

Article

Symposium 2008 :
Collecte des données : défis, réalisations et nouvelles orientations

Y'a-t-il vraiment des bénéfices à l'envoi de lettres d'information dans les enquêtes à génération aléatoire de numéro de téléphone?

par Jimmy Baulne et Robert Courtemanche

2009



Y'a-t-il vraiment des bénéfices à l'envoi de lettres d'information dans les enquêtes à génération aléatoire de numéro de téléphone?

Jimmy Baulne et Robert Courtemanche¹

Résumé

Présentement en cours, l'Enquête québécoise sur la santé de la population (EQSP), dont la collecte se terminera en février 2009, offre l'opportunité, de par l'envergure de son échantillon, d'évaluer l'impact de l'envoi de lettres d'information aux répondants sur le taux de réponse, et ce, dans un environnement contrôlé. En effet, avec plus de 38 000 répondants attendus, une partie de l'échantillon de cette enquête téléphonique à portée régionale a pu être utilisée pour permettre cette étude, sans toutefois avoir un impact trop important sur le taux de réponse global de l'enquête. Dans les enquêtes à génération aléatoire de numéro de téléphone (GANT), telle que l'EQSP, un des principaux défis de l'envoi d'une lettre d'information est l'atteinte de l'unité enquêtée. Or, cette réussite dépend en grande partie de notre capacité à associer une adresse aux unités échantillonnées et de la qualité de celle-ci.

Cet article décrit l'étude contrôlée mise de l'avant par l'Institut de la statistique du Québec pour mesurer l'incidence de l'envoi de lettres d'information aux répondants sur le taux de réponse de l'enquête.

Mots clés : Lettre, GANT, taux de réponse.

1. Introduction

1.1 Description

L'Institut de la statistique du Québec (ISQ) est l'organisme statistique officiel du gouvernement du Québec. Dans les années 90, l'ISQ, appelé alors le Bureau de la statistique du Québec, s'est vu confier la réalisation d'une série d'enquêtes de santé à portée régionale pour le compte du ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. Après une période d'absence d'enquête régionale au début des années 2000, le ministère a récemment décidé de mettre sur pied un nouveau programme d'enquêtes santé à portée régionale, afin de répondre à l'ensemble de ses besoins de surveillance de la santé des Québécois. L'Enquête québécoise sur la santé de la population 2008 (EQSP) s'inscrit dans ce programme d'enquêtes.

Le contexte des enquêtes ayant sensiblement changé au cours de la dernière décennie – multiplication des firmes de sondage et de marketing, augmentation de la sollicitation de la population et baisse constante de la collaboration des répondants –, les difficultés et les avantages d'une collecte en face-à-face (série des années 90) ont laissé place aux défis d'une collecte téléphonique (nouveau programme d'enquêtes). Ce passage quasi obligé, en raison principalement des coûts importants que représentent une collecte en face-à-face, a une incidence directe sur les taux de réponse obtenus aux enquêtes. Le maintien des taux actuels nécessite alors la mise en place de méthodes supplémentaires. L'envoi d'une lettre d'information aux répondants fait partie d'un ensemble de procédures développées à l'ISQ pour les enquêtes téléphoniques.

Afin d'évaluer les bénéfices de l'envoi d'une lettre d'information au répondant, une étude contrôlée a été réalisée à partir d'une partie de l'échantillon de l'EQSP. Le choix de cette enquête pour cette étude s'imposait du fait qu'il s'agit d'une enquête réalisée auprès d'une population générale et que son envergure permette l'utilisation d'une

¹Jimmy Baulne et Robert Courtemanche, Direction de la méthodologie et de la qualité, Institut de la statistique du Québec, 200 chemin Sainte-Foy, 3^e étage, Québec, Canada, G1R 5T4.

partie de son échantillon, afin de contrôler les résultats, sans avoir trop d'impact sur le taux de réponse global de l'enquête.

2. Enquête québécoise sur la santé de la population

2.1 Plan de sondage

La population visée par l'EQSP est composée de l'ensemble des personnes âgées de 15 ans et plus qui vivent dans un ménage privé au Québec. Ne font pas partie de l'enquête les personnes vivant en institution (ménages collectifs) et les personnes vivant sur une réserve amérindienne. L'enquête couvre 16 des 18 régions sociosanitaires formant le Québec. Seules les régions crie et inuite (régions sociosanitaires 17 et 18) ne sont pas couvertes par l'enquête.

La sélection de l'échantillon de l'EQSP a été faite à partir d'une génération aléatoire de numéros de téléphone (GANT) permettant d'atteindre des ménages privés admissibles à l'enquête. Pour chacun des ménages ainsi joint, une personne de 15 ans et plus a été sélectionnée aléatoirement parmi l'ensemble des personnes de 15 ans et plus du ménage.

Afin d'augmenter la productivité de l'échantillon, la méthode GANT retenue prévoit l'élimination des banques non valides de 100 numéros de téléphone. Une banque est dite valide si elle contient au moins 1 numéro de téléphone résidentiel listé dans un répertoire téléphonique; les banques non valides sont éliminées. C'est l'ensemble des banques valides de 100 numéros de téléphone qui sert de base de sondage. Un échantillon aléatoire de numéros de téléphone est ensuite sélectionné selon un plan de sondage stratifié (les régions sociosanitaires forment les strates). Dans chaque banque choisie, on génère un nombre aléatoire entre 00 et 99, constituant ainsi un numéro de téléphone potentiel. Une seule personne par ménage est sélectionnée pour répondre à l'enquête.

Parmi les numéros générés, ceux qui ne correspondent pas à des résidences privées sont identifiés par couplage avec des répertoires informatisés contenant des numéros commerciaux. C'est également à cette étape qu'une adresse de résidence est associée aux numéros de téléphone de l'échantillon qui en possédaient une.

L'échantillon principal de numéros générés pour l'EQSP vise à obtenir un peu plus de 32 000 entrevues complétées². Cet échantillon est réparti de façon non proportionnelle de sorte qu'un peu plus de 2 000 répondants sont visés par région sociosanitaire.

Pour faciliter la gestion et le suivi sur le terrain, l'échantillon de l'EQSP a été scindé en cinq vagues distinctes; les deux premières contiennent chacune un huitième de l'échantillon total, et les trois autres contiennent chacune un quart de l'échantillon total. Le questionnaire est d'une durée moyenne de 24 minutes. Il y est abordé 12 thèmes distincts, dont plusieurs questions sur des sujets très délicats tels le suicide, la drogue et la sexualité. La période de collecte de l'EQSP s'étend de février 2008 à février 2009.

Le taux de réponse visé à l'EQSP est de 65 % pour l'ensemble des régions sociosanitaires, à l'exception de la région de Montréal pour laquelle un taux de 60 % est visé. Au moment d'analyser les données de l'étude d'impact de la lettre d'information, un taux de réponse pondéré de 54 % avait été obtenu.

² Un échantillon supplémentaire a été généré pour 6 régions qui en ont fait la demande, ce qui fait grimper le nombre de répondants visés à plus de 38 000. Par contre, celui-ci a été exclu de l'étude d'impact de la lettre d'information et ne sera donc pas discuté dans ce document.

3. Étude sur l'incidence de lettres d'information aux répondants

3.1 Incidence rapportée dans la littérature

L'incidence des lettres d'information aux répondants dans les enquêtes téléphonique est connue et rapportée dans la littérature. Bien qu'il soit probable que les études n'obtenant pas de résultats concluants ne publient pas leurs résultats, plusieurs articles relèvent l'incidence positive des lettres d'information dans les enquêtes téléphoniques auprès des individus et des ménages. Entre autres, De Leeuw et coll. (2007) a effectué une méta-analyse sur 29 études indépendantes³ évaluant l'incidence des lettres d'information sur le taux de réponse dans les enquêtes téléphoniques. Les auteurs de cette étude rapportent une augmentation moyenne de 8 % dans les enquêtes téléphoniques en général. Lorsqu'on examine l'incidence en fonction de la base de sondage de l'enquête, De Leeuw et coll. (2007) rapporte que l'augmentation est d'en moyenne 9 % pour les enquêtes réalisées à partir d'une base de sondage de numéros de téléphone listés, alors qu'elle est seulement de 4 % pour les enquêtes réalisées à partir d'une base de sondage contenant des numéros de téléphone listés et non listés (GANT). Ils soulignent toutefois que le contenu et le style de la lettre peuvent influencer les gains obtenus.

Les auteurs rapportent également une augmentation de la coopération lors de l'envoi d'une lettre d'information, ce qui se traduit par une diminution des refus. Par ailleurs, d'autres études font état d'un gain de confiance chez les intervieweurs (Groves et Snowden, 1987) lorsqu'on envoie une lettre au répondant, alors que d'autres mentionnent que cela aide au contact initial avec le ménage (Collins et coll., 1988), ou encore que cela élimine la surprise d'un appel inattendu (Dillman, Gallegos et Frey, 1976). Toutefois, selon De Leeuw et coll. (2007), l'envoi d'une lettre d'information au répondant ne réduit pas le nombre de non contacts, il aide simplement à convaincre le répondant potentiel une fois le contact effectué.

3.2 L'incidence est-elle transposable au Québec?

Les bénéfices de la lettre sur le taux de réponse et le taux de refus rapportés dans la littérature doivent être mis en relation avec les coûts supplémentaires qu'engendre l'envoi de milliers de lettres. En effet, il est nécessaire de se questionner, à savoir si une augmentation de seulement 4 % du taux de réponse est suffisante pour justifier une augmentation des dépenses que cela engendre. La renommée de l'ISQ, un organisme provincial de statistique ne bénéficiant pas de la renommée d'un organisme fédéral, lequel est entre autres responsable du recensement canadien, pourrait jouer un rôle important dans l'ampleur du gain obtenu.

Par ailleurs, plusieurs éléments peuvent distinguer le Québec des pays où ont été réalisées les 29 études analysées par De Leeuw et coll. (2007). Tout d'abord, mentionnons la proportion de la base de sondage pour laquelle nous possédons une adresse. En effet, il est rapporté dans De Leeuw et coll. (2007) qu'aux États-Unis, en moyenne, 40 % des numéros de téléphone sont listés dans des répertoires téléphoniques et donc possèdent une adresse. Au Québec, cette proportion s'élève à près de 50 %, ce qui pourrait avantager les résultats de l'ISQ. Ensuite, il y a la qualité des adresses obtenues. Selon le recensement canadien, il y aurait, en proportion, plus de locataires au Québec que dans les autres provinces canadiennes, ce qui se traduit par une proportion plus élevée de personnes résidant en appartement. Or, il est connu de nos précédentes observations que notre succès à joindre un ménage par courrier est limité lorsqu'il s'agit d'un appartement, en raison de l'absence fréquente du numéro d'appartement pour ce type d'habitation. Finalement, la réponse des Québécois aux incitatifs légers, tels que la lettre d'information, est inconnue et reste à évaluer. En particulier, le fait d'expédier une lettre au logement à partir de l'adresse du domicile (en inscrivant une étiquette générale comme « Famille Baulne »), et non à un individu précis, nuit au succès de la transmission de la lettre. En effet, rien ne garantit que la personne qui prend connaissance du courrier soit la personne qui sera sélectionnée pour répondre à l'enquête, ou que celle-ci communique l'information fournie dans la lettre aux autres membres du ménage susceptibles d'être sélectionnés.

³ La totalité des 29 études utilisait un groupe contrôle pour estimer l'incidence de la lettre.

3.3 Étude sur l'incidence des lettres d'information aux répondants

Dans le but de se donner des outils pour maintenir nos taux de réponse actuels et d'éviter, ou du moins de freiner, la chute constante observée par plusieurs organismes statistiques, l'ISQ a décidé d'utiliser une partie de l'échantillon de l'EQSP afin de réaliser une étude contrôlée permettant d'évaluer l'incidence sur le taux de réponse des lettres d'information envoyées aux répondants. L'objectif ultime de cette étude est bien sûr de pouvoir étendre cette pratique à l'ensemble des enquêtes individus-ménages de l'ISQ si les résultats s'avèrent concluants.

L'étude réalisée par l'ISQ porte sur environ 1/8 de l'échantillon de base⁴ de l'EQSP, soit un peu plus de 12 600 numéros de téléphone. Cet ensemble a été divisé en deux groupes distincts, un groupe test et un groupe contrôle, selon la méthode de l'échantillon partagé (*split ballot*). Pour chacun de ces groupes, une partie seulement des unités est listée dans des répertoires téléphoniques, ce qui veut dire que nous possédons une adresse. Cette partie représente près de la moitié du groupe, soit 49,8 %.

En résumé, deux groupes ont été créés de façon aléatoire. Chacun possède une partie d'unités pour laquelle on possède une adresse et une partie d'unités pour laquelle aucune adresse n'est disponible.

L'utilisation d'un groupe contrôle est très importante dans ce genre d'étude parce qu'il permet de contrôler les facteurs confondants qui pourraient influencer sur le taux de réponse. En effet, si nous ne contrôlons pas ces autres facteurs, nous ne pourrions être en mesure d'attribuer à la lettre le gain observé sur le taux de réponse. L'étude présentée dans cet article comprend donc deux groupes distincts qui ont été soumis aux mêmes conditions, à l'exception du fait que l'un a bénéficié de l'envoi de lettres aux répondants avant la collecte des données, alors que pour l'autre aucune lettre n'a été envoyée.

La comparaison principale de notre étude porte sur les deux groupes dans leur ensemble. Toutefois, un intérêt avoué est de comparer l'incidence de la lettre chez le sous-groupe des unités pour lequel nous possédons une adresse; la partie listée des deux groupes. Le fait que la partie listée correspond à 49,8 % de l'échantillon, mais à 82,0 % de l'échantillon admissible de l'enquête, c'est-à-dire une fois les numéros non valides et inadmissibles enlevés, justifie cet intérêt. Par ailleurs, dû au fait que, pour les personnes faisant partie du groupe test, une mention de l'envoi d'une lettre est faite en introduction de l'entrevue téléphonique (voir le texte plus bas), mais que celle des personnes faisant partie du groupe contrôle n'en fait pas mention, la comparaison du sous-groupe des unités non listées était également d'intérêt. L'objectif de cette troisième comparaison est d'évaluer l'effet « placebo » de la mention de l'envoi d'une lettre en début d'entrevue. Il est important de préciser que le libellé de l'introduction faisant référence à l'envoi d'une lettre, laisse entendre que des lettres d'informations ont été envoyées à certains répondants, pas nécessairement à tous les répondants. Nous savions pertinemment que nous n'avions pas d'adresse pour une partie de l'échantillon. Le libellé était donc le suivant :

« Nous faisons présentement une importante étude sur la santé de la population pour le compte du ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. Au cours des dernières semaines, nous avons posté des lettres d'information à ce sujet. Avez-vous reçu cette lettre? »

Précisons que, dans le but de simplifier le questionnaire, la même introduction a été utilisée pour l'ensemble des unités d'un même groupe. Cependant, des introductions différentes ont été utilisées selon le groupe. Celle faisant mention de la lettre pour les unités du groupe test et celle sans mention de la lettre pour les unités du groupe contrôle.

Le fait de mentionner en début d'entrevue que des lettres d'information ont été expédiées peut compenser en quelque sorte la possible absence de communication entre le membre du ménage qui a ouvert le courrier et celui qui a répondu à l'appel téléphonique. Par ailleurs, les intervieweurs de l'ISQ nous ont rapporté que cette mention de la lettre facilitait grandement le contact initial avec les répondants.

En somme, les unités du groupe contrôle ne reçoivent pas de lettre et aucune mention de l'envoi de lettres n'est faite en début d'entrevue. Pour leur part, les unités du groupe test se font parler de l'envoi de lettres d'information en

⁴ Les unités du suréchantillon ont été exclues de l'étude.

début d'entrevue et, pour celles dont on possède une adresse, se voient expédier une lettre avant le début de la collecte de données.

3.3 Pondération

Étant donné qu'on souhaite inférer les résultats obtenus à l'ensemble de la population visée, les unités de l'échantillon ont été pondérées en fonction de l'inverse de la probabilité d'être sélectionnée dans l'échantillon. Cette pondération initiale du ménage est importante car elle permet de tenir compte de la non-proportionnalité régionale de l'échantillon de l'EQSP. En effet, parce qu'un nombre égal de répondants est visé dans toutes les régions sociosanitaires du Québec, un ménage résidant dans une région peu peuplée a plus de chance d'être sélectionné qu'un ménage résidant dans une région plus peuplée.

Par ailleurs, les poids des unités admissibles ont également été ajustés pour tenir compte que parmi les ménages dont on ne connaît pas l'admissibilité, une certaine proportion de ceux-ci est inadmissible. Par contre, étant donné que l'on souhaite comparer des taux de réponse et qu'on ne souhaite pas évaluer la qualité des données en fonction du groupe, aucun ajustement n'a été fait pour la non-réponse, ni de poststratification. Les taux de réponse et de refus utilisés dans les analyses correspondent aux taux RR3 et REF2 tels que définis par l'AAPOR (2008).

3.4 Analyses effectuées

Tel que mentionné à la section 3.2, trois comparaisons ont été examinées : la comparaison principale du groupe test et du groupe contrôle, la comparaison de la partie listée seulement des deux groupes et la comparaison de la partie non listées de chacun des groupes.

Les analyses ont porté sur les mesures suivantes : le taux de réponse, le taux de refus et le nombre de répondants obtenu. Au sujet du taux de réponse et du taux de refus, nous avons examiné les taux globaux, mais également les taux calculés sur la base du ménage et les taux calculés sur la base de l'individu. Autrement dit, on a calculé la proportion de ménage qui a répondu aux premières questions du questionnaire permettant de déterminer l'admissibilité du ménage et la constitution du ménage (en vue de la sélection d'une personne). Pour le taux individu, on calcule la proportion d'individus qui ont répondu à l'enquête par rapport à ceux qui ont été sélectionnés. À noter que pour le taux de réponse, le taux global correspond au produit du taux de réponse ménage et du taux de réponse individu. Par contre, pour le taux de refus, nous avons choisi de le présenter sous une forme différente. Ainsi, le taux de refus global correspond à la somme du taux de refus ménage et du taux de refus individu. Ils sont donc tous deux calculés sur le même dénominateur. Cette façon additive de le présenter a l'avantage d'indiquer combien de points de pourcentage du taux de refus global sont attribuables au refus du ménage et combien sont attribuables au refus de l'individu. À noter que les taux de réponse et de refus utilisés dans cette étude sont des taux pondérés.

Dans le but d'en savoir plus sur l'incidence de la lettre sur le taux de réponse et des sous-populations les plus affectées, nous avons examiné certaines caractéristiques sociodémographiques des répondants. Ainsi, pour les ménages répondants à l'enquête, c'est-à-dire ceux pour lesquels un individu a été sélectionné, nous avons examiné le taux de réponse individu en fonction de l'âge et du sexe des individus. Seules les comparaisons significatives au niveau global ont été examinées en fonction de l'âge et du sexe. Nous avons aussi examiné l'incidence de la lettre sur le taux de réponse individu chez les ménages à une seule personne et chez les ménages à plus d'une personne.

Finalement, une comparaison des réponses à certaines questions de l'enquête a été effectuée. Cette comparaison est faite à titre indicatif seulement, car la pondération créée pour les besoins des tests sur l'incidence de la lettre ne permet pas de tenir compte du plan de sondage. Les résultats ne sont donc pas pondérés et aucun test statistique n'a été effectué.

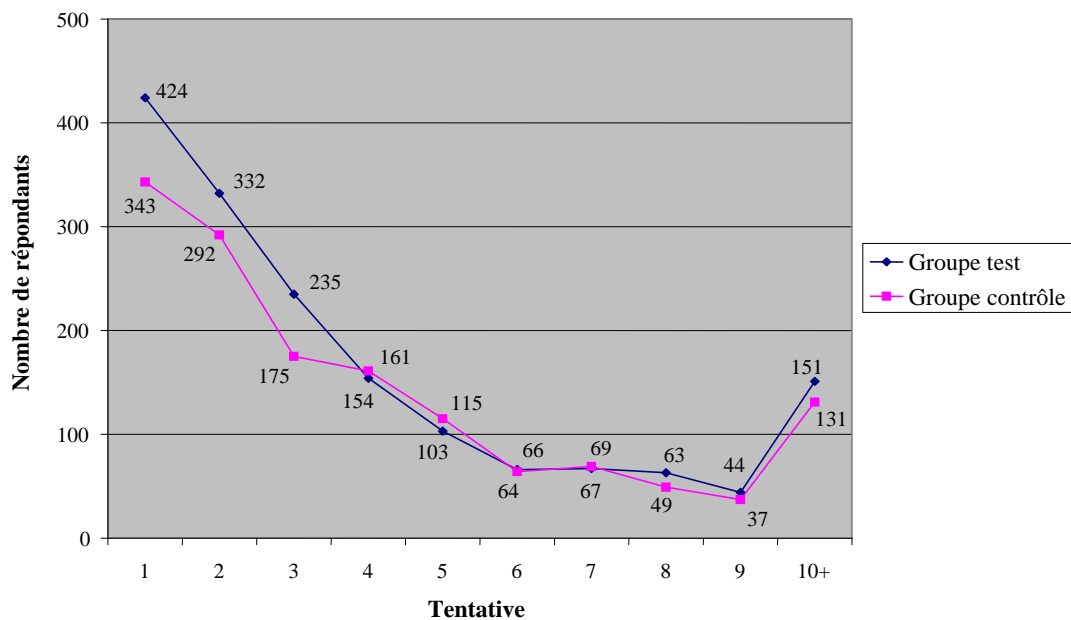
Rappelons que, bien qu'un taux de réponse global de 65 % soit visé, au moment d'analyser les résultats de l'étude, le taux de réponse non pondéré était de 56,1 %. Une fois pondéré, c'est-à-dire ajusté pour la non proportionnalité de l'échantillon, le taux diminue à 54,0 %. Les tests effectués pour cette étude ont été faits au seuil de signification de 5 %.

4. Résultats de l'étude

4.1 Comparaison du nombre de répondants

Le premier résultat présenté porte sur le nombre de répondants obtenus pour chacun des groupes lors de chaque tentative de contact (peu importe qu'il y ait eu ou non contact avec le ménage). Rappelons que des lettres ont été expédiées aux unités du groupe test possédant une adresse et que l'introduction au début de l'entrevue faisait mention de cet envoi de lettre pour ce groupe. On peut constater, à l'examen de la figure 4.1-1, un certain écart entre le nombre de répondants obtenus pour le groupe test et le nombre de répondants obtenus pour le groupe contrôle. Cet écart en faveur du groupe test est observable pour les trois premières tentatives de contact. On remarque, par contre, qu'à partir de la quatrième tentative, soit après environ 3 à 5 semaines de l'expédition, l'effet de la lettre semble s'estomper. Un résultat qu'on peut considérer normal étant donné qu'après ce délai, on fait face au noyau plus dur de l'échantillon composé des répondants plus récalcitrants.

Figure 4.1-1 Nombre de répondants obtenus selon la tentative



4.2 Comparaison du taux de réponse pondéré

La comparaison des taux de réponse du groupe test et du groupe contrôle montrent que l'incidence de la lettre est positive (tableau 4.2-1). En effet, lorsqu'on examine le taux de réponse global, on constate un écart significatif de 7,8 % entre les deux groupes, en faveur du groupe test. Ce qui veut dire que l'envoi de la lettre tend à améliorer significativement la réponse des Québécois. Lorsqu'on l'examine en distinguant la réponse du ménage et la réponse de l'individu, notre étude montre que la lettre a davantage d'influence sur l'individu que sur le ménage avec des écarts respectifs de 2,6 % (non significatif) et 8,1 % (significatif).

Tableau 4.2-1
Taux de réponse pondérés pour la comparaison principale

	Taux de réponse global	Taux de réponse ménage	Taux de réponse individu
Groupe test	57,9 %	73,2 %	79,1 %
Groupe contrôle	50,1 %	70,6 %	71,0 %
Écart	7,8 %	2,6 %	8,1 %
Seuil observé	< 0,01	0,14	< 0,01

Bien entendu, les parties listées et non listées de l'échantillon présentent des résultats fort différents (tableau 4.2-2). Outre, bien sûr, les taux de réponse plus élevés pour la partie listée (63,8 % c. 38,0 %), on constate que les écarts entre les deux groupes sont plus importants pour cette partie de l'échantillon avec des écarts avoisinant les 10 % pour le taux de réponse global (9,7 %) et le taux de réponse individu (10,6 %). Il est à noter que le taux global de la partie non listée se compare aux taux observés dans d'autres études pour ce type d'échantillon. Entre autres, Parsons et Owens (2002) rapporte un taux de 36,2 % pour leur étude pour la partie non listée du groupe contrôle.

Tableau 4.2-2
Taux de réponse pondérés pour les parties listée et non-listée des deux groupes

	Partie listée			Partie non-listée		
	Taux de réponse global	Taux de réponse ménage	Taux de réponse individu	Taux de réponse global	Taux de réponse ménage	Taux de réponse individu
Groupe test	63,8 %	78,3 %	81,6 %	38,0 %	56,2 %	67,6 %
Groupe contrôle	54,1 %	76,2 %	71,0 %	35,1 %	49,8 %	70,5 %
Écart	9,7 %	2,1 %	10,6 %	2,9 %	6,4 %	- 2,9 %
Seuil observé	< 0,01	0,26	< 0,01	0,46	0,13	0,59

Tel que mentionné à la section 3.4, pour les ménages répondants nous possédons les informations sur l'âge et le sexe de la personne sélectionnée pour répondre à l'enquête. Ainsi, nous sommes en mesure de comparer le taux de réponse individu des deux groupes en fonction de ces deux caractéristiques. Le tableau 4.2-3 présente ces résultats.

Tableau 4.2-3
Taux de réponse pondérés selon le sexe et l'âge pour la comparaison principale

	Sexe		Âge				
	Homme	Femme	15-24 ans	25-39 ans	40-49 ans	50-64 ans	65 ans +
Écart entre les deux groupes	8,2 %	8,0 %	5,3 %	5,2 %	6,0 %	11,1 %	11,3 %
Seuil observé	< 0,01	< 0,01	0,36	0,23	0,18	< 0,01	< 0,01

On constate, en analysant ce tableau, que l'incidence de la lettre s'observe tant chez les hommes que chez les femmes, avec des écarts observés entre les deux groupes de 8,2 % et 8,0 % respectivement. Pour ce qui est de l'âge, notre étude montre que les personnes de 50 ans et plus sont davantage influencées positivement par la lettre, avec des écarts de plus de 11 % pour les personnes de 50-64 ans et de 65 ans et plus (11,1 % et 11,3 % respectivement). On ne peut également passer sous silence les écarts observés pour les autres groupes d'âge, qui s'élèvent tout de même à plus de 5 %, sans toutefois être significatifs.

4.3 Comparaison du taux de refus pondéré

L'analyse des refus fait également ressortir l'incidence positive de la lettre d'information expédiée aux unités du groupe test. En effet, le tableau 4.3-1 montre une différence de 5,0 % entre le taux de refus du groupe test et le taux de refus du groupe contrôle (18,3 % c. 23,3 %). Rappelons que le taux de refus est calculé de façon additive, c'est-à-dire que l'addition du taux de refus ménage et du taux de refus individu somme au taux de refus global. Contrairement au taux de réponse, où l'effet de la lettre est principalement observable au niveau de l'individu,

l'effet sur le taux de refus semble réparti plus équitablement entre le ménage et l'individu. Effectivement, 2,3 % (non significatif) de l'écart global entre les deux groupes est attribuable au refus du ménage, alors que 2,7 % (significatif) est attribuable au refus de l'individu.

Tableau 4.3-1
Taux de refus pondérés pour la comparaison principale

	Taux de refus global	Refus attribuable au ménage	Refus attribuable à l'individu
Groupe test	18,3 %	11,2 %	7,0 %
Groupe contrôle	23,3 %	13,5 %	9,7 %
Écart	- 5,0 %	- 2,3 %	- 2,7 %
Seuil observé	< 0,01	0,07	< 0,01

4.4 Comparaison des réponses au questionnaire

Malgré l'absence de test de signification, nous avons décidé de comparer, à titre indicatif, la réponse de chacun des deux groupes pour quelques questions de l'enquête, à savoir, la taille du ménage, la langue parlée à la maison, le type de ménage (personne seule, famille avec ou sans enfants, etc.), la scolarité de l'individu, l'occupation principale, le revenu du ménage, la propension à donner la permission de jumeler les données recueillies avec d'autres sources de données et la propension à fournir des renseignements personnels, tel le numéro d'assurance maladie du Québec (NAM)⁵, nécessaires au jumelage. Les résultats présentés au tableau 4.4-1 ne sont donc pas pondérés et aucun test statistique n'a été effectué.

Tableau 4.4-1
Propension à accepter le jumelage et à fournir des renseignements personnels pour chacun des groupes (données non pondérées)

	Permission de jumeler	Acceptation de fournir NAM	Potentiel d'appariement
Groupe test	84,2 %	79,9 %	67,3 %
Groupe contrôle	80,5 %	77,6 %	62,5 %
Écart	3,7 %	2,3 %	4,8 %

Seuls les résultats qui semblaient distinguer les deux groupes sont rapportés au tableau 4.4-1. Les résultats présentés dans ce tableau suggèrent que l'envoi de lettres aux répondants pourrait permettre d'obtenir presque 5 % d'individus de plus à apparier à d'autres sources de données telles des banques administratives de données sur la santé.

5. Conclusion

En conclusion, notre étude démontre l'efficacité de la lettre chez les Québécois. Entre autres, notre étude présente une augmentation de près de 8 % du taux de réponse. Une augmentation appréciable si l'on se compare à l'augmentation moyenne de 4 % rapportée dans d'autres études du même genre. Par ailleurs, notre étude montre que cette incidence positive de la lettre s'observe tant chez les hommes que chez les femmes, mais que les plus influencés demeurent les personnes de 50 ans et plus. Les jeunes restent peu influençables par des incitatifs légers tels que la lettre. L'incidence positive s'étend également au refus. En effet, une baisse significative de 5 % du taux de refus ressort de notre étude lorsqu'on expédie une lettre d'information.

Deux autres résultats importants qui émergent de notre étude sont les suivants. Il est important de profiter de l'effet de la lettre dès les premiers contacts avec le répondant, car l'effet semble s'estomper après la troisième tentative de contact (après environ 4 semaines). Et également que la lettre semble augmenter le niveau de confiance des

⁵ Le numéro d'assurance maladie est le numéro d'identification unique pour le domaine de la santé au Québec.

répondants; un phénomène confirmé par l'augmentation du consentement au jumelage et à l'acceptation de fournir des renseignements personnels.

Bibliographie

American Association for Public Opinion Research (2008). *Standard Definitions: Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys*, 5^e édition, Lenexa KS: AAPOR.

Collins, M., Sykes, W., Wilson, P. et Blackshaw, N. (1988). Nonresponse: The UK Experience, *Telephone Survey Methodology* (Éds. R.M. Groves et coll.), New York: Wiley, 213-231.

De Leeuw, E., Callegaro, M., Hox, J., Korendijk, E. et Lensvelt-Mulders, G. (2007). The Influence of Advance Letters on Response in Telephone Surveys, *Public Opinion Quarterly*, 71, 413-443.

Dillman, D., Gallegos, J.G. et Frey, J.H. (1976). Reducing Refusal Rates for Telephone Interviews, *Public Opinion Quarterly*, 40, 66-78.

Groves, R. et Snowden, C. (1987). The Effects of Advance Letters on Response Rates in Linked Telephone Surveys, *Proceedings of the Survey Research Methods Section*, American Statistical Association 633-638.

Parsons, J., Owens, L. et Skogan, W. (2002). Using Advance Letters in RDD Surveys: Results of Two Experiments, *Survey Research newsletter*, 33, 1-2.