

## Article

# Erreurs non dues à l'échantillonnage dans les enquêtes téléphoniques à base de sondage double

par J. Michael Brick, Ismael Flores Cervantes,  
Sunghee Lee et Greg Norman

Juin 2011



# Erreurs non dues à l'échantillonnage dans les enquêtes téléphoniques à base de sondage double

J. Michael Brick, Ismael Flores Cervantes, Sunghee Lee et Greg Norman<sup>1</sup>

## Résumé

Les enquêtes téléphoniques à base de sondage double deviennent fréquentes aux États-Unis en raison de l'incomplétude de la liste de numéros de téléphone fixe causée par l'adoption progressive du téléphone mobile. Le présent article traite des erreurs non dues à l'échantillonnage dans les enquêtes téléphoniques à base de sondage double. Alors que la plupart des publications sur les bases de sondage doubles ne tiennent pas compte des erreurs non dues à l'échantillonnage, nous constatons que ces dernières peuvent, dans certaines conditions, causer des biais importants dans les enquêtes téléphoniques à base de sondage double. Nous examinons en particulier les biais dus à la non-réponse et à l'erreur de mesure dans ces enquêtes. En vue de réduire le biais résultant de ces erreurs, nous proposons des méthodes d'échantillonnage à base de sondage double et de pondération. Nous montrons que le facteur de composition utilisé pour combiner les estimations provenant de deux bases de sondage joue un rôle important dans la réduction du biais de non-réponse.

Mots clés : Biais de non-réponse ; erreur de mesure ; calage ; répartition de l'échantillon ; composite.

## 1. Introduction

Les enquêtes téléphoniques à base de sondage double comportant l'échantillonnage de numéros de téléphone fixe et de numéros de téléphone mobile ont pris de l'importance aux États-Unis en vue de réduire le biais de sous-dénombrement dû à l'incomplétude de la liste de numéros de téléphone fixe. Blumberg et Luke (2009) montrent que le pourcentage de ménages ne possédant pas de ligne téléphonique fixe mais dotés d'au moins un téléphone mobile a augmenté de façon spectaculaire ces dernières années, pour atteindre 20 % à la fin de 2008. D'autres pays font également part d'un accroissement considérable du pourcentage de personnes abonnées seulement à la téléphonie mobile (par exemple Kuusela, Callegaro et Vehovar 2008 ; Vicente et Reis 2009).

Le présent article s'appuie sur des données provenant de la California Health Interview Survey (CHIS) et de huit enquêtes réalisées pour le compte du Pew Research Center for the People & the Press (enquêtes Pew) en vue d'étudier les effets des erreurs non dues à l'échantillonnage dans les enquêtes téléphoniques à base de sondage double. La CHIS 2007, menée auprès des Californiens adultes, a été réalisée à la fin de 2007. Cette enquête combine un sondage par téléphone fixe classique et un échantillon de présélection de numéros de téléphone mobile, dans lequel seuls les adultes ayant indiqué que le ménage dont ils faisaient partie ne possédait pas de numéro de téléphone fixe ont été interviewés. Les enquêtes Pew sont des sondages nationaux comportant l'interview d'un adulte pour chacun des numéros de téléphone résidentiels provenant de l'échantillon de

téléphones fixes et de celui de téléphones mobiles. Ces enquêtes sont décrites plus en détail plus loin. La réalisation de ces enquêtes téléphoniques à base de sondage double a mis en relief un certain nombre de questions importantes associées à l'effet des erreurs non dues à l'échantillonnage – erreurs qui n'ont pas été examinées complètement dans d'autres études.

À la section suivante, nous passons en revue le plan de sondage, la pondération et les méthodes d'estimation de la variance élaborées pour les enquêtes à base de sondage double, et décrivons CHIS 2007 et les enquêtes téléphoniques Pew à base de sondage double qui sont utilisées tout au long de l'article. À la troisième section, nous discutons de l'erreur non due à l'échantillonnage dans les enquêtes téléphoniques à base de sondage double, et des effets que ces erreurs peuvent avoir sur le biais des estimations. La non-réponse et les erreurs de mesure revêtent une importance particulière dans les enquêtes à base de sondage double. À la quatrième section, nous étudions les méthodes d'échantillonnage et d'estimation qui peuvent être utilisées pour réduire le biais dans les enquêtes téléphoniques à base de sondage double et nous donnons les conditions sous lesquelles ces approches d'échantillonnage et d'estimation peuvent être les plus utiles. Dans cette section, nous proposons trois estimateurs en vue de réduire le biais dû à la non-réponse différentielle dans le domaine de chevauchement des bases de sondage. À la dernière section, nous résumons certaines constatations concernant les enquêtes téléphoniques à base de sondage double et avançons des hypothèses quant à l'applicabilité de ces constatations à d'autres enquêtes à base de sondage double.

1. J. Michael Brick, Westat et Joint Program in Survey Methodology à l'Université du Maryland. Courriel : mikebrick@westat.com ; Ismael Flores Cervantes, Westat ; Greg Norman, Westat, 1600 Research Boulevard, Rockville, Maryland, 20850, États-Unis ; Sunghee Lee, Institute for Social Research, University of Michigan, 426 Thompson St. Ann Arbor, MI 48104, États-Unis.

## 2. Contexte

La plupart des publications traitant des enquêtes à base de sondage double portent sur la théorie statistique relative à l'efficacité du plan de sondage et de l'estimation. Nous résumons certains résultats importants concernant l'échantillonnage, la pondération et l'estimation de la variance, puis nous discutons de l'application de ces méthodes aux enquêtes téléphoniques à base de sondage double.

### 2.1 Échantillonnage

Soit les deux bases de sondage désignées par  $A$  et  $B$ . Nous supposons que les échantillons tirés de ces bases,  $S_A$  et  $S_B$ , sont indépendants. Le domaine des unités qui ne figurent que dans  $A$  est désigné par  $a$ , le domaine des unités comprises uniquement dans  $B$  est désigné par  $b$ , et l'intersection contenant les unités chevauchantes est désignée par  $ab$ . Dans notre application aux enquêtes téléphoniques,  $A$  est la base de numéros de téléphone fixe,  $B$  est la base des numéros de téléphone mobile,  $a$  est le domaine des ménages n'ayant que des numéros de téléphone fixe,  $b$  est le domaine des ménages n'ayant que des numéros de téléphone mobile, et  $ab$  est le domaine des ménages ayant les deux types de service téléphonique. De nombreuses caractéristiques importantes des enquêtes à base de sondage double dépendent du traitement réservé aux unités qui pourraient se trouver dans les deux bases de sondage (domaine  $ab$ ).

Une approche d'enquête à base de sondage double avec présélection vise à rendre  $ab = \emptyset$  en éliminant toutes les unités chevauchantes avant l'échantillonnage, après l'échantillonnage mais avant la collecte des données, durant la collecte des données, ou après la collecte des données. Lohr (2009) donne des exemples d'enquêtes à base de sondage double réalisées selon chacune de ces approches.

Brick, Edwards et Lee (2007) et Fleeman (2007) décrivent la présélection dans les enquêtes téléphoniques à base de sondage double. Bien qu'aux États-Unis, les numéros de téléphone puissent être partitionnés selon qu'il s'agit de numéros de téléphone mobile ou de téléphone fixe, cette base de sondage ne permet pas de déterminer si ces numéros correspondent à des ménages n'ayant que des téléphones fixes ( $a$ ), de ménages n'ayant que des téléphones mobiles ( $b$ ), ou de ménages ayant les deux types de service ( $ab$ ). Dans les enquêtes décrites par Brick, Edwards et Lee (2007) et Fleeman (2007), les ménages tirés de la liste de numéros de téléphone mobile ( $B$ ) ont été écartés durant la collecte des données s'ils déclaraient posséder une ligne fixe. Cette approche de sélection est celle qui a été adoptée pour la CHIS 2007.

Selon une deuxième approche, appelée enquête à base de sondage double avec chevauchement, les unités faisant partie du domaine de chevauchement peuvent être échantillonnées à partir des deux bases de sondage. Dans ce cas,

des méthodes d'estimation doivent être appliquées pour éviter de produire des estimations biaisées parce que les unités chevauchantes ont de multiples chances de sélection. Steeh (2004), Brick, Brick, Dipko, Presser, Tucker et Yuan (2007), et Kennedy (2007) discutent des enquêtes téléphoniques à base de sondage double avec chevauchement. Dans ces cas, tous les répondants sont interviewés, quelle que soit la base de sondage dans laquelle ils ont été sélectionnés. L'approche avec chevauchement est utilisée dans les enquêtes Pew.

### 2.2 Estimation

Dans une enquête avec présélection, la production de pondérations pour l'estimation des totaux et des caractéristiques de l'ensemble de la population est simple, du moins en l'absence d'erreur non due à l'échantillonnage. Puisque  $ab = \emptyset$  et que l'échantillonnage est indépendant, les unités échantillonnées dans chaque base de sondage se voient attribuer un poids égal à l'inverse de leur probabilité de sélection dans la base de sondage dont elles proviennent. Une estimation globale du total s'obtient en faisant la somme des estimations de domaine pondérées,  $\hat{y}_{scr} = \hat{y}_A + \hat{y}_b$ , où  $\hat{y}_A = \sum_{i \in S_A} d_i y_i$  et  $\hat{y}_b = \sum_{i \in S_B} d_i \delta_i(b) y_i$ , où  $d_i$  est l'inverse de la probabilité de sélection et  $\delta_i(b) = 1$  si  $i$  est dans le domaine  $b$  et 0 autrement. L'estimation de la variance est également simple, puisque les deux bases de sondage sont des strates et que l'on peut appliquer les méthodes d'estimation de la variance appropriées pour les échantillons stratifiés. Dans le cas des enquêtes téléphoniques, les unités provenant de l'échantillon de numéros de téléphone fixe sont pondérées et ajoutées aux unités pondérées provenant de l'échantillon de numéros de téléphone mobile, après avoir attribué un poids nul aux unités tirées de la base de numéros de téléphone mobile qui possèdent un téléphone fixe.

Même en l'absence d'erreurs non dues à l'échantillonnage, la présélection durant la collecte des données a des conséquences. Par exemple, les ménages tirés de  $B$  qui sont écartés ne sont pas admissibles à l'interview, ce qui augmente le coût de la collecte des données et la variance des totaux estimés (Kish 1965, chapitre 11). Les unités qui sont écartées devraient aussi être traitées correctement comme des unités échantillonnées dans l'estimation de la variance.

Les enquêtes avec chevauchement sont plus complexes, parce que les unités peuvent être échantillonnées dans l'une ou l'autre base de sondage. Une approche d'estimation consiste à combiner les deux estimations de domaine,  $\hat{y}_a$  et  $\hat{y}_b$ , avec une moyenne des estimations pour la population chevauchante produites d'après les bases de sondage distinctes. Si  $\hat{y}_{ab}^A$  et  $\hat{y}_{ab}^B$  sont les estimations pondérées du domaine de chevauchement provenant des bases de sondage  $A$  et  $B$ , respectivement, un estimateur moyen ou composite

est donné par  $\hat{y}_{ave} = \hat{y}_a + \hat{y}_b + \lambda \hat{y}_{ab}^A + (1 - \lambda) \hat{y}_{ab}^B$ , avec  $0 \leq \lambda \leq 1$ . À l'instar de Lohr (2009), nous donnons à ces estimateurs le nom d'estimateurs moyens. Si nous supposons que  $\hat{y}_a$  et  $\hat{y}_b$  sont sans biais pour le domaine  $a$  et pour le domaine  $b$ , respectivement et que  $\hat{y}_{ab}^A$  et  $\hat{y}_{ab}^B$  sont tous deux sans biais pour le domaine  $ab$ , alors  $\hat{y}_{ave}$  est un estimateur sans biais du total. Les estimations des moyennes et d'autres quantités peuvent être produites en utilisant des pondérations, celles pour les unités comprises dans  $ab$  tirées de  $A$  étant multipliées par  $\lambda$  et celles pour les unités tirées de  $B$  étant multipliées par  $(1 - \lambda)$ . Le choix du facteur de composition,  $\lambda$ , a été étudié par de nombreux chercheurs et des valeurs particulières en vue de réduire la variance des estimations ont été proposés par Hartley (1962, 1974) et par Fuller et Burmeister (1972). Tous les estimateurs moyens requièrent que le domaine puisse être précisé pour chacune des unités échantillonnées.

L'estimation de la variance en se servant de l'estimateur moyen est relativement simple si  $\lambda$  est fixe et indépendant de l'échantillon sélectionné. Dans ce cas,  $V(\hat{y}_{ave}) = V(\hat{y}_a + \lambda \hat{y}_{ab}^A) + V(\hat{y}_b + (1 - \lambda) \hat{y}_{ab}^B)$ , et chacune de ces variances peut être calculée en utilisant des méthodes d'estimation de la variance appropriées pour les échantillons distincts. Si  $\lambda$  dépend de l'échantillon, comme dans le cas des estimateurs de Hartley et de Fuller et Burmeister, l'estimation de la variance est plus compliquée. Les estimateurs moyens avec un facteur  $\lambda$  fixe ont été utilisés dans la plupart des enquêtes téléphoniques à base de sondage double avec chevauchement. Nous discutons de cette approche plus loin pour les enquêtes Pew.

D'autres méthodes d'estimation qui ont été prises en considération pour une enquête avec chevauchement comprennent l'estimateur pour base de sondage simple (Bankier 1986 ; Kalton et Anderson 1986 ; Skinner 1991) et l'estimateur du pseudo-maximum de vraisemblance (Skinner et Rao 1996 ; Lohr et Rao 2000 ; Lohr et Rao 2006). Lohr (2009) passe ces estimateurs en revue. Presque toutes les enquêtes téléphoniques avec chevauchement que nous avons vues utilisent certaines versions de l'estimateur moyen, qui est le point de concentration de la présente étude.

### 2.3 Applications aux enquêtes téléphoniques

Les données provenant de la CHIS 2007 sont utilisées pour illustrer les problèmes que pose une enquête téléphonique à base de sondage double s'appuyant sur une approche de présélection. La CHIS 2007 est une enquête téléphonique ayant pour cible la population californienne qui a été réalisée par le UCLA Center for Health Policy Research en collaboration avec le California Department of Public Health, le California Department of Health Care Services et le Public Health Institute. La collecte des

données de la CHIS 2007 a été effectuée par Westat de la fin de 2007 au début de 2008.

Dans l'échantillon de numéros de téléphone fixe de la CHIS 2007, on a échantillonné et interviewé un adulte par ménage. Dans l'échantillon de numéros de téléphone mobile, les personnes vivant dans un ménage possédant un numéro de téléphone fixe ont été écartées ; un adulte par ménage a été échantillonné et interviewé dans l'échantillon de numéros de téléphone mobile s'il vivait dans un ménage classé comme possédant seulement un téléphone mobile. Tous les ménages répondants, y compris ceux éliminés de la base de numéros de téléphone mobile, ont répondu à des questions sur la situation concernant les types de téléphone et sur leur usage. Près de 49 000 adultes provenant de l'échantillon de numéros de téléphone fixe ont été interviewés, ainsi que 825 adultes possédant uniquement un téléphone mobile. Pour l'échantillon de numéros de téléphone fixe, le taux de réponse était de 35,5 % à l'interview menée auprès d'une personne fournissant des renseignements sur le ménage et de 59,4 % à l'interview auprès de l'adulte échantillonné. Pour la base de numéros de téléphone mobile, les taux de réponse correspondants étaient de 22,1 % et de 52,0 %. Puisque la CHIS 2007 a été réalisée en adoptant une approche de présélection, le taux de réponse publié pour l'interview des personnes fournissant des renseignements sur le ménage ne possédant qu'un téléphone mobile est de 30,5 %. Le document California Health Interview Survey (2009) contient une discussion détaillée du plan de l'étude, y compris les différences entre le taux de réponse global pour tous les ménages possédant un téléphone mobile et le taux pour les ménages possédant exclusivement un téléphone mobile.

Dans la CHIS 2007, les estimations pour l'échantillon de numéros de téléphone mobile sont calées sur la population californienne adulte possédant seulement un téléphone mobile à l'étape de la présélection (avant la correction de la pondération pour tenir compte de la non-réponse de l'adulte échantillonné). L'obtention de totaux de contrôle fiables pour le calage au niveau de l'État pose certaines difficultés dont il sera question plus loin. Les échantillons tirés des deux bases de sondage sont indépendants et traités en tant que tels jusqu'à la dernière étape, où ils sont combinés et calés sur des totaux indépendants pour l'ensemble de la population californienne adulte. Cette dernière étape de calage n'inclut pas le type de téléphone comme domaine.

Dans le cas des enquêtes téléphoniques à base de sondage double avec chevauchement, nous utilisons des données agrégées provenant de huit enquêtes réalisées par le Pew Research Center for the People & the Press de la fin de 2008 au début de 2009. (Les données provenant des enquêtes Pew ont été fournies par Scott Keeter, du Pew Research Center for the People & the Press). Toutes ces

enquêtes sont réalisées auprès de l'ensemble de la population adulte des États-Unis. Elles comprennent l'interview d'un adulte dans chaque ménage échantillonné dans l'une ou l'autre base de sondage en utilisant des questionnaires presque identiques. Pour l'ensemble de huit enquêtes, près de 11 300 interviews par téléphone fixe et 3 800 interviews par téléphone mobile ont été effectuées. Les taux de réponse aux diverses enquêtes sont fort semblables pour les échantillons de numéros de téléphone fixe et de téléphone mobile, avec un écart médian d'un point de pourcentage entre les échantillons provenant des deux bases de sondage. Sur l'ensemble de huit enquêtes et des deux bases de sondage, les taux de réponse varient entre 17 % et 24 %.

Dans les enquêtes Pew, comme dans la plupart des enquêtes téléphoniques à base de sondage double avec chevauchement, une version calée de l'estimateur moyen est employée pour produire les estimations. Pour la plupart des enquêtes, le calage est effectué à la fois sur les dénombremments de domaine pour le type de téléphone (nombres respectifs d'adultes vivant dans un ménage ne possédant qu'un téléphone mobile, dans un ménage ne possédant qu'un téléphone fixe et dans un ménage possédant à la fois un téléphone fixe et un téléphone mobile) ainsi que sur des variables démographiques. Pour les enquêtes Pew, le calage est également effectué sur des totaux de variables démographiques, dont l'âge, le niveau de scolarité, la race/l'ethnicité, la région et la densité de population pour les ménages comptant des adultes de 18 ans et plus. En outre, un calage est effectué sur les totaux selon le type de téléphone et, dans le domaine de chevauchement, selon l'usage relatif des téléphones fixe et mobile.

### 3. Erreurs non dues à l'échantillonnage

La théorie des enquêtes à base de sondage double a été élaborée sous des conditions idéales de réponse complète et d'absence d'autres erreurs non dues à l'échantillonnage. Les erreurs non dues à l'échantillonnage ont une incidence sur le biais et sur la précision des estimations de toute enquête, mais, pour trois raisons, leurs effets dans les enquêtes à base de sondage double peuvent différer qualitativement de ceux dans les enquêtes à base de sondage simple. Premièrement, dans les enquêtes à base de sondage double, l'erreur non due à l'échantillonnage rend souvent difficile la détermination de la probabilité de sélection de l'unité échantillonnée. Cela se produit quand l'appartenance au domaine est confirmée durant la collecte de données et que la non-réponse et les erreurs de mesure font qu'il est difficile de déterminer si l'unité échantillonnée se trouve dans le domaine de chevauchement. Deuxièmement, dans les enquêtes à base de sondage double, l'erreur non due à l'échantillonnage peut être reliée directement, parfois de manière causale, à la base de

sondage, surtout si les méthodes de collecte de données diffèrent selon la base de sondage. Troisièmement, l'échantillonnage à partir de plus d'une base de sondage accroît la complexité et crée un plus grand nombre de situations dans lesquelles les erreurs non dues à l'échantillonnage pourraient avoir des effets différentiels.

#### 3.1 Effets de la non-réponse

Brick, Dipko, Presser, Tucker et Yuan (2006) montrent que la surreprésentation du nombre d'adultes appartenant à un ménage muni uniquement d'un téléphone mobile qui se produit dans presque tous les échantillons d'enquête téléphonique à base de sondage double peut être due à l'erreur de non-réponse. Selon ces auteurs, la surreprésentation pourrait être le résultat d'une différence d'accessibilité, en ce sens que les adultes qui utilisent rarement leur téléphone mobile sont moins susceptibles de répondre à un appel sur celui-ci que ceux qui l'utilisent régulièrement. Ils n'ont pas constaté le même genre de différence de taux de réponse liée à l'usage dans l'échantillon de ménages dotés d'un téléphone fixe. Kennedy (2007) explore plus en détail ce type de biais de non-réponse en examinant les effets sur des estimations particulières.

Afin d'évaluer la différence de représentation, nous comparons les répartitions des échantillons de la CHIS 2007 et des enquêtes Pew selon la base de sondage et l'usage du téléphone à des estimations provenant de la National Health Interview Survey (NHIS). La NHIS est une enquête par interview sur place parrainée par le National Center for Health Statistics dont la collecte des données est effectuée par le U.S. Bureau of Census (les données de la NHIS ont été fournies par S. Blumberg et J. Luke sous forme de totalisations spéciales). Il s'agit de la seule enquête du gouvernement fédéral qui fournit des estimations sur la situation concernant le type de téléphone et l'usage de celui-ci (Blumberg et Luke 2009). Nous définissons l'usage pour les utilisateurs doubles (les membres des ménages dotés des deux types de service téléphonique) comme étant principalement mobile ou principalement fixe, la catégorie principalement mobile comprenant les personnes qui vivent dans les ménages qui reçoivent tous ou presque tous leurs appels sur leur téléphone mobile, et la catégorie principalement fixe comprenant les utilisateurs doubles dans les ménages qui ne reçoivent pas tous ou presque tous leurs appels sur leur téléphone mobile.

Pour que les chiffres soient plus comparables à ceux de la CHIS, dans le tableau 1, nous limitons les estimations de la NHIS à celles obtenues pour la région de l'Ouest seulement (les estimations de la NHIS pour la Californie ne sont pas disponibles). La Californie comprend 52 % des adultes vivant dans l'Ouest. Les chiffres de la NHIS sont des chiffres de population pour les six premiers mois de 2008,

c'est-à-dire une période correspondant approximativement à la période de collecte des données de la CHIS. Les chiffres de la CHIS correspondent aux proportions non pondérées dans l'échantillon (les proportions pondérées sont presque identiques). Bien qu'une approche de présélection ait été utilisée pour la CHIS, l'information sur l'usage du téléphone a été recueillie pour chaque ménage répondant compris dans l'échantillon de téléphones mobiles. Le tableau montre que, comparativement aux estimations de la NHIS, la répartition dans la base de numéros de téléphone mobile surreprésente le pourcentage d'adultes faisant partie de ménages dotés uniquement d'un téléphone mobile et sous-représente ceux faisant partie de ménages utilisant principalement le téléphone fixe. Les répondants de l'échantillon de numéros de téléphone fixe surreprésentent les utilisateurs d'un téléphone fixe uniquement et sous-représentent les utilisateurs doubles se servant principalement d'un téléphone mobile. Les différences pour la base de numéros de téléphone fixe sont plus importantes que celles observées dans une enquête menée

en 2004 dont les résultats sont présentés dans Brick et coll. (2006).

Le tableau 2 donne le même type de comparaison des estimations nationales d'après la NHIS pour la deuxième moitié de 2008 aux résultats non pondérés des enquêtes Pew agrégées (toutes les enquêtes ont été réalisées auprès d'un échantillon à probabilités d'inclusion égales). Comme dans le cas de la CHIS, la répartition dans la base de numéros de téléphone mobile utilisée pour les enquêtes Pew surreprésente le pourcentage dans le groupe possédant un téléphone mobile seulement et sous-représente celui dans le groupe d'utilisateurs doubles se servant principalement d'un téléphone fixe, mais les différences sont moins marquées que dans le cas de la CHIS. La répartition d'après l'échantillon de numéros de téléphone fixe des enquêtes Pew correspond de près à celle observée pour la NHIS, avec une légère sous-représentation du groupe d'utilisateurs double se servant principalement d'un téléphone mobile.

**Tableau 1**  
**Répartition en pourcentage des adultes selon l'usage du téléphone d'après la CHIS de 2007 et la NHIS**

Usage du téléphone	NHIS Ouest – Adultes dans les ménages à téléphone fixe	CHIS 2007 – Base de numéros de téléphone fixe	NHIS Ouest – Adultes dans les ménages à téléphone mobile	CHIS 2007 – Base de numéros de téléphone mobile
Téléphone fixe seulement	23,5 % (1,5 %)	34,2 % (0,2 %)	–	–
Double – principalement fixe	56,6 % (1,7 %)	53,2 % (0,2 %)	60,9 % (1,7 %)	18,5 % (0,7 %)
Double – principalement mobile	19,9 % (1,4 %)	12,7 % (0,2 %)	21,4 % (1,4 %)	31,2 % (0,9 %)
Téléphone mobile seulement	–	–	17,7 % (1,3 %)	50,3 % (0,9 %)
Total	100,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %

Notes NHIS-Ouest désigne la National Health Interview Survey, région de l'Ouest, six premiers mois de 2008, avec les pourcentages de tous les ménages possédant le type de service particulier (merci à S. Blumberg et J. Luke pour cette totalisation spéciale). CHIS 2007 représente la California Health Interview Survey, dont les données ont été recueillies en 2007 et au début de 2008, avec les pourcentages non pondérés d'après les bases de numéros de téléphone fixe et de numéros de téléphone mobile. Dans l'échantillon de téléphones mobiles, l'information sur l'usage a été obtenue durant l'interview de présélection. Les erreurs-types approximatives figurent entre parenthèses.

**Tableau 2**  
**Répartition en pourcentage des adultes selon l'usage du téléphone d'après les enquêtes Pew et la NHIS**

Usage du téléphone	NHIS – Adultes dans les ménages à téléphone fixe	Enquêtes Pew – Base de numéros de téléphone fixe	NHIS – Adultes dans les ménages à téléphone mobile	Enquêtes Pew – Base de numéros de téléphone mobile
Téléphone fixe seulement	19,4 % (0,7 %)	23,0 % (0,4 %)	–	–
Double – principalement fixe	58,8 % (0,8 %)	62,7 % (0,5 %)	58,8 % (0,8 %)	42,3 % (0,8 %)
Double – principalement mobile	19,3 % (0,7 %)	14,4 % (0,3 %)	18,5 % (0,7 %)	24,0 % (0,7 %)
Téléphone mobile seulement	–	–	22,7 % (0,7 %)	33,7 % (0,8 %)
Total	100,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %

Notes NHIS désigne la National Health Interview Survey, six derniers mois de 2008, avec les pourcentages de tous les ménages possédant le type de service particulier. Les enquêtes Pew regroupent huit enquêtes réalisées pour le Pew Research Center for the People & the Press d'octobre 2008 à mars 2009, avec les pourcentages non pondérés provenant des bases de numéros de téléphone fixe et de numéros de téléphone mobile. (Merci à S. Keeter d'avoir fourni ces données). Les erreurs-types approximatives figurent entre parenthèses.

Les répartitions des réponses selon la base de sondage et selon l'usage du téléphone que l'on observe pour ces enquêtes corroborent, dans les deux cas, la conjecture concernant l'accessibilité de Brick et coll. (2006). Cette conjecture implique un classement des répondants selon le degré d'accessibilité et la probabilité de répondre – dans la base de numéros de téléphone mobile, le classement allant des personnes les plus susceptibles de répondre à celles les moins susceptibles de le faire est le suivant : téléphone mobile seulement, principalement le téléphone mobile et principalement le téléphone fixe. Le problème particulier que pose l'utilisation de deux bases de sondage est que le classement dans la base des numéros de téléphone fixe est différent (téléphone fixe seulement, principalement téléphone fixe et principalement téléphone mobile) et que les unités comprises dans le domaine de chevauchement des deux bases de sondage pourraient avoir des taux de réponse et des biais très différents.

Pour examiner le biais de non-réponse dans le cas d'une enquête à base de sondage double avec chevauchement, supposons que l'on poststratifie les échantillons de numéros de téléphone fixe et de numéros de téléphone mobile selon les totaux de domaine pour la situation concernant le type de téléphone avant de produire une estimation globale moyenne. L'estimateur poststratifié est donné par

$$\hat{y}_{ps} = \frac{N_a}{\hat{N}_a} \hat{y}_a + \frac{N_b}{\hat{N}_b} \hat{y}_b + \lambda g^A \hat{y}_{ab}^A + (1 - \lambda) g^B \hat{y}_{ab}^B, \quad (1)$$

où le facteur de poststratification est  $N_a / \hat{N}_a$ , pour l'échantillon de numéros de téléphone fixe seulement,  $N_b / \hat{N}_b$ , pour l'échantillon de numéros de téléphone mobile seulement, et les facteurs de poststratification propres à la base de sondage pour le domaine de chevauchement sont  $g^A = N_{ab} / \hat{N}_{ab}^A$  et  $g^B = N_{ab} / \hat{N}_{ab}^B$  pour les échantillons de numéros de téléphone fixe et de téléphone mobile, respectivement. Les estimateurs d'Horvitz-Thompson (HT) du nombre d'unités sont  $\hat{N}_a$  pour le domaine des téléphones fixes seulement,  $\hat{N}_b$  pour le domaine des téléphones mobiles seulement, et  $\hat{N}_{ab}^A$  et  $\hat{N}_{ab}^B$  pour le domaine de chevauchement des deux échantillons. Puisque nous nous concentrons sur le chevauchement, nous écrivons

$$\hat{y}_{ps,ab} = \lambda g^A \hat{y}_{ab}^A + (1 - \lambda) g^B \hat{y}_{ab}^B. \quad (2)$$

Cet estimateur poststratifié diffère de l'approche proposée par Lohr et Rao (2000), qui calculent la moyenne puis font la poststratification, au lieu de faire la poststratification puis de calculer la moyenne. Les deux approches sont cohérentes et approximativement sans biais en l'absence d'erreurs non dues à l'échantillonnage.

Si nous tenons compte, dans le domaine de chevauchement, de différences de taux de réponse selon l'usage du

téléphone telles que celles observées dans les enquêtes téléphoniques à base de sondage double, l'estimateur (2) est biaisé. Soit  $W$  la proportion du domaine de chevauchement correspondant à des unités utilisant le téléphone fixe principalement, et soit  $\bar{Y}_{ml}$  et  $\bar{Y}_{mc}$  les moyennes de population d'une caractéristique pour les utilisateurs doubles se servant principalement du téléphone fixe (désignés par  $ml$  pour l'anglais *mainly land*) et ceux se servant principalement du téléphone mobile (désignés par  $mc$  pour l'anglais *mainly cell*), respectivement. Le biais de  $\hat{y}_{ps,ab}$  est

$$b(\hat{y}_{ps,ab}) \doteq WN_{ab}(\bar{Y}_{ml} - \bar{Y}_{mc}) (\lambda r_{l1} r_l^{-1} + (1 - \lambda) r_{c1} r_c^{-1} - 1), \quad (3)$$

où  $r_l$  est le taux de réponse des utilisateurs doubles pour l'échantillon de numéros de téléphone fixe,  $r_{l1}$  est le taux de réponse des utilisateurs doubles se servant principalement du téléphone fixe dans l'échantillon de numéros de téléphone fixe,  $r_c$  est le taux de réponse des utilisateurs doubles dans l'échantillon de numéros de téléphone mobile, et  $r_{c1}$  est le taux de réponse des utilisateurs doubles se servant principalement du téléphone fixe dans l'échantillon de numéros de téléphone mobile.

Pour dériver (3), nous commençons par définir les estimateurs de domaine comprenant les utilisateurs doubles se servant principalement du téléphone fixe et se servant principalement du téléphone mobile provenant de l'échantillon de numéros de téléphone fixe comme étant  $\hat{y}_{ab}^A(ml) = \hat{N}_{ml}^A \bar{y}_{ab}^A(ml)$  et  $\hat{y}_{ab}^A(mc) = \hat{N}_{mc}^A \bar{y}_{ab}^A(mc)$ , ceux et provenant de l'échantillon de numéros de téléphone mobile comme étant  $\hat{y}_{ab}^B(ml) = \hat{N}_{ml}^B \bar{y}_{ab}^B(ml)$  et  $\hat{y}_{ab}^B(mc) = \hat{N}_{mc}^B \bar{y}_{ab}^B(mc)$ . Maintenant, supposons que a)  $E \bar{y}_{ab}^A(ml) = E \bar{y}_{ab}^B(ml) = \bar{Y}_{ml}$  et  $E \bar{y}_{ab}^A(mc) = E \bar{y}_{ab}^B(mc) = \bar{Y}_{mc}$ ; b) les covariances sont telles que  $cov(\hat{N}_{ml}^A / \hat{N}_{ab}^A, \bar{y}_{ab}^A(ml)) = 0$ ; et c) les totaux de domaine prévus sont des expressions simples telles que  $E \hat{N}_{ml}^A = r_{l1} N_{ml}$ ,  $E \hat{N}_{ab}^A = r_l N_{ab}$ , etc. Puisque  $E(N_{ab} / \hat{N}_{ab}^A) \hat{y}_{ab}^A = N_{ab} E\{(\hat{N}_{ml}^A \bar{y}_{ab}^A(ml) + \hat{N}_{mc}^A \bar{y}_{ab}^A(mc)) / \hat{N}_{ab}^A\}$ , nous pouvons écrire  $E(N_{ab} / \hat{N}_{ab}^A) \hat{y}_{ab}^A \doteq r_{l1} r_l^{-1} N_{ml} \bar{Y}_{ml} + r_{l2} r_l^{-1} N_{mc} \bar{Y}_{mc} = N_{ab} (r_{l1} r_l^{-1} W (\bar{Y}_{ml} - \bar{Y}_{mc}) + \bar{Y}_{mc})$ . Une expression correspondante peut être écrite pour  $E g^B \hat{y}_{ab}^B$ . La combinaison des deux donne (3).

Ces expressions supposent que  $E \bar{y}_{ab}^B(ml) = \bar{Y}_{ml}$  et  $E \bar{y}_{ab}^B(mc) = \bar{Y}_{mc}$ . Une autre approche qui ne nécessite pas cette hypothèse consiste à poser qu'il existe une association entre la propension à répondre et l'usage du téléphone. Dans ce cas, le biais serait une fonction de la propension à répondre des unités provenant de chaque base de sondage. Nous n'examinons pas l'approche de la propension à répondre ici.

L'expression (3) montre que, quand  $0 < W < 1$ , le biais de  $\hat{y}_{ps,ab}$  est nul si a)  $\bar{Y}_{ml} = \bar{Y}_{mc}$ ; ou b)  $\lambda r_{l1} r_l^{-1} + (1 - \lambda)$

$r_{c1}r_c^{-1} = 1$ . La condition (a) est essentiellement la condition bien connue issue de la méthode à base unique. La condition (b) diffère des expressions pour une base de sondage unique parce que le biais dépend à la fois des taux de réponse relatifs et du facteur de composition,  $\lambda$ . Une exception a lieu quand  $r_{11}r_i^{-1} = r_{c1}r_c^{-1}$ , ou de manière équivalente  $r_{11}r_{i2}^{-1} = r_{c1}r_{c2}^{-1}$ , où  $r_{i2}$  est le taux de réponse des unités utilisant principalement le téléphone mobile dans l'échantillon de numéros de téléphone fixe et  $r_{c2}$  est le taux de réponse des unités utilisant principalement le téléphone mobile dans l'échantillon de numéros de téléphone mobile. Sous cette forme, l'expression est comparable à celle du biais pour une base de sondage unique qui montre que le biais est nul quand les taux de réponse sont constants.

De façon plus générale, la valeur de  $\lambda$  influe non seulement sur la variance de l'estimation, mais aussi sur son biais. Celui-ci peut être éliminé en choisissant

$$\lambda_0 = \frac{r_i(r_c - r_{c1})}{r_{c1}r_{i1} - r_i r_{c1}}. \quad (4)$$

Puisque la proportion du total de population couverte par la base de numéros de téléphone fixe est approximativement égale à la proportion couverte par la base de numéros de téléphone mobile, la valeur de  $\lambda = 0,50$  a été utilisée dans la plupart des applications sans tenir compte de l'effet sur le biais.

Nous pouvons maintenant appliquer ces expressions pour évaluer le biais de l'estimateur sous enquête téléphonique à base de sondage double dans le cas de la CHIS, en supposant que ce biais est dû seulement à la différence de non-réponse dans le domaine de chevauchement. Si nous utilisons les données du tableau 1,  $W = 0,74$  pour la région Ouest selon la NHIS. Nous approximons  $r_{11}r_i^{-1}$  par le facteur de poststratification relatif qui est le ratio du pourcentage d'unités de l'échantillon de numéros de téléphone fixe de la CHIS classées comme utilisant principalement le téléphone fixe au pourcentage d'adultes participant à la NHIS dans les ménages ayant un téléphone fixe qui utilisent principalement le téléphone fixe; nous calculons de la même façon  $r_{c1}r_c^{-1}$  pour les quantités ayant trait au téléphone mobile. Les quantités estimées pour la CHIS 2007 sont présentées au tableau 3,  $r_{11}r_i^{-1} \doteq 1,09$  pour l'échantillon de numéros de téléphone fixe et  $r_{c1}r_c^{-1} \doteq 0,50$  pour l'échantillon de numéros de téléphone mobile. À titre d'exemple, si nous supposons que  $\bar{Y}_{ml} = 0,3$  et  $\bar{Y}_{mc} = 0,5$ , le biais du pourcentage estimé basé sur (3) est de l'ordre de 3 points de pourcentage (un biais relatif d'environ 9 %) si  $\lambda = 0,5$ . En utilisant (4), le biais est nul quand  $\lambda \doteq 0,84$ ; le biais devient négatif pour les valeurs plus grandes de  $\lambda$ .

Les mêmes calculs peuvent être effectués en utilisant les données provenant des enquêtes Pew, et les estimations sont également présentées au tableau 3. Les paramètres diffèrent

considérablement de ceux calculés pour la CHIS. Puisque les études Pew sont nationales, l'estimation de la NHIS est  $W = 0,81$ . Les ratios des chiffres Pew à celui de la NHIS ont également une plus faible variabilité que ceux calculés pour la CHIS, avec  $r_{11}r_i^{-1} \doteq 1,07$  et  $r_{c1}r_c^{-1} \doteq 0,84$ . Par conséquent, le biais est de l'ordre de 1 point de pourcentage seulement quand  $\lambda = 0,5$ . Le biais est nul quand  $\lambda \doteq 0,7$ .

**Tableau 3**  
Facteurs de poststratification relatifs dans le domaine de chevauchement pour la CHIS 2007 et les enquêtes Pew

Facteurs de poststratification relatifs*	CHIS 2007	Enquêtes Pew
$r_{11}r_i^{-1} \doteq g^A / g_{ml}^A$	1,09	1,07
$r_{i2}r_i^{-1} \doteq g^A / g_{mc}^A$	0,50	0,84
$r_{c1}r_c^{-1} \doteq g^B / g_{ml}^B$	0,74	0,78
$r_{c2}r_c^{-1} \doteq g^B / g_{mc}^B$	2,42	1,51

\* Facteur d'ajustement par poststratification pour le domaine d'usage du téléphone dans le domaine de chevauchement divisé par le facteur de poststratification du domaine de chevauchement.

Pour évaluer les biais complètement, les estimations de  $\bar{Y}_{ml} - \bar{Y}_{mc}$  sont nécessaires pour des caractéristiques étudiées au moyen d'une enquête téléphonique à base de sondage double plutôt qu'en formulant des hypothèses arbitraires comme dans l'exemple qui précède. Blumberg et Luke (2009) donnent des estimations qui donnent à penser que ces différences peuvent être aussi importantes que les celles entre la population d'utilisateurs de téléphone mobile seulement et d'utilisateurs de téléphone fixe qui ont été décrites en détail ailleurs. Cependant, les estimations de la NHIS sont calculées au moyen de données venant d'une enquête avec interview sur place et non d'une enquête téléphonique à base de sondage double.

Keeter, Dimock et Christian (2008) donnent des estimations des caractéristiques des utilisateurs des deux types de téléphone selon la base de sondage, mais pas de façon suffisamment détaillée pour pouvoir calculer les biais. Les données de Keeter indiquent que les estimations pour les utilisateurs doubles sélectionnés dans la base de numéros de téléphone mobile pourraient être plus proches des estimations de la NHIS pour le domaine de chevauchement que les estimations pour les utilisateurs doubles tirés de la base de numéros de téléphone fixe. Cependant, puisque les taux de réponse dans le domaine de chevauchement sont plus variables pour les unités provenant de la base de numéros de téléphone mobile que pour celles provenant de la base de téléphone fixe, un plan de sondage avec présélection visant à réduire le biais devrait exclure les utilisateurs doubles provenant de la base de numéros de téléphone mobile plutôt que de la base de numéros de téléphone fixe quand la



variabilité des taux de réponse est plus grande dans la base de numéros de téléphone mobile.

En raison du biais éventuel dans le plan de sondage avec chevauchement, Brick et coll. (2006) proposent d'utiliser un plan de sondage avec présélection conçu pour exclure les adultes appartenant à des ménages utilisant les deux types de téléphone s'ils ont été échantillonnés dans la base de numéros de téléphone mobile. Dans un plan avec présélection, un biais persiste à cause de la différence de non-réponse chez les utilisateurs des deux types de téléphone selon l'usage du téléphone dans l'échantillon de numéros de téléphone fixe. Si nous substituons  $\lambda = 1$  dans (2) et (3), le biais de  $\hat{y}_{scr,ab} = g^A \hat{y}_{ab}^A$  est donné par

$$b(\hat{y}_{scr,ab}) = WN_{ab}(\bar{Y}_{ml} - \bar{Y}_{mc})(r_{11} r_1^{-1} - 1). \quad (5)$$

Le biais pour ce plan de sondage et cet estimateur équivaut à celui des estimateurs pour base de sondage unique, et il disparaît si  $\bar{Y}_{ml} = \bar{Y}_{mc}$  ou que les taux de réponse dans l'échantillon de numéros de téléphone fixe sont les mêmes pour les utilisateurs se servant principalement du téléphone fixe et ceux se servant principalement du téléphone mobile. Soulignons que, sous ce plan de sondage, aucun facteur de composition ne peut être utilisé pour contrôler le biais.

Le biais de l'estimateur avec présélection pour la CHIS 2007 est à peu près égal à la moitié de celui de l'estimateur moyen en utilisant  $\lambda = 0,50$  (le biais de présélection est de 1,3 point de pourcentage comparativement à celui de l'estimateur moyen poststratifié en utilisant  $\lambda = 0,50$  qui est de -3,3 points). Pour les paramètres des enquêtes Pew, le biais de l'estimateur moyen poststratifié et celui de l'estimateur avec présélection sont presque égaux, le biais de l'estimateur avec présélection étant légèrement plus grand que celui de l'estimateur poststratifié (le biais pour l'estimateur avec présélection est de 1,1 point de pourcentage comparativement à -0,7 point pour le chevauchement poststratifié).

Un problème mentionné plus haut tient au fait que les totaux de domaine pour la poststratification, même si l'on ne considère que la situation concernant le type de téléphone (domaines des utilisateurs du téléphone fixe seulement, du téléphone mobile seulement et des deux types de téléphone) ne sont généralement pas disponibles pour les enquêtes au niveau de l'État ou au niveau local. Des estimations sur petits domaines du pourcentage d'adultes qui utilisent un téléphone mobile seulement ont été publiées au niveau de l'État (Blumberg, Luke, Davidson, Davern, Yu et Soderberg 2009), mais ces auteurs ne fournissent pas d'estimations sur petits domaines pour les trois domaines d'utilisateurs. Pour les totaux de contrôle de l'usage du téléphone, la situation est encore plus limitée, seules les estimations nationales de la NHIS étant publiées. Puisque, pour la base de sondage

des numéros de téléphone mobile, les taux de réponse varient habituellement selon l'usage, certaines hypothèses au sujet des taux de réponse dans l'échantillon de numéros de téléphone mobile peuvent être utiles pour éviter une surreprésentation importante des adultes utilisant seulement ou utilisant principalement un téléphone mobile dans l'échantillon tiré de la base de sondage de numéros de téléphone mobile quand on utilise le plan de sondage avec chevauchement.

### 3.2 Effets des erreurs de mesure

En plus de la non-réponse, certaines différences entre les distributions observées dans les tableaux 1 et 2 pourraient être dues à une erreur de mesure. Avant de parler des hypothèses associées à l'erreur de mesure, nous discutons de certaines procédures importantes des enquêtes qui pourraient être reliées à cette erreur. Il s'agit de différences fondamentales entre les enquêtes, telles que le mode de collecte et le thème. La NHIS est une enquête avec interview sur place, tandis que la CHIS et les enquêtes Pew sont des enquêtes téléphoniques. La NHIS ainsi que la CHIS sont des enquêtes sur la santé, tandis que les enquêtes Pew couvrent une grande gamme de sujets.

Ces enquêtes s'appuient aussi sur des méthodes différentes pour recueillir l'information sur la situation en ce qui concerne le type de téléphone ainsi que sur l'usage du téléphone. Dans la NHIS, on demande à un membre adulte de la famille de répondre à des questions sur la situation concernant le type de téléphone et sur l'usage du téléphone pour la famille complète durant une partie de l'interview réservée aux caractéristiques de la famille. Dans le cas de l'échantillon de numéros de téléphone mobile de la CHIS 2007, des questions sur la situation concernant le type de téléphone sont posées durant l'interview de présélection du ménage, mais les questions sur l'usage du téléphone sont posées durant l'interview de l'adulte sélectionné pour participer à l'enquête. Dans le cas de l'échantillon de numéros de téléphone fixe de la CHIS et des enquêtes Pew, les questions sur la situation concernant le type de téléphone et sur l'usage du téléphone sont toutes regroupées dans l'une des dernières parties de l'interview de la personne adulte sélectionnée. Ce placement des questions à un moment plus tardif est possible parce qu'aucune présélection n'est effectuée.

L'échantillonnage d'un adulte est une autre procédure qui peut interagir avec le processus de mesure. Dans la CHIS 2007, un adulte est sélectionné parmi tous ceux partageant le même numéro de téléphone mobile. Dans les enquêtes Pew, et dans la plupart des autres enquêtes par téléphone mobile, ce dernier est considéré comme un appareil personnel et la personne qui y répond est interviewée. Dans les ménages utilisant les deux types de téléphone, les

méthodes appliquées pour la CHIS et les enquêtes Pew peuvent donner lieu à différents échantillons d'adultes.

La source potentielle d'erreur de mesure la plus importante est peut-être liée aux différences entre les questions sur la situation concernant le type de téléphone et l'usage du téléphone utilisées dans les enquêtes. Les questions posées dans chaque enquête sont présentées en annexe. Les approches varient assez bien. Au moins une partie des différences observées dans les études est due au fait que la CHIS et les enquêtes Pew sont menées par téléphone et que l'on possède des renseignements préalables sur la situation concernant le type de téléphone utilisé.

Les questions employées dans les trois enquêtes sont dérivées de questions utilisées dans un supplément à la Current Population Survey (CPS) de 2004. Comme l'exposent Tucker, Brick et Meekins (2007), des essais cognitifs et de codage du comportement effectués pour le supplément ont suscité certaines réserves concernant les questions de la CPS, surtout la question sur l'usage. Les essais ont révélé que l'absence d'une période de référence précise, l'absence d'un code pour « la moitié du temps » (*half the time*) et la difficulté à fournir la réponse pour d'autres membres du ménage faisaient que la question sur l'usage risquait d'être sujette à une erreur de mesure. Tucker et coll. (2007) soulignent aussi la difficulté qu'avaient les répondants à indiquer la situation concernant le type de téléphone et l'usage pour tous les membres du ménage au moyen d'une seule question. En outre, les répondants avaient de la difficulté à comprendre la signification de « téléphone fixe » (*landline*), « ordinaire » (*regular*), téléphone mobile « qui fonctionne » (*“working” cell phone*), ainsi que la différence entre utiliser un téléphone mobile et répondre à un téléphone mobile.

Ces questions pourraient avoir une incidence sur la classification par domaine et donc biaiser les estimations. Par exemple, un jeune de 23 ans vivant avec ses parents pourrait déclarer utiliser uniquement un téléphone mobile, tandis que les parents pourraient déclarer utiliser les deux types de téléphone. Les effets de ces types d'erreur de mesure sur les estimations sont difficiles à prédire dans le cas de la NHIS et des enquêtes téléphoniques, mais il n'est pas inattendu d'observer des déclarations non concordantes dans les enquêtes par téléphone et sur place.

Un autre problème de mesure éventuel tient à la relation entre la déclaration concernant l'usage du téléphone et la base de sondage dont proviennent les répondants. L'erreur hypothétique survient si, quand on lui demande quel appareil il utilise pour la plupart de ses appels, le répondant est plus enclin à choisir l'appareil qu'il utilise pour répondre à l'interview. Autant que nous sachions, cette hypothèse n'a pas été testée, mais tout effet d'appareil de cette nature devrait en principe se manifester dans le même sens que l'effet de non-réponse. Un utilisateur des deux types de téléphone devrait

avoir une plus forte probabilité de déclarer qu'il se sert principalement du téléphone mobile s'il est échantillonné dans la base de numéros de téléphone mobile et être plus susceptible de déclarer qu'il utilise principalement le téléphone fixe s'il est échantillonné dans la base de numéros de téléphone fixe. Donc, le biais dont nous avons discuté plus haut dans le contexte de la non-réponse pourrait être le résultat de l'effet combiné de la non-réponse et de l'effet d'appareil. S'il n'est pas possible de déterminer l'importance de ces sources de biais, le choix de méthodes pour réduire ce biais n'est pas clair.

#### 4. Approches d'élaboration du plan de sondage et d'estimation en présence d'erreurs non dues à l'échantillonnage

Étant donné les problèmes supplémentaires qui entrent en jeu dans les enquêtes à base de sondage double, les méthodes d'échantillonnage et d'estimation doivent être conçues de manière à tenir compte des sources les plus importantes d'erreur au lieu de se concentrer uniquement sur l'erreur d'échantillonnage. À la présente section, nous examinons les options concernant le plan de sondage et l'estimation pour les enquêtes téléphoniques à base de sondage double dans ces conditions générales de structure d'erreur.

##### 4.1 Approches concernant le plan de sondage

Une décision essentielle concernant le plan de sondage dans le cas d'une enquête téléphonique à base de sondage double est celle de savoir si l'on doit utiliser un plan de sondage avec présélection ou avec chevauchement complet. Nous commençons par examiner la répartition optimale de l'échantillon pour les plans avec chevauchement et avec présélection appropriés pour les enquêtes téléphoniques à base de sondage double quand des échantillons aléatoires simples sont tirés indépendamment des deux bases de sondage et que  $N_a > 0$ ,  $N_b > 0$ , et  $N_{ab} > 0$ . Nous supposons tout au long de l'exposé que les tailles d'échantillon sont suffisamment grandes pour que l'on puisse ignorer les facteurs de correction pour population finie.

Nous utilisons une fonction de coût prévu linéaire  $E(C) = c_A(n_A + n_B c_B c_A^{-1})$ , où  $c_A$  est le coût d'une interview par téléphone fixe,  $c_B$  est le coût d'une interview par téléphone mobile, et  $n_A$  et  $n_B$  sont les nombres d'unités échantillonnées dans les bases de sondage  $A$  et  $B$ , respectivement. Si nous supposons que la variance élémentaire,  $\sigma^2$ , est constante, la variance de l'estimateur avec chevauchement est  $v_{ov}^2 = \sigma^2(N_A(N_A + \lambda^2 N_{ab})n_A^{-1} + N_B(N_B + (1 - \lambda)^2 N_{ab})n_B^{-1})$ . La répartition de l'échantillon qui minimise la variance en utilisant cette fonction de coût peut être trouvée en se servant de méthodes Lagrangiennes classiques et est

$$n_{o,A} = E(C)\tau^{-1}\sqrt{c_A^{-1}N_A(N_a + \lambda^2 N_{ab})}$$

$$n_{o,B} = E(C)\tau^{-1}\sqrt{c_B^{-1}N_B(N_b + (1 - \lambda)^2 N_{ab})}, \quad (6)$$

où

$$\tau = \sqrt{c_A N_A(N_a + \lambda^2 N_{ab})} + \sqrt{c_B N_B(N_b + (1 - \lambda)^2 N_{ab})}.$$

Pour un plan de sondage avec présélection, une fonction de coût linéaire appropriée pour les enquêtes téléphoniques à base de sondage double est donnée par  $E(C) = c_A n_A + n_b c_b$ , où  $c_b = c_B + N_B N_b^{-1} c_s$ ,  $n_b$  est le nombre échantillonné d'utilisateurs d'un téléphone mobile seulement, et  $c_s$  est le coût de la présélection. La variance de l'estimateur avec présélection est  $v_{sc}^2 = \sigma^2(N_A^2 n_A^{-1} + N_B N_b n_b^{-1})$ . La répartition optimale est simplement la répartition stratifiée donnée par  $n_{s,A} = E(C)N_A(c_A N_A + \sqrt{c_A c_b} N_b)^{-1}$  et

$$n_B = \frac{E(C)N_B}{\sqrt{c_A c_b} N_A + c_b N_b},$$

qui produit

$$n_b = \frac{E(C)N_b}{\sqrt{c_A c_b} N_A + c_b N_b}$$

interviews d'utilisateur d'un téléphone mobile seulement.

S'il n'existe pas d'erreur non due à l'échantillonnage et que le coût prévu est fixe, la variance pour le plan avec chevauchement sous répartition optimale est plus faible que la variance pour le plan avec présélection sous répartition optimale quand le coût de la présélection est suffisamment grand pour que  $\sqrt{c_b} > N_b^{-1}(\tau - N_A \sqrt{c_A})$ . Si l'on inclut le biais, le plan de sondage avec présélection peut donner une plus petite erreur quadratique moyenne que le plan avec chevauchement, même si cette condition est vérifiée. Dans l'analyse qui suit, nous considérons le biais, mais nous ne tenons pas compte de tous les effets de l'erreur non due à l'échantillonnage. Par exemple, une réponse différentielle influe sur le rendement de la base de sondage dont ont été tirées les unités, ce qui affecte la répartition de l'échantillon et la variance de l'estimation.

Nous comparons les erreurs quadratiques moyennes des plans de sondage avec présélection et avec chevauchement sous les paramètres de la CHIS 2007 donnés précédemment. L'erreur quadratique moyenne est égale à la somme de la variance et du biais au carré. La variance est calculée pour l'estimation globale, mais le biais a seulement pour origine le chevauchement des deux bases de sondage sous nos hypothèses. Les paramètres de coût d'interview et de présélection des unités possédant un téléphone mobile ne sont pas encore bien connus, mais nous utilisons ( $c_A = 1$ ,  $c_B = 3$ ,  $c_s = 2$ ) en nous basant sur l'information donnée par Keeter et coll. (2008) et par Edwards, Brick et Grant (2008).

Les autres paramètres nécessaires pour la comparaison sont la répartition de la population par domaine selon le type de téléphone utilisé, et nous approximations les valeurs nationales provenant de la NHIS de 2008 ( $N_a = 0,2N$ ,  $N_b = 0,2N$  et  $N_{ab} = 0,6N$ ). Dans cette situation, la variance fondée sur un plan de sondage avec chevauchement sous répartition optimale de l'échantillon avec  $\lambda = 0,5$  est légèrement plus faible que la variance pour le plan avec présélection sous répartition optimale (le ratio des variances est égal à 0,976). Les variances des deux plans de sondage sont presque les mêmes quand les paramètres de coût sont tels que la présélection des unités provenant de la base de sondage B est un peu moins coûteuse ( $c_A = 1$ ,  $c_B = 3$ ,  $c_s = 1,85$ ).

L'approche de la présélection produit une plus petite erreur quadratique moyenne que l'approche du plan de sondage avec chevauchement sous ces conditions, parce que la première réduit le biais des estimations pour passer de -3,3 points de pourcentage à 1,3 point. Même un biais relativement faible domine la comparaison des erreurs quadratiques moyennes entre les deux plans de sondage, en supposant que le biais sous l'approche de présélection est égal à la moitié du biais sous l'approche du chevauchement. Il en est ainsi parce que les variances des plans avec chevauchement et avec présélection sont très similaires. Cependant, si nous utilisons les paramètres provenant des enquêtes Pew, l'erreur quadratique moyenne pour le plan avec chevauchement est plus faible, parce que le biais sous ce plan est plus faible que le biais sous le plan avec présélection.

La répartition entre les bases de sondage sous l'approche avec chevauchement donnée par l'expression (6) en supposant la présence d'une erreur d'échantillonnage seulement est déterminée par les paramètres de population, les paramètres de coût et le facteur de composition. Bien qu'il ne s'agisse pas de la répartition optimale si l'on admet qu'il existe des taux de réponse différentiels, son examen est néanmoins utile puisqu'il est probable qu'elle soit observée fréquemment en pratique. Dans cette situation, le biais de  $\hat{y}_{ps,ab}$  dû à la non-réponse différentielle peut être éliminé en choisissant  $\lambda$  de manière à satisfaire (4). En se fondant sur les paramètres de la CHIS, la valeur qui élimine ce biais est  $\lambda \doteq 0,84$ . Si nous poursuivons maintenant les hypothèses de coût et de population susmentionnées, mais en fixant  $\lambda = 0,84$ , la répartition optimale donnée par (6) donnera alors lieu à la sélection d'environ 75 % de l'échantillon dans la base de numéros de téléphone fixe. Comparativement, si l'on considère la répartition avec  $\lambda = 0,5$ , 63 % seulement de l'échantillon provient de cette base de sondage. Le choix du facteur de composition est critique. Si l'on utilise  $\lambda = 0,84$  conjugué à la répartition optimale pour les paramètres de la CHIS, l'estimateur est sans biais et possède une variance qui est environ 5 % plus faible que celle de l'estimateur sous le plan avec présélection optimal.

## 4.2 Approches d'estimation

Une approche proposée par Brick et coll. (2006) consiste à utiliser un plan de sondage avec chevauchement complet ainsi qu'un estimateur moyen pour le chevauchement post-stratifié selon les totaux de domaine d'usage du téléphone, comme dans les enquêtes Pew. Cet estimateur est sans biais et convergent si les estimations dans les domaines sont sans biais et que les tailles d'échantillon de domaine sont suffisamment grandes.

Les données auxiliaires nécessaires pour cette post-stratification pour l'ensemble des États-Unis sont maintenant publiées régulièrement d'après la NHIS. Comme nous l'avons mentionné plus haut, certaines réserves quant à l'utilisation de ces données comme totaux de contrôle méritent d'être examinées plus en détail. Les totaux de contrôle nécessaires pour cet estimateur sont le nombre d'adultes se servant d'un téléphone fixe seulement, le nombre d'adultes se servant d'un téléphone mobile seulement, ainsi que les nombres d'adultes qui se servent principalement d'un téléphone fixe et de ceux qui se servent principalement d'un téléphone mobile ( $N_{ml}$  et  $N_{mc}$ , respectivement). Cela répartit les utilisateurs des deux types de téléphones en deux composantes.

Un autre estimateur du total du domaine de chevauchement en utilisant les mêmes données auxiliaires est donné par

$$\begin{aligned} \hat{y}_{sep} = & \frac{N_a}{\hat{N}_a} \hat{y}_a + \frac{N_b}{\hat{N}_b} \hat{y}_b + \lambda_1 g_{ml}^A \hat{y}_{ab}^A(ml) \\ & + (1 - \lambda_1) g_{ml}^B \hat{y}_{ab}^B(ml) \\ & + \lambda_2 g_{mc}^A \hat{y}_{ab}^A(mc) + (1 - \lambda_2) g_{mc}^B \hat{y}_{ab}^B(mc), \end{aligned} \quad (7)$$

où les facteurs de poststratification détaillés sont  $g_{ml}^A = N_{ml} / \hat{N}_{ml}^A$ ,  $g_{mc}^A = N_{mc} / \hat{N}_{mc}^A$ ,  $g_{ml}^B = N_{ml} / \hat{N}_{ml}^B$ ,  $g_{mc}^B = N_{mc} / \hat{N}_{mc}^B$ ,  $0 \leq \lambda_1 \leq 1$  et  $0 \leq \lambda_2 \leq 1$ . Cet estimateur, comme les autres considérés jusqu'à présent, est sans biais et convergent en l'absence d'erreurs non dues à l'échantillonnage. Comme pour l'estimateur (1), les estimations provenant de chaque base de sondage sont poststratifiées avant que l'on calcule leur moyenne. La différence principale entre (1) et (7) est que, dans (7), le domaine des utilisateurs des deux types de téléphone est subdivisé et poststratifié selon l'usage; ce dernier estimateur introduit aussi des facteurs de composition différents dans le domaine de chevauchement.

L'estimateur  $\hat{y}_{sep}$  peut être utile quand (1) présente un biais et que les totaux de contrôle de l'usage sont disponibles pour la poststratification. Si les moyennes prévues dans les domaines d'usage sont approximativement égales ( $E\bar{y}_{ab}^A(ml) = E\bar{y}_{ab}^B(ml) = \bar{Y}_{ml}$  et  $E\bar{y}_{ab}^A(mc) = E\bar{y}_{ab}^B(mc) = \bar{Y}_{mc}$ ), alors (7) est sans biais pour tout choix de  $0 \leq \lambda_1 \leq 1$  et  $0 \leq \lambda_2 \leq 1$ . Puisque le biais n'est pas affecté par le choix, différents facteurs de composition peuvent être utilisés pour réduire la variance des estimations comme il est

habituellement proposé de le faire dans la littérature sur les bases de sondage doubles. Le tableau 3 montre que la proportion de répondants dans les domaines d'usage détaillés varie considérablement selon la base de sondage, ce qui pourrait rendre utile l'utilisation de divers facteurs de composition.

Les totaux de contrôle de l'usage du téléphone n'étant souvent pas disponibles, nous avons étudié la modification de (2) afin d'utiliser divers facteurs de composition semblables à ceux employés dans le chevauchement pour (7). Dans ce cas, l'objectif serait de réduire le biais plutôt que la variance. Un estimateur modifié du total dans le domaine de chevauchement est donné par

$$\begin{aligned} \hat{y}_{mod,ab} = & \lambda_1 g^A \hat{y}_{ab}^A(ml) + (1 - \lambda_1) g^B \hat{y}_{ab}^B(ml) \\ & + \lambda_2 g^A \hat{y}_{ab}^A(mc) + (1 - \lambda_2) g^B \hat{y}_{ab}^B(mc). \end{aligned} \quad (8)$$

Cependant, cet estimateur pourrait ne pas être utile pour la réduction du biais. Précédemment, nous avons montré que le biais de  $\hat{y}_{ps,ab}$  disparaît quand  $\lambda_0 = r_l(r_c - r_{cl})(r_c r_{l1} - r_l r_{cl})^{-1}$ . Le choix de  $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_0$  dans (8) élimine le biais à la fois pour les estimations produites pour les personnes se servant principalement d'un téléphone fixe et celles produites pour les personnes se servant principalement d'un téléphone mobile, de sorte que l'emploi de facteurs de composition différents n'aide pas à réduire le biais. Le biais de l'estimateur modifié est donné par

$$\begin{aligned} b(\hat{y}_{mod,ab}) = & WN_{ab}(\bar{Y}_{ml}(\lambda_1 r_{l1} r_l^{-1} + (1 - \lambda_1) r_{cl} r_c^{-1} - 1) \\ & - \bar{Y}_{mc}(\lambda_2 r_{l1} r_l^{-1} + (1 - \lambda_2) r_{cl} r_c^{-1} - 1)), \end{aligned} \quad (9)$$

où nous formulons les mêmes hypothèses que celles utilisées plus haut pour approximer le biais de  $\hat{y}_{ps,ab}$ .

Une autre raison d'étudier un estimateur pour le domaine de chevauchement tel que (8) tient au fait qu'il convient pour les plans de sondage comportant l'élimination par présélection des adultes se servant principalement d'un téléphone fixe provenant de la base de numéros de téléphone mobile. Cette approche a été examinée parce que le nombre de répondants sélectionnés dans la base de numéros de téléphone mobile qui sont classés comme utilisant principalement un téléphone fixe peut être faible et que l'hypothèse selon laquelle  $E\hat{y}_{ab}^B(ml) = \bar{Y}_{ml}$  risque de ne pas être vérifiée, ce qui pourrait produire un biais.

En posant que  $\lambda_1 = 1$ , (8) se réduit à

$$\begin{aligned} \hat{y}_{mod\lambda=1,ab} = & g^A \hat{y}_{ab}^A(ml) + \lambda_2 g^A \hat{y}_{ab}^A(mc) \\ & + (1 - \lambda_2) g^B \hat{y}_{ab}^B(mc). \end{aligned} \quad (10)$$

Dans ce plan de sondage, seul l'échantillon de numéros de téléphone fixe est utilisé pour estimer les totaux pour les personnes utilisant un téléphone fixe seulement et celles utilisant principalement un téléphone fixe. Les échantillons provenant des deux bases de sondage sont utilisés pour

estimer les totaux pour les répondants se servant principalement d'un téléphone mobile. Si nous supposons que  $E\bar{y}_{ab}^A(ml) = \bar{Y}_{ml}$  et  $E\bar{y}_{ab}^A(mc) = E\bar{y}_{ab}^B(mc) = \bar{Y}_{mc}$ , il n'est plus nécessaire que  $E\bar{y}_{ab}^B(ml) = \bar{Y}_{ml}$  pour que (10) soit sans biais. Comme auparavant, poser que  $\lambda_2 = r_i(r_c - r_{c1})(r_c r_{11} - r_i r_{c1})^{-1}$  élimine le biais dans l'estimation pour les répondants utilisant principalement un téléphone mobile.

## 5. Discussion

Le présent examen des erreurs de non-réponse et de mesure dans les enquêtes téléphoniques à base de sondage double donne à penser que les effets de ces erreurs peuvent être très importants. Nous en venons donc à penser que la recherche sur les erreurs non dues à l'échantillonnage en vue de réduire les biais peut être plus importante que celle donnant lieu à des réductions progressives de l'erreur d'échantillonnage.

Les présents travaux de recherche révèlent aussi les lacunes de notre savoir sur les erreurs non dues à l'échantillonnage dans ces enquêtes. La direction et la grandeur des effets de l'erreur de mesure sont particulièrement peu claires. Les incohérences de certains résultats de la CHIS 2007 et des enquêtes Pew pourraient fort bien être dues à des erreurs de mesure associées aux approches différentes de collecte des données suivies dans ces enquêtes ou à des interactions dues aux procédures. Un examen approfondi des sources d'erreur dans les enquêtes téléphoniques à base de sondage double est essentiel si l'on veut améliorer la qualité de ces enquêtes et, à notre avis, des expériences destinées à évaluer les effets des erreurs de mesure seraient particulièrement utiles.

Nous avons constaté que la CHIS 2007 et les enquêtes Pew donnaient lieu à une surreprésentation systématique des utilisateurs d'un téléphone mobile seulement et d'un téléphone mobile principalement dans les échantillons provenant de la base de numéros de téléphone mobile, ainsi qu'une légère surreprésentation des utilisateurs d'un téléphone fixe seulement et d'un téléphone fixe principalement provenant de la base de numéros de téléphone fixe. Cependant, le degré de surreprésentation des domaines variait selon l'enquête. Dans la CHIS, la surreprésentation aurait pu produire des biais importants dans les estimations si un plan de sondage avec chevauchement et un estimateur moyen simple avaient été adoptés. Une approche de plan de sondage avec présélection a été utilisée pour la CHIS en vue de réduire le biais éventuel, stratégie qui semble avoir été en grande partie couronnée de succès. Dans les enquêtes Pew, la représentation variait moins selon la base de sondage et le risque de biais était plus faible. Dans ces conditions, l'approche avec chevauchement pourrait produire une erreur

quadratique moyenne plus petite que l'approche avec présélection.

Étant donné la possibilité d'un biais dans les enquêtes téléphoniques à base de sondage double pour lesquelles les profils de réponse ressemblent à ceux de la CHIS 2007, nous avons examiné des méthodes d'échantillonnage et d'estimation susceptibles d'être appliquées pour traiter ces biais. Nous avons constaté que les approches avec présélection peuvent être compétitives, et même préférables, pour les enquêtes téléphoniques à base de sondage double quand le biais dû à une non-réponse différentielle ou à l'erreur de mesure est grand. Si le biais n'est pas négligeable, cette constatation est même vraie pour de petites tailles d'échantillon. Toutefois, ces résultats dépendent du choix du facteur de composition et il conviendrait donc de réexaminer la pratique courante consistant à choisir  $\lambda = 0,5$ . Une autre option consiste à choisir le facteur de composition de manière à éliminer le biais de l'estimateur moyen. Dans de nombreux cas, cette approche peut non seulement éliminer le biais, mais aussi être plus efficace.

Nous avons examiné trois estimateurs en vue de traiter le biais dû à la différence de non-réponse dans le domaine de chevauchement. Le premier est  $\hat{y}_{ps}$ , qui utilise la situation concernant le type de téléphone comme variable pour les totaux de contrôle de domaine. Cet estimateur élimine le biais dû à la différence de non-réponse quand  $\lambda_0$  est utilisé comme facteur de composition, car celui-ci emploie indirectement l'information sur les totaux des domaines d'utilisateurs d'un téléphone fixe principalement et d'un téléphone mobile principalement dans le calcul des taux de réponse selon le domaine et la base de sondage. Un deuxième estimateur,  $\hat{y}_{sep}$ , élimine cette source de biais plus directement par poststratification sur les totaux de contrôle pour la situation concernant le type de téléphone et pour l'usage. Cet estimateur permet aussi d'utiliser des facteurs de composition différents dans le domaine de chevauchement afin de réduire la variance des estimations. Le troisième estimateur qui pourrait être utilisé pour réduire le biais est  $\hat{y}_{mod}$ , mais cet estimateur est plus pertinent dans le cas d'un plan de sondage qui prévoit l'interview des répondants utilisant un téléphone mobile seulement et ceux utilisant un téléphone mobile principalement sélectionnés dans la base de numéros de téléphone mobile, ainsi que tous les répondants provenant de l'échantillon tiré de la base de numéros de téléphone fixe. Ce plan de sondage et cet estimateur avec présélection modifiés pourraient être particulièrement intéressants quant on craint que la moyenne pour les répondants utilisant principalement un téléphone fixe compris dans l'échantillon provenant de la base de numéros de téléphone mobile soit sujette à un biais de non-réponse. Tous ces estimateurs pourraient également être calés par

ratissage sur des totaux de contrôle démographiques supplémentaires après avoir combiné les deux échantillons.

Étant donné l'état actuel de nos connaissances, nous pensons qu'il existe d'importants avantages à adopter le plan de sondage avec chevauchement complet et  $\hat{y}_{ps}$  avec  $\lambda_0$  choisi en se basant sur d'autres enquêtes similaires. Il convient de souligner que, même si la CHIS et les enquêtes Pew possédaient des profils de réponse très différents, choisir une valeur de  $\lambda_0 = 0,75$  aurait réduit considérablement le biais pour les deux enquêtes. L'un des avantages de cet estimateur par rapport à  $\hat{y}_{sep}$  est, de manière générale, que  $\hat{y}_{ps}$  n'est pas poststratifié en fonction des totaux de domaine d'usage. Nous avons le sentiment que les totaux de domaine d'usage estimés d'après une enquête avec interview sur place (NHIS) peuvent être sujets à des erreurs fort différentes de celles affectant les estimations d'après des enquêtes téléphoniques. Ces différences pourraient donner lieu à des estimations basées sur les enquêtes téléphoniques qui sont biaisées et dont la variance est sous-estimée. Dans le cas des enquêtes au niveau de l'État et au niveau local, pour lesquelles même les totaux pour la situation concernant le type de téléphone utilisé ne sont pas bien connus, les totaux de contrôle pour l'usage du téléphone sont vraisemblablement fort douteux.

Un plan de sondage avec présélection et l'utilisation de  $\hat{y}_{scr}$  comme estimateur a l'avantage de ne nécessiter des totaux de contrôle que pour l'ensemble de la population et pour la composante des utilisateurs d'un téléphone mobile seulement comparables à ceux estimés d'après les données de la NHIS. Un inconvénient est dû au fait que, contrairement aux estimateurs avec chevauchement, il n'existe aucun paramètre de composition pouvant être utilisé pour réduire directement le biais. Le plan avec présélection plus élaboré qui consiste à interviewer les répondants utilisant un téléphone mobile seulement et ceux utilisant un téléphone mobile principalement provenant de la base de numéros de téléphone mobile et à utiliser  $\hat{y}_{mod}$  est valable, mais aucune étude n'a eu pour objectif d'examiner les conditions qui favoriseraient le choix de cet estimateur.

Une analyse plus complexe des effets de l'erreur non due à l'échantillonnage comprendrait d'autres facteurs, tels que l'effet des différences de taux de réponse selon la base de sondage. Par exemple, nous avons noté que les échantillons provenant de la base de numéros de téléphone mobile produisent un plus grand nombre que prévu de ménages utilisant uniquement un téléphone mobile. Ces différences de taux de réponse peuvent être prises en compte dans la répartition de l'échantillon, mais nous ne l'avons pas fait ici. Notre examen de la question révèle que cette prise en compte aboutit à l'affectation d'une plus grande part de l'échantillon à la base de sondage de numéros de téléphone fixe, à l'augmentation de la valeur du facteur de composition et à

un accroissement de l'efficacité des plans avec présélection par rapport aux plans avec chevauchement. Le plan de sondage et l'estimateur avec présélection restent sujets aux biais susmentionnés.

Bien que la présente étude soit axée sur les erreurs non dues à l'échantillonnage dans les enquêtes téléphoniques à base de sondage double, nous soupçonnons que des problèmes semblables se posent dans le cas de nombreuses autres enquêtes à base de sondage double, mais qu'ils ne sont peut-être pas reconnus. Lohr (2009) mentionne des erreurs non dues à l'échantillonnage dans des enquêtes à base de sondage double générales et suggère de comparer les estimations pour le domaine de chevauchement d'après chaque base de sondage comme simple test diagnostique. Nous pensons qu'il s'agit d'un excellent moyen de commencer l'étude des problèmes associés au chevauchement.

Comme nous l'avons mentionné plus haut, le traitement du chevauchement est un problème important dans les enquêtes à base de sondage double, parce que l'erreur non due à l'échantillonnage peut être liée à la base de sondage. Notre étude montre que les erreurs de non-réponse et de mesure sont reliées à la base de sondage dans les enquêtes téléphoniques à base de sondage double. Il est fort probable que les enquêtes téléphoniques à base de sondage double utilisant des modes différents pourraient être sujettes à des effets analogues. Par exemple, considérons le cas d'une enquête-ménage à base de sondage double conçue pour étudier les membres d'une population rare. Supposons que l'on utilise une liste incomplète des membres de la population avec les numéros de téléphone pour le groupe rare comme base de sondage  $A$  et un échantillon probabiliste aréolaire de ménages comme base de sondage  $B$ . On pourrait s'attendre que les taux de réponse dans le domaine de chevauchement diffèrent selon la base de sondage et que la différence soit associée aux caractéristiques des répondants, ce qui causera des biais. Même dans le domaine de chevauchement, il pourrait exister des différences telles que celles concernant la durée de l'adhésion de la personne à l'organisation utilisée pour créer la base de sondage  $A$ , ce qui pourrait être relié à des caractéristiques comme l'âge. Ce type de situation pourrait présenter un parallèle avec certains problèmes cernés dans le domaine de chevauchement dans le cas des enquêtes téléphoniques. Des erreurs de mesure différentes selon le mode de collecte sont également possibles.

Étant donné la possibilité d'un biais dans les enquêtes à base de sondage double, l'une des constatations importantes de notre étude est que le facteur de composition,  $\lambda$ , influence le biais et a un effet sur la variance. Même si le choix de la valeur de  $\lambda$  n'a habituellement qu'un léger effet sur la variance si cette valeur est proche de la valeur optimale, le biais peut être plus sensible à ce choix. Donc,

dans les enquêtes à base de sondage double, il est important de prendre en considération la façon dont le choix de  $\lambda$  affecte le biais et l'erreur quadratique moyenne des estimations. Les autres méthodes d'échantillonnage et d'estimation discutées dans le présent article peuvent également s'appliquer à d'autres enquêtes à base de sondage double. L'utilité de ces méthodes dépend de la compréhension de la nature des erreurs non dues à l'échantillonnage ainsi que de la disponibilité des données auxiliaires qui pourraient être utilisées dans le calage.

### Remerciements

Nous remercions Scott Keeter, Stephen Blumberg et Julian Luke d'avoir fourni les données sur lesquelles s'appuie le présent article. Nous remercions également de nombreuses personnes de leurs commentaires constructifs concernant des versions antérieures du manuscrit, y compris Sherm Edwards, Ralph DiGaetano, David Grant, David Hubble, Paul Lavrakas, Graham Kalton, Scott Keeter et Courtney Kennedy.

### Annexe

#### Questions sur l'usage du téléphone

##### National Health Interview Survey

[TRADUCTION]

N1. *Existe-t-il dans votre foyer au moins un téléphone qui fonctionne à l'heure actuelle et qui n'est pas un téléphone mobile ?*

N2. *Est-ce qu'un membre de votre famille possède un téléphone mobile qui fonctionne ?*

N3. *Combien de téléphones mobiles qui fonctionnent les membres de votre famille possèdent-ils ?*

[Si la réponse est « oui » à N1 ainsi que N2, posez N4.]

N4. *De tous les appels téléphoniques que reçoit votre famille, est-ce que...*

*Tous ou presque tous sont reçus sur des téléphones mobiles ?*

*Certains sont reçus sur des téléphones mobiles et certains sur des téléphones ordinaires ?*

*Très peu sont reçus sur des téléphones mobiles ou aucun n'est reçu sur des téléphones mobiles ?*

##### California Health Interview Survey – Téléphone mobile

[TRADUCTION]

CC1. *Ce téléphone mobile est-il votre seul téléphone ou possédez-vous aussi un téléphone ordinaire à la maison ?*

[Si le téléphone est un téléphone mobile et que le répondant possède un téléphone ordinaire, posez la question CC2.]

CC2. *De tous les appels téléphoniques que vous recevez, est-ce que...*

*Tous ou presque tous sont reçus sur des téléphones mobiles ?*

*Certains sont reçus sur des téléphones mobiles et certains sur des téléphones ordinaires ?*

*Très peu sont reçus sur des téléphones mobiles ou aucun n'est reçu sur des téléphones mobiles ?*

[Si le répondant répond environ la moitié, inscrire sa réponse.]

##### California Health Interview Survey – Téléphone fixe

[TRADUCTION]

CL1. *Avez-vous un téléphone mobile qui fonctionne ?*

[Si la réponse est oui ou que le répondant partage un téléphone mobile, posez CL2.]

CL2. *De tous les appels téléphoniques que vous recevez, est-ce que...*

*Tous ou presque tous sont reçus sur des téléphones mobiles ?*

*Certains sont reçus sur des téléphones mobiles et certains sur des téléphones ordinaires ?*

*Très peu sont reçus sur des téléphones mobiles ou aucun n'est reçu sur des téléphones mobiles ?*

[Si le répondant répond « environ la moitié », inscrire sa réponse.]

##### Pew Research Center for the People & The Press – Téléphone mobile

[TRADUCTION]

PC1. *Maintenant, si vous pensez à votre utilisation du téléphone... existe-t-il au moins un téléphone À L'INTÉRIEUR de votre foyer qui fonctionne à l'heure actuelle et qui n'est pas un téléphone mobile ?*

[Si la réponse est oui, posez PC2.]

PC2. *De tous les appels téléphoniques que vous recevez, est-ce que ...*

[Alternez les options en gardant CERTAINS au milieu.]

*Tous ou presque tous sont reçus sur un téléphone mobile ?*

*Certains sont reçus sur un téléphone mobile et certains, sur un téléphone ordinaire à la maison ?*

*Tous ou presque tous sont reçus sur un téléphone ordinaire à la maison ?*

### **Pew Research Center for the People & The Press – Téléphone fixe**

[TRADUCTION]

PL1. *Maintenant, en pensant à votre utilisation du téléphone... Possédez-vous un téléphone mobile qui fonctionne ?*

[Si la réponse est oui, posez PL2.]

PL2. *De tous les appels téléphoniques que vous recevez, est-ce que ...*

[Alternez les options en gardant CERTAINS au milieu]

*Tous ou presque tous sont reçus sur un téléphone mobile ?*

*Certains sont reçus sur un téléphone mobile et certains, sur un téléphone ordinaire à la maison ?*

*Tous ou presque tous sont reçus sur un téléphone ordinaire à la maison ?*

### **Bibliographie**

- Bankier, M.D. (1986). Estimators based on several stratified samples with applications to multiple frame surveys. *Journal of the American Statistical Association*, 81, 1074-1079.
- Blumberg, S.J., et Luke, J.V. (2009). Wireless Substitution: Early Release of Estimates from the National Health Interview Survey, juillet-décembre 2008. National Center for Health Statistics. Disponible au <http://www.cdc.gov/nchs/nhis.htm>.
- Blumberg, S.J., Luke, J.V., Davidson, G., Davern, M.E., Yu, T. et Soderberg, K. (2009). Wireless substitution: State-level estimates from the National Health Interview Survey, janvier-décembre 2007. Hyattsville, MD : National Center for Health Statistics. *National Health Statistics Reports*, 14.
- Brick, J.M., Brick, P.D., Dipko, S., Presser, S., Tucker, C. et Yuan, Y. (2007). Cell phone survey feasibility in the U.S.: Sampling and calling cell numbers versus landline numbers. *Public Opinion Quarterly*, 71, 29-33.
- Brick, J.M., Dipko, S., Presser, S., Tucker, C. et Yuan, Y. (2006). Nonresponse bias in a dual frame sample of cell and landline numbers. *Public Opinion Quarterly*, 70, 780-793.
- Brick, J.M., Edwards, W.S. et Lee, S. (2007). Sampling telephone numbers and adults, interview length, and weighting in the California Health Interview Survey cell phone pilot study. *Public Opinion Quarterly*, 71, 793-813.
- California Health Interview Survey (2009). CHIS 2007 Methodology Series: Rapport 4 – Response Rates. Los Angeles, CA : UCLA Center for Health Policy Research. Disponible au [www.chis.ucla.edu/pdf/CHIS2007\\_method4.pdf](http://www.chis.ucla.edu/pdf/CHIS2007_method4.pdf).
- Edwards, W.S., Brick, J.M. et Grant, D. (2008). Relative Costs of a Multi-frame, Multi-mode Enhancement to an RDD Survey. Présenté à Annual Conference of the American Association for Public Opinion Research, la Nouvelle-Orléans, LA.
- Fleeman, A. (2007). Survey Research Using Cell Phone Sample: Important Operational and Methodological Considerations. Présenté à Annual Conference of the American Association for Public Opinion Research, Anaheim, CA.
- Fuller, W.A., et Burmeister, L.F. (1972). Estimators for samples selected from two overlapping frames. *Proceedings of the Social Statistics Section*, 245-249.
- Hartley, H.O. (1962). Multiple Frame Surveys. *ASA Proceedings of the Social Statistics Section*, 203-206.
- Hartley, H.O. (1974). Multiple frame methodology and selected applications. *Sankhyā*, C, 36, 99-118.
- Kalton, G., et Anderson, D.W. (1986). Sampling Rare Populations. *Journal of the Royal Statistical Society*, A 149, 65-82.
- Kish, L. (1965). *Survey Sampling*. New York : John Wiley & Sons, Inc.
- Kennedy, C. (2007). Evaluating the effects of screening for telephone service in dual frame RDD Surveys. *Public Opinion Quarterly*, 71, 750-771.
- Keeter, S., Dimock, M. et Christian, L. (2008). Calling Cell Phones in '08 Pre-election Polls. News Release from The Pew Research Center for the People & the Press. Disponible au [www.pewresearch.org/pubs/1061/cell-phones-election-polling](http://www.pewresearch.org/pubs/1061/cell-phones-election-polling).
- Kuusela, V., Callegaro, M. et Vehovar, V. (2008) The influence of mobile telephones on telephone surveys. Dans *Advances in Telephone Survey Methodology*, (Éds., J.M. Lepkowski, C. Tucker, J.M. Brick, E.D. de Leeuw, L. Japac, P.J. Lavrakas, M.W. Link et R.L. Sangster), New York : John Wiley & Sons, Inc., Chapitre 4, 87-112.
- Lohr, S. (2009). Multiple frame surveys. Dans *Handbook of Statistics: Sample Surveys Design, Methods and Applications*, (Éd., D. Pfeffermann). Elsevier, Amsterdam, Chapitre 4, Vol. 29A.
- Lohr, S., et Rao, J.N.K. (2000). Inference in dual frame surveys. *Journal of the American Statistical Association*, 95, 271-280.
- Lohr, S., et Rao, J.N.K. (2006). Estimation in multiple-frame surveys. *Journal of the American Statistical Association*, 101, 1019-1030.
- Skinner, C.J. (1991). On the efficiency of raking ratio estimation for multiple frame surveys. *Journal of the American Statistical Association*, 86, 779-784.



Skinner, C.J., et Rao, J.N.K. (1996). Estimation in dual frame surveys with complex designs. *Journal of the American Statistical Association*, 91, 349-356.

Steeh, C. (2004). A New Era for Telephone Surveys. Présenté à Annual Conference of the American Association for Public Opinion Research, Phoenix, AZ.

Tucker, C., Brick, J.M. et Meekins, B. (2007). Household telephone service and usage patterns in the U.S. in 2004: Implications for telephone samples. *Public Opinion Quarterly*, 71, 3-22.

Vicente, P., et Reis, E. (2009). The mobile-only population in Portugal and its impact in a dual frame telephone survey. *Survey Research Methods*, 3, 105-111.