échantillon de 5 174 enfants admissibles à l'enquête.

## Résultats de collecte

### Taux de réponse

Les taux de réponse visés ont été surpassés dans toutes les régions, pour un taux de réponse global pondéré<sup>6</sup> de 82,4 % (tableau 2). On note que la non-réponse provient principalement de la difficulté à rejoindre la mère, soit parce que le numéro de téléphone était erroné<sup>7</sup> (349 cas), soit parce qu'il n'y avait pas de réponse après plusieurs tentatives (100 cas). On compte également 119 cas de refus et 53 cas où la mère ne pouvait faire l'entrevue ni en français, ni en anglais.

**Tableau 2 – Résultats de collecte par région sociosanitaire**

Région sociosanitaire	Taille d'échantillon	Nombre d'enfants admissibles	Nombre de répondants	Taux de réponse pondéré (%)
Bas-Saint-Laurent (01)	333	332	290	87,3
Saguenay–Lac-Saint-Jean (02)	333	328	287	87,5
Capitale-Nationale (03)	333	328	281	85,6
Mauricie et Centre-du-Québec (04)	333	331	278	84,3
Estrie (05)	333	330	282	85,5
Montréal (06)	539	535	399	74,4
Outaouais (07)	333	333	284	85,2
Abitibi-Témiscamingue (08)	333	332	280	84,3
Côte-Nord (09)	333	328	267	81,4
Nord-du-Québec (10)	76	76	69	90,8
Gaspésie–Îles-de-la-Madeleine (11)	268	267	224	83,9
Chaudière-Appalaches (12)	333	330	298	90,3
Laval (13)	333	329	280	85,0
Lanaudière (14)	333	332	282	84,8
Les Laurentides (15)	333	333	288	86,4
Montérégie (16)	333	330	276	83,7
<b>Total</b>	<b>5 212</b>	<b>5 174</b>	<b>4 365</b>	<b>82,4</b>

### Pondération

Afin d'inférer les résultats à la population visée par l'enquête, chaque répondant doit se voir associer un poids statistique. Ce poids est le nombre d'enfants qu'un répondant représente au sein de la population visée par l'enquête. Pour un répondant donné, le poids de base est l'inverse de la probabilité qu'il avait d'être sélectionné dans l'échantillon initial. Par la suite, ce poids subit un ajustement pour tenir compte de la non-réponse à l'enquête. Finalement, un dernier ajustement des poids consiste à faire

<sup>6</sup> Le poids associé à chaque enfant échantillonné est ici égal à l'inverse de sa probabilité de sélection et varie peu pour des enfants d'une même région. Ainsi, à toutes fins utiles, seul le taux de réponse global est légèrement modifié par cette pondération.

<sup>7</sup> En dépit d'une recherche approfondie des numéros de téléphone manquants, plusieurs numéros sont demeurés introuvables.

un calage de ceux-ci de telle sorte que pour chaque combinaison de région sociosanitaire, groupe d'âge et scolarité de la mère, la somme des poids des répondants soit égale au nombre d'enfants dans la population. En toute dernière étape, un ajustement des poids a été fait pour les enfants nés de mère résidant en Outaouais afin de tenir compte des naissances hors Québec.

Les estimations produites à l'aide de l'échantillon des répondants de cette enquête sont des proportions. Celles-ci ont toutes été pondérées et servent par conséquent à décrire la population visée.

#### *Probabilités de sélection*

Pour chaque région sociosanitaire, semaine de naissance et strate d'échantillonnage (combinaison d'âge et de scolarité de la mère), la probabilité de sélection d'un enfant donné est égale à la taille d'échantillon fixée divisée par le nombre de naissances apparaissant à la base de sondage au moment du tirage de l'échantillon<sup>8</sup>. Pour chacune des régions retenues, la taille d'échantillon a été fixée par répartition proportionnelle de la taille d'échantillon totale selon le nombre de naissances par semaine et par strate, obtenant de ce fait des probabilités de sélection uniformes. L'inverse de sa probabilité de sélection devient le poids de base de chaque répondant à l'enquête.

#### *Ajustement pour la non-réponse totale*

D'après les données disponibles dans le Fichier des naissances vivantes, on constate que les répondants à l'enquête présentent des caractéristiques différentes des non-répondants. Un ajustement des poids de base a par conséquent été fait dans le but de minimiser les biais potentiels attribuables à cette non-réponse dans les estimations qui ont été produites. Cet ajustement ne garantit cependant pas l'élimination de tout biais puisqu'il demeure possible que les répondants présentent certaines particularités liées à l'allaitement et pour lesquelles on ne dispose d'aucune mesure dans la base de sondage.

L'ajustement pour la non-réponse consiste à redresser l'échantillon des répondants par une modification de la pondération de base de manière à en tirer des estimations ponctuelles le plus semblables possible à celles que l'on aurait obtenues si chacun des enfants sélectionné initialement avait été répondant. Pour ce faire, 18 classes de pondération ont été créées à l'aide d'une modélisation par segmentation fondée sur l'algorithme CHAID (« Chi-square automatic interaction detection ») mis au point par Kass (1980). Suivant cette méthode, les classes de pondération sont créées sous forme d'arborescence; elles ne résultent donc pas nécessairement du croisement de toutes les variables considérées pour la modélisation.

Les variables utilisées pour la formation des classes de pondération sont tirées du Fichier des naissances vivantes : nombre d'années de scolarité, âge, lieu de naissance, état matrimonial et langue d'usage de la mère, âge et lieu de naissance du père, situation de couple et taille de la fratrie. Toutes ces variables sont significativement

---

<sup>8</sup> Le tirage de l'échantillon a eu lieu le 11 novembre 2005 et portait sur les naissances survenues entre le 15 mai et le 30 juillet 2005 et, pour quelques régions seulement, jusqu'au 15 octobre. Hormis les naissances ayant eu lieu en Ontario, la quasi-totalité des naissances des enfants de la population visée devrait par conséquent avoir été considérées lors de la sélection aléatoire de l'échantillon.

liées à la fois au fait d'avoir répondu ou non à l'enquête, tout en étant liées à plusieurs des mesures d'allaitement de l'enquête (selon différentes nomenclatures et durées).

La variable de scolarité de la mère étant la plus fortement liée au fait de répondre ou non tout en étant fortement liée aux taux d'allaitement, les valeurs manquantes ont été imputées au préalable. L'information disponible par le biais de l'enquête quant au niveau de scolarité des mères répondantes a été utilisée pour faire cette imputation, le cas échéant.

Pour un enfant donné, l'ajustement de la pondération consiste à diviser le poids de base par le taux de réponse pondéré observé au sein de la classe à laquelle il appartient. Relativement au taux de réponse global de 82 %, les taux de réponse les plus faibles sont observés chez les enfants de mère peu scolarisée (10 ans ou moins de scolarité complétées avec succès; 65 %), en particulier lorsque la langue d'usage de cette dernière n'est pas le français (50 %), ou encore lorsque la mère est âgée d'au plus 25 ans (61 %), surtout si elle ne vit pas en couple (48 %).

### *Calage*

En raison de la non-réponse et en dépit de l'ajustement de la pondération de base pour tenir compte de cette dernière, il se peut qu'un sous-groupe de la population soit surreprésenté à l'étape de l'estimation, relativement à la population visée. Étant donné la dimension régionale de l'enquête, il est impératif d'avoir une bonne représentativité selon la région sociosanitaire pour les estimations provinciales. Pour ce faire, la somme des poids doit être égale au nombre total d'enfants dans la population visée pour chacune des régions retenues.

Par ailleurs, il est important de préserver la répartition selon les caractéristiques les plus liées aux mesures recueillies dans l'enquête. En plus du nombre d'années de scolarité de la mère, plusieurs variables disponibles dans la base de sondage sont également reliées aux mesures d'allaitement, notamment l'âge de la mère. La scolarité et l'âge de la mère à la naissance de l'enfant ayant par ailleurs été utilisées pour la stratification de la population dans le plan de sondage, les poids ont subi un calage tel que pour chaque combinaison de région, scolarité et âge de la mère, leur somme soit égale au nombre d'enfants au sein de la population visée. Les sous-groupes d'âge et de scolarité de la mère utilisés pour le calage diffèrent toutefois des strates d'échantillonnage. En effet, les regroupements requis en raison du nombre limité de répondants dans chaque région ont été faits dans ce cas-ci en priorisant la variable de scolarité de la mère, puisque cette variable semble davantage liée aux mesures d'allaitement que l'âge de la mère.

### *Ajustement pour la région de l'Outaouais*

Les enfants dont la mère vit dans la région de l'Outaouais et qui sont nés en Ontario ne sont pas couverts par l'enquête. Or il appert que la répartition de ces derniers selon certaines caractéristiques liées à l'allaitement diffère de celle des enfants de l'Outaouais nés au Québec. Par exemple, selon les données du Fichier des naissances vivantes de l'année 2003, on observe que la distribution des naissances selon l'âge de la mère diffère de façon importante entre les enfants nés au Québec et ceux nés en

Ontario<sup>9</sup>. En effet, environ un tiers des enfants nés au Québec en 2003 avaient une mère âgée de 25 ans ou moins, alors que cette proportion était de 19 % pour les enfants nés en Ontario.

Sachant que l'âge de la mère est lié à sa propension à allaiter, les estimations des taux d'allaitement pour la région de l'Outaouais pourraient être entachées d'un biais si l'on ne tenait pas compte de cet écart. Il a par conséquent été décidé de faire un ajustement de la pondération afin de minimiser les biais des estimations de la région de l'Outaouais<sup>10</sup>. Afin de maximiser la qualité de cet ajustement, une enquête complémentaire a été mise en place pour cette région dans le but de recueillir des données comparatives pour les enfants nés au Québec et en Ontario. L'annexe 1 décrit la démarche ayant mené à cette enquête ainsi que la procédure d'ajustement utilisée.

### **Non-réponse partielle**

La pondération tient compte de la non-réponse totale mais n'a pas été ajustée pour la non-réponse partielle. Or une non-réponse partielle importante peut entraîner certains biais dans les estimations, au même titre que la non-réponse totale. Le taux de non-réponse partielle pondéré est défini comme le rapport du nombre pondéré de non-répondants sur le nombre pondéré de personnes admissibles à répondre. Dans cette enquête-ci, seules deux variables présentent un taux de non-réponse partielle supérieur à 5 %, soit le revenu du ménage (Q28 ; 6,4 %) et l'âge prévu de l'enfant lors du retour au travail (Q26B ; 6,3 %)<sup>11</sup>. Qu'elles soient issues du questionnaire ou dérivées à partir de celui-ci, aucune variable portant spécifiquement sur l'allaitement maternel ne présente un taux de non-réponse partielle excédant 5 %.

Une analyse permettant de vérifier si la non-réponse partielle de ces variables est caractérisée a été effectuée. Pour les deux variables identifiées, il ressort que les mères les plus jeunes, de même que celles ayant un niveau de scolarité plus faible, ont répondu en moins grande proportion. D'un autre côté, on remarque que la non-réponse partielle pour la variable de revenu du ménage est plus élevée pour les enfants n'ayant pas été allaités de manière exclusive pour la première semaine, de même que pour ceux faisant partie de la catégorie d'allaitement de type prédominant à 6 mois. Pour la variable portant sur l'âge prévu de l'enfant lors du retour au travail, la non-réponse partielle est plus élevée chez les enfants allaités pour les 6 premiers mois que chez les autres. De cette analyse, il faut retenir également qu'aucun autre lien significatif n'a été détecté entre le fait d'avoir fourni les renseignements sur le revenu du ménage ou l'âge prévu de l'enfant lors du retour au travail et les différentes mesures d'allaitement de l'enquête.<sup>12</sup>

---

<sup>9</sup> Ces distributions ont été examinées pour l'année 2003 étant donné l'arrivée tardive des formulaires de naissance en provenance de l'Ontario.

<sup>10</sup> Cet ajustement a également un léger impact sur les estimations provinciales.

<sup>11</sup> En général, un taux de non-réponse partielle n'excédant pas 5 % a peu d'impact sur les estimations.

<sup>12</sup> Notons que la relation avec chacune des mesures d'allaitement recueillies dans l'enquête a été étudiée. Une relation significative entre la non-réponse partielle et ces mesures n'a été détectée que pour les variables AL1SE2 et CATALL6M dans le cas du revenu du ménage et pour la variable AL6MS1 dans le cas de l'âge prévu de l'enfant lors du retour au travail.

## Standardisation des taux d'allaitement régionaux

Les estimations des taux d'allaitement régionaux sont vraisemblablement liées au profil socioéconomique des familles, en particulier à la répartition des enfants selon l'âge et la scolarité de leur mère. Afin d'effectuer une comparaison régionale indépendante de cette répartition, les estimations ont été standardisées selon l'âge de la mère à la naissance de l'enfant, d'une part, puis selon l'âge et le nombre d'années de scolarité de la mère à la naissance de l'enfant, d'autre part. Ces taux ont été calculés en modifiant la pondération et en considérant comme référence les répartitions estimées pour l'ensemble des régions visées à l'aide de l'échantillon d'enquête<sup>13</sup>. Le poids de chaque enfant a ainsi été multiplié par la proportion estimée d'enfants au niveau provincial dans la classe d'âge (et de scolarité de la mère, s'il y a lieu) à laquelle il appartient, puis divisé par la proportion estimée d'enfants de sa région dans cette même classe.

Les taux d'allaitement ainsi standardisés servent à estimer les taux que l'on observerait si la répartition des enfants selon l'âge de leur mère (ou selon l'âge et la scolarité, selon le cas) était égale à la répartition provinciale pour chacune des régions. La répartition provinciale des enfants selon l'âge de leur mère à la naissance est présentée au tableau 3. La répartition provinciale selon l'âge et le nombre d'années de scolarité de la mère suit au tableau 4.

Notons que bien que la standardisation selon l'âge soit plus conventionnelle, la standardisation selon l'âge et la scolarité permet quant à elle d'enlever les écarts de scolarité, en plus des écarts d'âge, entre les régions. Les deux types d'estimations standardisées peuvent être interprétées aux fins de la comparaison des régions.

**Tableau 3 - Répartition de la population de référence selon l'âge de la mère à la naissance utilisée pour la standardisation des taux d'allaitement régionaux**

âge de la mère	
24 ans et moins	19,9 %
25 à 29 ans	34,9 %
30 à 34 ans	30,0 %
35 ans et plus	15,2 %
	100,0 %

---

<sup>13</sup> Les répartitions des naissances (soit selon l'âge de la mère et selon l'âge et la scolarité de la mère) utilisées comme références portent sur la période allant du 21 novembre 2005 au 5 février 2006, soit du début de la période de collecte jusqu'à la fin de la période de collecte pour la majorité des régions. Ces répartitions diffèrent quelque peu de celles observées dans la base de sondage pour la même période en raison des classes de standardisation qui sont différentes de celles utilisées pour le calage des poids. Cet écart est attribuable aux effectifs régionaux limités dans certains sous-groupes. La distribution estimée à partir de l'échantillon d'enquête a été retenue comme référence plutôt que la distribution observée dans la base de sondage de manière à obtenir des statistiques cohérentes avec les statistiques provinciales produites dans l'enquête.

**Tableau 4 - Répartition de la population de référence selon l'âge et le nombre d'années de scolarité de la mère à la naissance utilisée pour la standardisation des taux d'allaitement régionaux**

nombre d'années de scolarité de la mère <sup>14</sup>	âge de la mère	
10 ans et moins	tous	11,4 %
11 à 15 ans	25 ans et moins	16,9 %
	26 à 30 ans	20,1 %
	31 ans et plus	16,0 %
16 ans et plus	30 ans et moins	17,2 %
	31 ans et plus	18,4 %
		100,0 %

### Précision des estimations et tests statistiques

Les estimations obtenues par le biais d'une enquête par sondage ne sont pas des valeurs exactes mais sont entachées d'une erreur d'échantillonnage. Celle-ci est liée au fait que l'on enquête seulement une partie de la population étudiée. L'intervalle de confiance à 95 % a été retenu dans cette enquête-ci comme mesure de précision des estimations. Il s'interprète de la façon suivante : « Si l'on tirait un échantillon de la population visée un grand nombre de fois selon le même plan de sondage, 95 % des échantillons sélectionnés fourniraient un intervalle de confiance contenant la vraie valeur du paramètre de la population (ex : taux d'allaitement). » Le calcul de cet intervalle repose tantôt sur une distribution normale, tantôt sur une distribution binomiale, selon l'ordre de grandeur de la proportion estimée<sup>15</sup>.

Le test du khi-deux avec ajustement de Satterthwaite<sup>16</sup> est utilisé pour faire une comparaison globale des taux d'allaitement ou autres proportions entre les différents sous-groupes étudiés (ex. : régions). Sous l'hypothèse qu'il n'y a pas de différence entre les sous-groupes, le seuil observé du test représente la probabilité que la statistique khi-deux soit plus grande ou égale à la valeur du khi-deux calculée à partir des données. Ce seuil indique si l'absence de différence est vraisemblable. Par exemple, si l'on fixe le seuil théorique du test à 0,05, tout seuil observé inférieur à 0,05 indique que l'hypothèse d'égalité des proportions est peu vraisemblable. On dit alors qu'il existe une différence significative entre les sous-groupes. Les écarts observés au sein des sous-groupes ne sont interprétés que lorsque le test global révèle une différence significative.

<sup>14</sup> Nombre d'années de scolarité complétées avec succès, excluant les années scolaires abandonnées ou échouées, tel que déclaré par les parents dans le bulletin de naissance. Cette question peut ne pas avoir été interprétée de la même façon par tous les parents. Par exemple, le bulletin ne spécifiait pas si la mère devait déclarer une ou plusieurs années pour une année de scolarité de même niveau (ex : deux programmes collégial technique).

<sup>15</sup> La distribution normale n'est pas appropriée pour de petites proportions.

<sup>16</sup> La correction de la statistique khi-deux de Satterthwaite permet de tenir compte du plan de sondage complexe.

## **Portée et limites de l'enquête**

La participation des mères à l'enquête a été très bonne. Parmi les mères contactées, peu ont en effet refusé de participer et dans la plupart des cas, elles ont répondu à l'ensemble des questions qui leur ont été posées. Les nombreuses variables disponibles dans le Fichier des naissances vivantes ont par ailleurs été avantageusement utilisées afin d'ajuster les pondérations pour tenir compte de la non-réponse totale, permettant ainsi de minimiser les biais potentiels attribuables à cette dernière et, de ce fait, maximisant la qualité des estimations produites.

Pour des raisons logistiques, il a été décidé de sélectionner des mères ayant accouché au printemps 2005. De ce fait, la population effectivement couverte par l'enquête est plus restreinte que la population visée. Néanmoins, sous la prémisses qu'il n'y a pas de variations saisonnières dans les pratiques d'allaitement, il est possible d'inférer les résultats de l'enquête à la population visée.

Le problème de sous-couverture de la base de sondage pour la région de l'Outaouais causé par les délais de réception des formulaires de naissance en provenance de l'Ontario a été solutionné par un ajustement des estimations basé sur les données recueillies dans une enquête complémentaire pour cette région. Cette enquête complémentaire a par ailleurs permis d'illustrer un problème potentiel soulevé par toute cueillette de données rétrospectives, soit les erreurs de mémorisation. Dans l'enquête provinciale, il a pu être difficile pour certaines mères de se rappeler leurs pratiques en matière d'allaitement dans les jours suivant l'accouchement. Les données suggèrent qu'il pourrait y avoir eu sous-déclaration des mères ayant eu recours aux préparations commerciales lors du séjour du bébé au centre hospitalier ou à la maison de naissance. Ce type d'erreur de mémorisation pourrait affecter, en particulier, les mesures de taux d'allaitement exclusif. On n'a toutefois noté aucune différence significative entre les enquêtes provinciale et complémentaire quant aux autres mesures communes, soit l'allaitement durant le séjour du bébé à l'hôpital ou à la maison de naissance, l'âge et le niveau de scolarité de la mère.

## **Références**

Beaudry, M. et L. Aucoin-Larade (1989). « Who breastfeeds in New Brunswick, when and why? », *Canadian Journal of Public Health*, vol. 80, n° 3: 166-172.

KAAS, G. V. (1980). « An exploratory technique for investigating large quantities of categorical data », *Applied Statistics*, 29, p.119-127.

Théroux, Johanne (2006). *Rapport de collecte de l'enquête allaitement maternel au Québec. Enquête 283 / projet KT1*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 85 p.

Williams, P. L., M. Innis et M. Vogel (1996). « Breastfeeding and weaning practices in Vancouver », *Canadian Journal of Public Health*, vol. 87, n° 4: 231-236.

Williams, P. L., S. M. Innis et M. Vogel (1999). « Factors influencing infant feeding practices of mothers in Vancouver », *Canadian Journal of Public Health*, vol. 90, n° 2: 114-119.

## **Annexe 1**

### **Enquête complémentaire – région de l’Outaouais**

Afin de pallier au problème de sous-couverture des enfants nés en Ontario de mère résidant en Outaouais dans la base de sondage, une enquête complémentaire a été mise en place. Le but visé était de recueillir des données comparatives sur les enfants de l’Outaouais nés au Québec et en Ontario afin d’ajuster la pondération, minimisant ainsi les biais dans les estimations des mesures d’allaitement.

Pour maximiser la qualité de cet ajustement, une analyse préliminaire des données de l’enquête provinciale a été faite afin d’identifier les variables le plus fortement liées aux différentes mesures d’allaitement recueillies pour les 6 premiers mois de vie de l’enfant. Ces variables sont, par ordre de priorité, l’allaitement et l’utilisation des préparations commerciales pour nourrisson lors du séjour au centre hospitalier ou à la maison de naissance (allaitement ou non au moins une fois, utilisation ou non des préparations), le niveau de scolarité<sup>17</sup> et l’âge de la mère. Il importait donc d’obtenir ces informations complémentaires afin de quantifier les différences existant entre les enfants de l’Outaouais nés au Québec et en Ontario quant à ces mesures. Le Fichier des naissances vivantes n’aurait pu fournir que la répartition des enfants selon l’âge et le nombre d’années de scolarité de la mère pour l’année 2003. En plus de dater de l’année 2003, ces données ne fournissent aucune information quant au comportement en matière d’allaitement pour les mères ayant accouché en Ontario.

Une enquête complémentaire a donc été mise en place afin de recueillir, à faible coût et dans les délais impartis, les données requises pour toutes les mères de l’Outaouais ayant donné naissance entre le 20 mars et le 14 mai 2006<sup>18</sup>. On compte 443 naissances pour cette période, dont 401 pour lesquelles la mère a complété le questionnaire autoadministré remis par l’infirmière lors de la visite postnatale à domicile.

Tenant compte des effectifs limités, cinq classes d’ajustement résultant du croisement des variables recueillies ont été retenues<sup>19</sup> :

1. Enfant allaité et ayant reçu des préparations commerciales lors du séjour au centre hospitalier ou à la maison de naissance; mère n’ayant pas de diplôme d’études universitaires
2. Enfant allaité et ayant reçu des préparations commerciales lors du séjour au centre hospitalier ou à la maison de naissance; mère ayant un diplôme d’études universitaires
3. Enfant allaité et n’ayant pas reçu de préparations commerciales lors du séjour au centre hospitalier ou à la maison de naissance; mère n’ayant pas de diplôme d’études universitaires

---

<sup>17</sup> Contrairement au Fichier des naissances vivantes, la donnée de scolarité recueillie dans l’enquête est le plus haut diplôme d’études obtenu par la mère.

<sup>18</sup> Toutes les mères ont été sollicitées, peu importe qu’elles aient donné naissance au Québec ou en Ontario. En effet, puisque la procédure de collecte diffère de celle de l’enquête provinciale, il était important de s’assurer de la comparabilité des données recueillies pour les naissances ayant eu lieu dans les deux provinces.

<sup>19</sup> L’âge de la mère n’a pas été pris en compte dans l’ajustement étant donné les effectifs limités et puisque les écarts entre les groupes d’âge sont négligeables, une fois les autres variables considérées.

4. Enfant allaité et n'ayant pas reçu de préparations commerciales lors du séjour au centre hospitalier ou à la maison de naissance; mère ayant un diplôme d'études universitaires
5. Enfant n'ayant pas été allaité mais ayant reçu des préparations commerciales lors du séjour au centre hospitalier ou à la maison de naissance

Le tableau 5 illustre la répartition des naissances de l'enquête complémentaire de 2006 selon les cinq classes d'ajustement, par province de naissance. On y observe des écarts importants entre les deux provinces. En particulier, ces données suggèrent que la proportion d'enfants n'ayant jamais été allaités est plus élevée parmi ceux nés au Québec. De plus, la proportion d'enfants dont la mère possède un diplôme d'études universitaires et qui n'ont reçu que du lait maternel est plus élevée lorsqu'ils sont nés en Ontario.

**Tableau 5 – Enfants nés de mère vivant dans la région de l'Outaouais - Distribution des naissances selon l'allaitement et le niveau de scolarité de la mère à la naissance, par province de naissance (enquête complémentaire; année 2006)**

classe	province de naissance		
	Québec (298 naissances)	Ontario (97 naissances)	Québec ou Ontario (395 naissances <sup>20</sup> )
1	27,5 %	23,7 %	26,6 %
2	12,4 %	16,5 %	13,4 %
3	24,5 %	17,5 %	22,8 %
4	16,8 %	32,0 %	20,5 %
5	18,8 %	10,3 %	16,7 %
	100,0 %	100,0 %	100,0 %

Or lorsque l'on compare la répartition des enfants nés au Québec d'après l'enquête complémentaire avec celle obtenue d'après l'enquête provinciale pour l'Outaouais, on observe des écarts non négligeables, contrairement à ce qui était attendu (tableau 6). Cet écart provient principalement de la différence dans la répartition des enfants selon qu'ils ont reçu ou non des préparations commerciales pour nourrisson lors de leur séjour à l'hôpital ou à la maison de naissance. En effet, selon l'enquête provinciale, près de 50 % des enfants auraient reçu de telles préparations, alors que selon l'enquête complémentaire, cette proportion grimpe à près de 60 %. Cet écart pourrait être attribuable à une erreur de mémorisation quant au recours aux préparations commerciales dans l'enquête provinciale dû au délai entre la naissance et l'entrevue à 6 mois. Le cas échéant, les écarts entre les taux d'allaitement prévalant au sein des différentes classes pourraient être sous-estimés, menant finalement à une sous-estimation potentielle des taux d'allaitement pour l'Outaouais.

<sup>20</sup> Quelques questionnaires n'ont pu être utilisés en raison de données manquantes.

**Tableau 6 – Distribution des naissances québécoises pour les mères résidant dans la région de l’Outaouais – comparaison enquêtes provinciale et complémentaire**

classe	Enquête		
	complémentaire - naissances au Québec (298 naissances)	provinciale - Outaouais (284 naissances) <sup>21</sup>	écart (prov. – complém.)
1	27,5 %	19,3 %	- 8,2 %
2	12,4 %	11,7 %	- 0,7 %
3	24,5 %	30,8 %	6,3 %
4	16,8 %	21,0 %	4,2 %
5	18,8 %	17,2 %	- 1,5 %
	100,0 %	100,0 %	0 %

Cet écart doit être pris en compte dans l’ajustement des taux d’allaitement pour l’Outaouais puisque le recours aux préparations commerciales est fortement lié aux mesures d’allaitement, en particulier aux mesures d’allaitement exclusif ainsi qu’à la répartition selon les différentes catégories d’allaitement. Ainsi, dans un premier temps, la répartition selon les classes d’ajustement observée pour l’enquête complémentaire (naissances Québec ou Ontario) a été ramenée à la répartition que l’on aurait dû obtenir si la répartition des naissances québécoises selon l’enquête complémentaire avait été semblable à celle observée d’après l’enquête provinciale pour la région de l’Outaouais. Même s’il s’avérait que l’écart entre les deux enquêtes s’explique par une sous-déclaration de mères ayant eu recours aux préparations commerciales au centre hospitalier ou à la maison de naissance, l’ajustement vise à redresser les estimations pour la région de l’Outaouais à des niveaux comparables à ceux que l’on aurait obtenus par le biais de l’enquête provinciale si l’on avait pu inclure les enfants nés en Ontario dans la base de sondage.

Pour une classe d’ajustement donnée, la différence entre la proportion estimée pour l’enquête provinciale (région de l’Outaouais) et la proportion observée pour les naissances au Québec de l’enquête complémentaire a été ajoutée à la proportion observée pour l’enquête complémentaire pour l’ensemble des naissances (tableau 7). Cette distribution estimée a été utilisée pour faire l’ajustement de la pondération. Pour les enfants nés de mère résidant en Outaouais, chaque poids a ainsi été multiplié par la proportion estimée de naissances au Québec ou en Ontario dans la classe à laquelle il appartient (tableau 7, 2<sup>ème</sup> colonne), puis divisé par la proportion estimée de naissances au Québec seulement (région de l’Outaouais), selon l’enquête provinciale (tableau 6, 2<sup>ème</sup> colonne). Les poids ainsi ajustés permettent de redresser les estimations basées sur les naissances au Québec pour tenir compte des enfants de l’Outaouais nés en Ontario et dont les caractéristiques diffèrent des autres.

<sup>21</sup> Données pondérées afin d’inférer à la population visée.

**Tableau 7 – Enquête complémentaire - Distributions observée et estimée des naissances au Québec ou en Ontario**

classe	distribution observée	distribution estimée <sup>22</sup>
1	26,6 %	18,4 %
2	13,4 %	12,7 %
3	22,8 %	29,1 %
4	20,5 %	24,7 %
5	16,7 %	15,2 %
	100,0 %	100,0 %

---

<sup>22</sup> Distribution estimée que l'on aurait dû obtenir si la répartition des naissances québécoises selon l'enquête complémentaire avait été semblable à celle observée d'après l'enquête provinciale. Pour une classe donnée, la proportion estimée est obtenue en additionnant la proportion de la 1<sup>ère</sup> colonne du tableau 7 et la proportion de la 3<sup>ème</sup> colonne du tableau 6.