

No 11-522-XIF au catalogue

**La série des symposiums internationaux  
de Statistique Canada - Recueil**

**Symposium 2005 : Défis  
méthodologiques reliés aux  
besoins futurs d'information**



2005



Statistique  
Canada

Statistics  
Canada

Canada

## MODÉLISATION DES PRISES DE CONTACT DANS LA NATIONAL HEALTH INTERVIEW SURVEY (NHIS)

James M. Dahlhamer, Barbara J. Stussman, Catherine M. Simile, Beth Taylor<sup>1</sup>

### RÉSUMÉ

À partir des données de base provenant de l'enquête, de la base de sondage et de l'historique des prises de contact recueillies lors de la NHIS 2005, une enquête à usages multiples sur la santé menée par le National Center for Health Statistics (NCHS), Centers for Disease Control and Prevention (CDC), un modèle de prise de contact initiale a été développé et testé. Nous avons découvert que les mesures au niveau des tentatives, des ménages et de l'environnement social influencent toutes la prise de contact initiale avec les ménages-échantillons. Parmi les variables explicatives clés, on retrouve le jour et l'heure de la tentative de prise de contact; le mode de prise de contact; les jours écoulés depuis la dernière tentative de prise de contact; la rencontre d'un obstacle à l'accès lors d'une tentative précédente; la présence de personnes âgées; le nombre d'adultes; la région de résidence, et l'urbanité (le statut de la région statistique métropolitaine). Les conséquences en termes de procédure d'enquête et d'opérations sur le terrain sont discutées.

MOTS CLÉS: Prise de contact d'enquête; Non-réponse; Données sur l'historique des prises de contact

### 1. INTRODUCTION

À l'instar d'autres enquêtes gouvernementales, la National Health Interview Survey (NHIS) a connu un déclin des taux de réponse des ménages au cours des 10 à 15 dernières années (de 95,5 % en 1990 à 86,9 % en 2004). Ce déclin serait possiblement dû à l'accessibilité réduite aux ménages, découlant en partie du contrôle physique accru de l'accès aux unités de logement et de l'augmentation du nombre de ménages dont aucun membre n'est à la maison durant de longues périodes de temps (Groves et Couper, 1998). Aussi les taux de non-contact dans la NHIS ont-ils grimpé, passant de 1,5 % en 1990 à 3,7 % en 2004. Et alors que les taux de refus sont comparativement plus élevés (7,4 % en 2004), l'obtention d'une entrevue est un processus en deux étapes au cours duquel un intervieweur doit d'abord prendre contact avec un ménage-échantillon. Si on souhaite obtenir des taux et une qualité de réponse acceptables, les intervieweurs doivent être très efficaces lorsqu'ils contactent les ménages de l'échantillon de manière à laisser amplement de temps pour convertir les répondants récalcitrants.

Cet article examine les facteurs liés au contact initial avec les ménages de l'échantillon de la NHIS. À partir des données de base provenant de l'enquête, de la base de sondage et de l'historique des prises de contact recueillies lors des trois premiers trimestres de la NHIS 2005, un modèle à trois composantes de prise de contact initiale est développé et testé. En plus des mesures socio-environnementales et de celles au niveau du ménage, les analyses portent sur l'impact des influences au niveau de la tentative, tout particulièrement celles qui ne sont pas indépendantes de la volonté des intervieweurs (par exemple, le jour et l'heure de la tentative de prise de contact, l'utilisation de stratégies de reconnaissance, le délai entre les tentatives). Le but consiste à identifier les caractéristiques des ménages difficiles à contacter et les stratégies d'amélioration de l'accessibilité, de manière à ce qu'on puisse ajuster la procédure d'enquête afin d'améliorer l'efficacité des opérations sur le terrain.

### 2. PRISE DE CONTACT LORS DE L'ENQUÊTE

Selon Groves et Couper (1998), la contactabilité est fonction de deux facteurs : le profil d'accès au domicile des ménages ainsi que le nombre et le moment des tentatives de prise de contact. Le profil d'accès au domicile des

---

<sup>1</sup> James M. Dahlhamer ([fzd2@cdc.gov](mailto:fzd2@cdc.gov)), Barbara J. Stussman ([bjs6@cdc.gov](mailto:bjs6@cdc.gov)), Catherine M. Simile ([cus4@cdc.gov](mailto:cus4@cdc.gov)), et Beth Taylor ([bf8@cdc.gov](mailto:bf8@cdc.gov)), National Center for Health Statistics, 3311 Toledo Road, Hyattsville, Maryland, USA, 20782.

ménages est influencé par les obstacles physiques à l'accès, les caractéristiques sociodémographiques et de mode de vie des membres du ménage, ainsi que par l'environnement social plus large dans lequel les ménages échantillonnés résident. Lors des enquêtes utilisant l'interview en personne, les obstacles physiques incluent les ensembles résidentiels protégés, les entrées commandées par sonnette et les portiers. Il a été démontré que chacun de ces obstacles augmente l'effort requis pour prendre contact avec les ménages (Callens et Croux, 2004; Groves et Couper, 1998). Parmi les différents indicateurs sociodémographiques et de mode de vie qui réduiraient l'accès, on retrouve les ménages à une seule personne (Groves et Couper, 1998; Purdon *et coll.*, 1999) et les ménages où tous les adultes ont un emploi (Callens et Croux, 2004). Inversement, on a découvert que les ménages incluant des personnes âgées et des jeunes enfants étaient plus accessibles (Groves et Couper, 1998; Purdon *et coll.*, 1999). Enfin, parmi les influences socio-environnementales les plus communes étudiées dans la littérature, on retrouve les mesures d'urbanité et de densité de population. En général, les secteurs les plus urbanisés étaient associés à des taux de contact plus bas (Callens et Croux, 2004; Groves et Couper, 1998), bien qu'un tel résultat soit partiellement attribuable au fait que ces secteurs sont caractérisés par des types de ménages moins accessibles (structures à unités multiples, ménages à une seule personne, unités occupées par un locataire), de plus longs temps de déplacement domicile-travail et un plus grand nombre d'options de divertissement (Groves et Couper, 1998).

Un nombre croissant d'études se sont concentrées sur le deuxième facteur du modèle de Groves et Couper, tout particulièrement sur la façon dont le moment des tentatives de contact est relié à la contactabilité. Les résultats d'enquêtes utilisant l'interview en personne (en grande partie des analyses à deux variables) révèlent que les soirées, en semaine sont hautement productives pour établir un contact initial (Bates, 2003; Dahlhamer *et coll.*, 2005; Purdon *et coll.*, 1999). Dans l'ensemble, les week-ends amélioreraient la contactabilité, même si peu d'études ont établi une distinction entre les heures du matin, de l'après-midi et de la soirée (Bates, 2005; Dahlhamer *et coll.*, 2005; Groves et Couper, 1998). Par contre, les matins et les après-midi de semaine représentent des moments particulièrement médiocres pour établir le contact initial avec les unités échantillonnées (Bates, 2003; Dahlhamer *et coll.*, 2005; Groves et Couper, 1998; Purdon *et coll.*, 1999). Ce qui manque souvent à ces analyses, cependant, ce sont les autres stratégies au niveau de la tentative déployées par les intervieweurs afin d'augmenter les probabilités de contact. Par exemple, les intervieweurs affirment « surveiller » les ménages et parler aux voisins dans le but de créer des profils de présence probable à la maison. D'autres décisions, par exemple quant à la durée de l'attente entre deux tentatives, n'échappent pas non plus à la volonté des intervieweurs. Nous tentons de répondre à cette lacune dans la littérature en incorporant certaines de ces mesures méconnues dans notre modèle de contact initial.

### 3. MÉTHODES

Les analyses présentées ici misent sur des données recueillies durant les trois premiers trimestres de la NHIS 2005. La NHIS est une enquête annuelle sur la santé de la population des ménages civils et non institutionnalisés des États-Unis menée par le National Center for Health Statistics (NCHS), Centers for Disease Control and Prevention (CDC). Les données ont été recueillies par des intervieweurs formés du U.S. Census Bureau au moyen de l'interview sur place assistée par ordinateur (IPAO). Les données historiques de contact au niveau de la tentative sont recueillies au moyen de l'instrument d'historique de contact (IHC). Les intervieweurs utilisent l'IHC pour enregistrer de l'information sur chaque tentative de contact, dont le résultat de chaque tentative et toute stratégie de contact, ou toute stratégie basée sur la coopération, employée.

Les analyses se limitent aux ménages admissibles et « éliminés lors de la sélection ». Les ménages éliminés lors de la sélection étaient ceux qui avaient été signalés lors du suréchantillonnage des populations noires et hispaniques, mais dont on se rendit compte, après avoir recueilli de l'information sur la liste des membres du ménage, qu'ils ne renfermaient aucun membre noir ou hispanique. Alors que les ménages éliminés lors de la sélection ne sont pas inclus dans les calculs de taux de réponse finale, les intervieweurs doivent les contacter afin de les retirer de l'échantillon. Un total de 117 102 tentatives de contact ont été enregistrées pour 35 633 ménages admissibles et éliminés lors de la sélection pour la période à l'étude<sup>2</sup>.

Afin d'évaluer la probabilité d'établir le contact initial lors d'une tentative de contact donnée et de permettre l'inclusion de variables indépendantes temporelles (par exemple, le jour et l'heure de la tentative), des régressions

---

<sup>2</sup> Les semaines un à neuf du premier trimestre ne sont pas incluses dans les analyses en raison d'une erreur de programmation sur l'instrument d'historique de contact (IHC).

logistiques en temps discret ont été effectuées (voir Allison, 1982)<sup>3</sup>. Avec la régression logistique en temps discret, la probabilité que le contact initial soit fait au moment (ou à la tentative)  $t$  sachant qu'aucun contact n'a eu lieu avant le moment (ou la tentative)  $t$  (souvent désigné comme un danger en temps discret) est modélisé comme une fonction d'un ensemble de variables indépendantes. Afin d'effectuer les analyses, l'historique de contact de chaque ménage a été décomposé en un ensemble d'unités en temps discret (tentatives de contact) qui ont été traitées comme des enregistrements ou des observations distinctes parmi l'ensemble de données. De cette manière, les modèles de régression logistique en temps discret peuvent être facilement estimés à l'aide de n'importe quel progiciel offrant la régression logistique. Essentiellement, on a estimé les modèles de régression logistique binaire prédisant si le contact initial serait ou ne serait pas établi à chaque tentative de contact, mais laissé les variables indépendantes sélectionnées varier au fil du temps (ou d'une tentative à l'autre).

Les variables indépendantes utilisées dans cette analyse ont été scindées en trois composantes : les mesures au niveau de la tentative, les mesures socio-environnementales et les mesures au niveau du ménage (voir le tableau 1 pour le codage des variables). Les mesures au niveau de la tentative incluent le nombre de tentatives préalables, le jour et l'heure de la tentative actuelle/précédente, le mode de la tentative actuelle, le nombre de journées depuis la dernière tentative, le fait que l'intervieweur a eu recours – ou non – à une stratégie de reconnaissance (telle que la surveillance du ménage et le contact avec des voisins) lors de la dernière tentative, le fait que l'intervieweur a laissé – ou non – une note ou une carte de rendez-vous lors de la tentative précédente, et le fait que l'intervieweur a rencontré – ou non – un obstacle à l'accès (par exemple, une porte fermée, une entrée commandée par sonnette) lors d'une tentative précédente. Les mesures socio-environnementales incluent le statut de région de résidence et de région statistique métropolitaine (RSM) (une mesure de densité de population définie par le U.S. Census Bureau). Enfin, les mesures au niveau du ménage incluent la présence ou non d'un membre du ménage âgé de plus de 65 ans, la présence ou non d'un membre du ménage âgé de moins de 5 ans, et le nombre d'adultes. La variable dépendante, le contact initial, fut codée 0 si le contact initial n'avait pas été établi avec un membre de l'unité échantillonnée lors de la tentative actuelle ou 1 si le contact initial avait été établi avec un membre échantillonné de l'unité lors de la tentative. Les contacts avec les membres non échantillonnés de l'unité, tels que les gardiennes d'enfants, ont été codés 0. Seules les tentatives de contact précédant le premier contact ou le contact initial ont été incluses dans l'analyse.

Toutes les analyses ont été effectuées à l'aide de SUDAAN (version 9.0, Research Triangle Institute, Inc., Research Triangle Park, NC). Comme on ne cherche pas, ici, à généraliser les résultats au-delà de la NHIS, les analyses présentées dans le tableau 1 ne sont pas pondérées. Cependant, les caractéristiques du plan de sondage par grappe ont servi à produire les écarts-types appropriés.

#### 4. RÉSULTATS

Afin d'inclure les mesures au niveau du ménage, des analyses ont été effectuées avec un sous-ensemble de ménages admissibles et éliminés lors de la sélection qui ont fourni des données démographiques ou de composition du ménage. Afin de se protéger contre d'éventuels biais de sélection, un modèle n'intégrant que des mesures au niveau de la tentative et des mesures socio-environnementales a été appliqué à tous les ménages admissibles et éliminés lors de la sélection (« tous les ménages ») et le sous-ensemble de ménages fournissant des données de composition du ménage (« ménages avec des données de composition du ménage »). Les résultats (les deux premières colonnes de résultats du tableau 1) ont été comparés. On a observé un seul écart mineur concernant le jour et l'heure de la tentative précédente (voir le tableau 1). Les résultats présentés ci-dessous sont donc tirés du modèle complet intégrant des mesures au niveau du ménage (la troisième colonne de résultats dans le tableau 1). Un total de 65 933 tentatives ont été incluses dans cette analyse, dont 34 577 (52,5 %) n'ont pas abouti à un contact et 31 351 (47,5 %) ont résulté en un contact initial.

En tenant compte de plusieurs mesures au niveau de la tentative, du ménage et des caractéristiques socio-environnementales, on a observé un impact important du jour et de l'heure au moment de la tentative (voir le tableau 1). Comparativement aux tentatives faites l'après-midi en semaine, les tentatives effectuées le week-end, en matinée ou en après-midi, en soirée du dimanche au jeudi, et le vendredi ou le samedi soir, ont toutes augmenté la

---

<sup>3</sup> La régression logistique à temps discret est une des techniques qui composent une classe de méthodes statistiques connues sous l'appellation analyse de survie ou analyse d'historique d'événements.

probabilité d'un contact initial. Bien que plus petits en amplitude, certains effets découlant du jour et de l'heure de la tentative précédente sont aussi ressortis. Comparativement aux tentatives précédentes faites l'après-midi en semaine, les tentatives précédentes effectuées le week-end en matinée et les vendredis et samedis soirs réduisaient la probabilité que la tentative actuelle débouche sur un contact initial; cela laisse entrevoir que les tentatives manquées à un moment propice par ailleurs annoncent probablement que les ménages sont extrêmement difficiles à rejoindre. En ce qui concerne le nombre de tentatives précédentes, une réduction de 9 % de la cote d'un contact initial a été enregistrée pour chaque tentative de contact additionnelle.

Étonnamment, les tentatives actuelles par téléphone (par opposition aux tentatives en personne) augmentent la probabilité d'un contact initial; ce résultat justifie une étude plus approfondie. Attendre plus longtemps après une tentative échouée augmente également la probabilité d'un contact initial à la tentative actuelle. Alors qu'attendre 1 à 3 jours n'a aucun effet, comparativement aux tentatives ultérieures le même jour, attendre quatre jours ou plus augmente la cote de contact initial de 55 %. Une explication vraisemblable : les intervieweurs ont appris que les membres du ménage seraient absents pour la période comprise entre les tentatives.

En ce qui concerne les autres stratégies d'intervieweur, laisser des notes et/ou des cartes de rendez-vous ou effectuer de la reconnaissance (parler aux voisins, « surveiller » les ménages, etc.) n'augmente pas la probabilité d'établir le contact initial. Enfin, comme on pouvait s'y attendre, le fait de rencontrer un obstacle à l'accès lors d'une tentative précédente a réduit la probabilité d'un contact initial.

**Tableau 1. Résultats des régressions logistiques en temps discret prédisant si le contact initial serait établi à la tentative de contact actuelle ou non**

Variables indépendantes	Modèles excluant des mesures au niveau du ménage		
	Tous les ménages (n=77 188 tentatives) Rapport de cotes	Ménages avec des données de composition du ménage (n=65 928 tentatives) Rapport de cotes	Ménages avec des données de composition du ménage (n=65 928 tentatives) Rapport de cotes
<b>Mesures au niveau de la tentative</b>			
<b>Première tentative</b>			
Oui (versus non)	1,43**	1,53**	1,50**
<b>Jour et heure de la tentative actuelle</b>			
Samedi-dimanche matin	1,36**	1,38**	1,43**
Lundi-vendredi matin	0,91**	0,91*	0,91*
Samedi-dimanche après-midi	1,39**	1,40**	1,44**
Lundi-vendredi après-midi <sup>1</sup>	1,00	1,00	1,00
Dimanche-jeudi soir	1,48**	1,53**	1,58**
Vendredi-samedi soir	1,29**	1,32**	1,36**
<b>Mode de la tentative actuelle</b>			
Téléphone (versus en personne)	1,63**	1,65**	1,65**
<b>Jour et heure de la tentative précédente</b>			
Samedi-dimanche matin	0,81**	0,81**	0,81**
Lundi-vendredi matin	1,02	1,01	1,01
Samedi-dimanche après-midi	0,91	0,93	0,94
Lundi-vendredi après-midi <sup>1</sup>	1,00	1,00	1,00
Dimanche-jeudi soir	0,90**	0,94	0,94
Vendredi-samedi soir	0,78**	0,80**	0,79**
<b>Nombre de tentatives préalables</b>	0,87**	0,90**	0,91**

Variables indépendantes	Modèles excluant des mesures au niveau du ménage		Ménages avec des données de composition du ménage
	Tous les ménages	Ménages avec des données de composition du ménage	
	Rapport de cotes	Rapport de cotes	
<b>Journées depuis la dernière tentative</b>			
Même jour <sup>1</sup>	1,00	1,00	1,00
1 journée	1,01	1,00	1,01
2-3 journées	1,05	1,09	1,10
4+ journées	1,40**	1,53**	1,55**
<b>Intervieweur a employé une stratégie de reconnaissance lors de la dernière tentative</b>			
Oui (versus non)	0,99	1,03	1,06
<b>Intervieweur a laissé une note/carte de rendez-vous lors de la dernière tentative</b>			
Oui (versus non)	1,02	1,04	1,05
<b>A rencontré un obstacle à l'accès lors d'une tentative précédente</b>			
Oui (versus non)	0,80**	0,82**	0,83**
<i>Mesures socio-environnementales</i>			
<b>Région de résidence</b>			
Nord-Est	0,87**	0,88*	0,87**
Midwest	0,86**	0,82**	0,84**
Sud	0,94	0,94	0,95
Ouest <sup>1</sup>	1,00	1,00	1,00
<b>Statut RSM</b>			
RSM, ville-centre	0,70**	0,73**	0,76**
RSM, non une ville-centre	0,82**	0,85**	0,85**
Hors RSM <sup>1</sup>	1,00	1,00	1,00
<i>Mesures au niveau du ménage</i>			
<b>Quelqu'un de plus de 65 ans dans le ménage</b>			
Oui (versus non)			1,75**
<b>Quelqu'un de moins de 5 ans dans le ménage</b>			
Oui (versus non)			1,25**
<b>Nombre d'adultes</b>			
1 adulte <sup>1</sup>			1,00
2 adultes			1,38**
3+ adultes			1,63**
<i>Ordonnée à l'origine</i>	0,88**	0,86**	0,59**

\*0,01 < p < 0,05

\*\*p < 0,01

<sup>1</sup> Catégorie de référence pour le rapport de cotes (OU=1,00)

Les deux mesures socio-environnementales sont liées significativement avec le contact initial (voir le tableau 1). Comparativement aux ménages de l'Ouest, les ménages du Nord-Est et du Midwest sont associés à une cote plus faible de contact initial, alors que les ménages des RSM, villes-centres et des autres RSM ont une cote plus petite de contact initial que les ménages des régions hors RSM. Il n'est guère surprenant de constater que les ménages NHIS des régions plus urbanisées sont moins accessibles.

Comme prévu, les chances d'un contact initial sont meilleures chez les ménages comptant deux ou trois adultes ou plus que chez les ménages comptant un seul adulte. De plus, les ménages comptant des personnes de plus de 65 ans ont une cote de contact initial près de deux fois plus élevée que celle des ménages dont tous les membres sont âgés de 65 ans ou moins, un résultat cohérent avec l'ensemble de la littérature. Enfin, les ménages comprenant des enfants de moins de 5 ans sont plus faciles à contacter la première fois que les ménages sans jeunes enfants.

## 5. DISCUSSION

Dans l'ensemble, nos résultats semblent justifier les trois composantes de notre modèle. Les résultats au niveau de la tentative sont particulièrement intéressants, puisque nous avons inclus des mesures permettant d'observer les stratégies, les tactiques et les décisions qui n'échappent pas à la volonté des intervieweurs. Nous avons obtenu beaucoup d'éléments soulignant l'importance du jour et de l'heure de la tentative de contact avec les ménages échantillonnés, même en tenant compte des autres influences socio-environnementales, ainsi qu'au niveau de la tentative et du ménage. Ce résultat est significatif non seulement parce que la plus grande partie de la recherche s'est basée jusqu'ici sur des analyses à deux variables, mais encore parce qu'une analyse récente a montré que les intervieweurs NHIS effectuent un nombre significatif de tentatives durant les périodes propices le week-end et les soirs de semaine, surtout lorsque les tentatives initiales échouent (Dahlhamer *et coll.*, 2005). Il est intéressant de constater que, si le jour et l'heure de la tentative précédente ont aussi eu un impact sur le contact initial, aucune interaction significative ne ressort entre les deux mesures du jour et de l'heure lors d'analyses réalisées séparément. Bien que cela limite le nombre potentiel de stratégies de choix du jour et de l'heure par les intervieweurs, la complexité du processus décisionnel s'en trouve grandement réduite. En somme, les protocoles de formation devraient introduire ou continuer de renforcer l'importance du jour et de l'heure de la tentative de contact comme stratégie importante de l'intervieweur.

L'effet significatif et positif des tentatives effectuées par téléphone a été très surprenant. Se pourrait-il que les tentatives initiales par téléphone réduisent considérablement le nombre de tentatives requises afin d'établir le premier contact, et, de ce fait, les coûts sur le terrain? Peut-être, mais le contact par téléphone exige néanmoins une rencontre face à face pour compléter l'entrevue. En outre, nous en savons peu à ce jour à propos de la qualité et des résultats des contacts téléphoniques. Les premiers contacts par téléphone pourraient faire augmenter la probabilité de refus provisoires et définitifs. Il faudrait manifestement approfondir la recherche en ce sens.

Il est assez préoccupant que les stratégies des intervieweurs, comme vérifier avec les voisins ou laisser des notes/cartes de rendez-vous, n'ont laissé aucun effet significatif. Cependant, l'approche analytique actuelle pourrait ne pas convenir pour déterminer l'utilité de ces tactiques. Un meilleur test ferait appel à un sous-ensemble de ménages difficiles à rejoindre. Par exemple, quel impact pourrait avoir l'utilisation (par opposition à la non-utilisation) de telles stratégies sur les probabilités de contact parmi les ménages où les quatre premières tentatives, au moins, n'ont donné lieu à aucun contact? De telles analyses sont en cours de planification.

Les résultats pour la région de résidence et le statut RSM soulignent l'importance des mesures contextuelles et socio-environnementales lorsqu'on cherche à façonner et à comprendre les processus et les résultats d'enquête. Cependant, les mesures agrégées que nous avons utilisées ont des applications pratiques minimales. Par exemple, étant donné que le bureau régional de New York (U.S. Census Bureau) couvre essentiellement des régions urbanisées, les résultats quant au statut RSM sont dénués de sens du point de vue de la planification et des opérations. Ce dont nous avons besoin, ce sont des analyses qui incorporent des mesures socio-environnementales plus précises au niveau du quartier. Les résultats de telles analyses pourraient aider directement les bureaux régionaux à mettre au point des stratégies plus ciblées pour accroître le contact et la coopération. Des efforts de géocodage sont présentement en cours de manière à ce qu'on puisse se servir des données au niveau des lotissements du recensement de 2000.

Enfin, nous avons relevé des influences fortes des mesures au niveau du ménage telles que le nombre d'adultes et la présence d'adultes âgés. Rejoignant les recommandations de Groves et Couper (1998), nous suggérons l'élaboration d'un protocole par lequel les personnes qui dressent les listes de l'échantillon enregistreraient l'information sur les unités de logement, telle que la présence de rampes pour fauteuil roulant ou plusieurs voitures dans l'entrée, qui témoigne de l'accessibilité du logement. Cette information pourrait être incorporée dans le système de gestion de cas (système permettant d'accéder aux cas, de les gérer et de les transmettre) et utilisée par les intervieweurs pour prioriser leur charge de travail hebdomadaire.

## RÉFÉRENCES

- Allison, P. (1982), "Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories." Dans *Sociological Methodology*, San Francisco: Jossey-Bass, pp. 61-98.
- Bates, N. (2003), "Contact Histories in Personal Visit Surveys: The Survey of income and Program Participation (SIPP) Methods Panel," communication présentée à la Annual Conference of the American Association for Public Opinion Research, Nashville, Tennessee.
- Callens, M. et C. Croux. (2004), "Prise de contact et coopération dans l'Enquête belge sur la fécondité et la famille", *Techniques d'enquête*, 30(1), pp. 127-137.
- Dahlhamer, J. M., C. M. Simile, B. J. Stussman et B. Taylor. (2005), "Determinants and Outcomes of Initial Contact in the National Health Interview Survey, 2004," communication présentée à la 2005 Annual Conference of the American Association for Public Opinion Research, Miami Beach, Florida.
- Groves, R. M., et M. P. Couper. (1998), *Nonresponse in Household Interview Surveys*, New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Purdon, S., P. Campanelli et P. Sturgis. (1999), "Interviewers' Calling Strategies on Face-to-Face Interview Surveys," *Journal of Official Statistics*, 15(2), pp. 199-216.