Techniques d'enquête, juin 1991
Vol. 17, n° 1, pp. 31–46
Statistique Canada

Méthode pour éviter l'échantillonnage progressif dans une enquête téléphonique à composition aléatoire

J. MICHAEL BRICK et JOSEPH WAKSBERG[1]

RÉSUMÉ

La technique de Mitofsky et Waksberg est une méthode efficace pour prélever par composition aléatoire un échantillon autopondéré de ménages. Il s'agit d'une méthode progressive qui exige le prélèvement d'un nombre constant de ménages dans chaque grappe. Dans le présent article, les auteurs décrivent une version modifiée de la méthode de Mitofsky et Waksberg qui n'est ni autopondérée, ni progressive. Après avoir analysé le biais et la variance des estimations obtenues à l'aide de la méthode modifiée, ils indiquent dans quelles circonstances il peut être avantageux d'utiliser la version modifiée plutôt que la version originale de la méthode de Mitofsky et Waksberg.

MOTS CLÉS: Composition aléatoire; échantillonnage téléphonique; échantillonnage par grappes; troncation.

1. INTRODUCTION

La méthode élaborée par Mitofsky et Waksberg pour tirer des échantillons de ménages par composition aléatoire (Waksberg 1978) est souvent utilisée pour prélever un échantillon dans les enquêtes téléphoniques. Comme Waksberg le dit dans son article, il s'agit d'une méthode efficace de production d'un échantillon autopondéré, c'est-à-dire un échantillon dans lequel tous les ménages ayant le téléphone ont la même probabilité de tirage (à l'exception des ménages ayant plus d'un numéro de téléphone). L'efficacité de la méthode de Mitofsky et Waksberg est attribuable au fait qu'elle permet de réduire de façon marquée la proportion de numéros de téléphone non-résidentiels devant être composés avant qu'il soit possible de joindre les ménages-échantillon.

La méthode de Mitofsky et Waksberg suit un plan de sondage à deux degrés. Au premier degré, on prélève un échantillon de grappes consistant chacune en un bloc de 100 numéros de téléphone ou en un multiple de tels blocs. Les grappes (ou blocs de 100 numéros de téléphone) sont d'abord tirées avec une probabilité égale. On choisit au hasard un numéro de téléphone dans chaque grappe et on le compose. S'il s'agit du numéro d'un ménage, on retient la grappe. Sinon, on la rejette. Au deuxième degré, on prélève un échantillon de ménages à l'intérieur des grappes-échantillon que l'on a retenues. Pour s'assurer d'obtenir un échantillon autopondéré, il faut prélever un nombre constant de ménages par grappe. Certaines organisations (dont Westat Inc.) vont en général un peu plus loin et précisent un nombre constant de ménages interviewés par grappe (ou de ménages soumis à une sélection préliminaire, si la première partie du processus de collecte des données consiste en une présélection). On estime que le fait de substituer un autre ménage tiré au hasard à l'intérieur de la même grappe à chaque ménage non répondant constitue une façon raisonnable de réduire le biais dû à la non-réponse.

Ce système présente un inconvénient sur le plan opérationnel. Il faut parfois recomposer un numéro un assez grand nombre de fois pour déterminer s'il s'agit d'un numéro résidentiel ou non, surtout dans le cas des numéros auxquels on n'obtient pas de réponse. Le nombre de rappels nécessaires pour déterminer quels ménages acceptent de collaborer est encore plus élevé. On doit procéder ainsi pour chaque échantillon initial afin de déterminer dans quelles grappes il faut ajouter des numéros de téléphone pour obtenir la taille voulue et quel nombre de numéros on doit ajouter. De fait, il faut utiliser dans chaque grappe un échantillonnage progressif selon lequel on doit régler tous les cas précédents avant de savoir s'il est nécessaire d'augmenter la

[1] J. Michael Brick et Joseph Waksberg, Westat Inc., 1650 Research Boulevard, Rockville, Maryland 20850, U.S.A.

taille de l'échantillon. Ce processus est particulièrement incommode lorsque l'on ne dispose que d'un temps limité pour la collecte des données.

Plusieurs auteurs ont tenté de modifier la méthode de Mitofsky et Waksberg afin d'atténuer ou d'éliminer le caractère progressif de l'échantillonnage. Potthoff (1987) a élaboré une généralisation de la technique de Mitofsky et Waksberg selon laquelle on choisit c numéros de téléphone par grappe, plutôt qu'un seul selon la méthode de Mitofsky et Waksberg, pour déterminer si l'on doit retenir celle-ci ou non. On s'assure d'obtenir un échantillon autopondéré en soumettant les grappes dans lesquelles un seul des c numéros de téléphone a été composé à un plan de sondage prévoyant le tirage d'un nombre fixe de ménages par grappe, et en soumettant les autres grappes à un plan prévoyant le tirage d'un nombre fixe de numéros de téléphone par grappe. Il n'est pas nécessaire de soumettre le dernier groupe de grappes à un échantillonnage progressif. Selon Potthoff, en pratique, la plupart des grappes tomberont dans la seconde catégorie, de sorte que le nombre d'opérations séquentielles nécessaire s'en trouvera nettement réduit, sans toutefois que ces dernières soient complètement éliminées.

Lepkowski et Groves (1986) décrivent une méthode d'échantillonnage selon laquelle on tire des blocs de numéros de téléphone, dont un nombre assez important figurent dans les annuaires (et dans d'autres sources, s'il y a lieu), avec une probabilité de tirage proportionnelle au nombre de numéros inscrits. Les blocs de numéros qui ne contiennent aucun numéro de téléphone ou qui n'en contiennent que très peu sont échantillonnés à l'aide de la méthode de Mitofsky et Waksberg. Sudman (1973) avait précédemment proposé l'échantillonnage de blocs de numéros avec une probabilité de tirage proportionnelle au nombre de numéros inscrits dans les annuaires, mais il n'avait rien prévu en ce qui a trait aux blocs vides (qui pourraient contenir des numéros non inscrits). Drew et Jaworski (1986) décrivent une enquête téléphonique à composition aléatoire qui a été menée au Canada et dans laquelle on a utilisé des listes de numéros résidentiels (inscrits dans les annuaires ou non) obtenues à titre onéreux pour servir de mesures de l'effectif. Étant donné que les listes étaient considérées comme étant pratiquement complètes, il n'était pas nécessaire de prélever des blocs vides. Pour autant que nous le sachions, il est impossible d'obtenir des dénombrements pratiquement complets des numéros résidentiels aux États-Unis.

Ni le plan de sondage de Potthoff ni celui de Lepkowski et Graves n'éliminent entièrement la nécessité d'un échantillonnage progressif, bien que tous deux semblent réduire la partie de l'échantillon devant faire l'objet d'un tel échantillonnage. Ces deux méthodes présentent aussi d'autres inconvénients. La technique de Potthoff semble plutôt complexe: pour autant que nous le sachions, elle n'a pas été beaucoup utilisée pour les enquêtes téléphoniques à composition aléatoire. Dans le cas des enquêtes nationales, la technique de Lepkowski et Graves nécessite, aux fins de l'obtention de mesures de l'effectif, l'achat et le dépouillement d'une liste-annuaire englobant tous les États-Unis. Bien qu'on puisse se procurer de telles listes commerciales, elles sont coûteuses. En outre, selon un certain nombre de rapports récents, le pourcentage de l'ensemble des numéros résidentiels qui sont inscrits dans les annuaires n'est pas très élevé, et il diminue rapidement. Tucker (1989) fait état d'une analyse des numéros inscrits dans un groupe de comtés et de villes des États-Unis, analyse qui révèle des taux d'inscription variant de 48 à 62%. Selon Linda Piekarski (1990), si le nombre de numéros non inscrits continue d'augmenter au rythme actuel, il se pourrait que, "d'ici l'an 2000, la proportion de ménages dont le numéro de téléphone ne sera pas inscrit s'élève jusqu'à 62 %" (traduction). Ainsi, les mesures de l'effectif ne correspondent probablement que plus ou moins au nombre réel de ménages dans un bloc de numéros actifs.

Waksberg a proposé d'apporter à la technique de Mitofsky et Waksberg, une autre modification qui élimine complètement la nécessité de procéder à un échantillonnage progressif. La société Westat a eu recours à cette méthode dans un grand nombre d'études réalisées à l'aide de la composition aléatoire. Cummings (1979) avait déjà utilisé les mêmes techniques à la suite d'une erreur d'application de la méthode de Mitofsky et Waksberg. Ce dernier n'a toutefois pas reconnu que la méthode pouvait être utile pour éliminer l'échantillonnage progressif, ni examiné ses caractéristiques en vue de l'utiliser dans d'autres enquêtes. Nous allons maintenant décrire cette méthode et en exposer les propriétés mathématiques et statistiques.

2. MÉTHODE DE RECHANGE POUR ÉTABLIR LA TAILLE DES GRAPPES AVEC LA TECHNIQUE DE MITOFSKY ET WASKBERG

Comme on l'a indiqué précédemment, la technique de Mitofsky et Waksberg exige qu'on prélève un nombre constant de numéros résidentiels par grappe (ou blocs de numéros) pour s'assurer d'obtenir un échantillon autopondéré. La solution de rechange proposée consiste à prélever dans chaque grappe un échantillon (K) comportant un nombre constant de numéros de téléphone. Le premier degré d'échantillonnage reste inchangé et consiste toujours à prélever des grappes dont la probabilité de tirage est proportionnelle au nombre de ménages. Le nombre de numéros de téléphone par grappe étant constant, il est possible de désigner les numéros-échantillon à l'avance et d'éliminer ainsi le processus séquentiel. Il convient de noter qu'il est quand même nécessaire d'effectuer un suivi afin de déterminer quels numéros-échantillon sont des numéros résidentiels, et ce aux deux degrés d'échantillonnage. Toutefois, ce suivi ne s'applique qu'à un ensemble fixe de numéros de téléphone et ne nécessite pas la mise en oeuvre d'un processus séquentiel.

En revanche, la méthode de rechange ne permet pas d'obtenir un échantillon autopondéré. Comme, au premier degré, les grappes sont tirées avec une probabilité proportionnelle à la taille, la probabilité qu'une grappe soit sélectionnée est de $r N_i/100$, où r est le taux de sondage utilisé pour le tirage des grappes, c'est-à-dire la fraction de sondage qui s'applique au premier degré, et N_i est le nombre de numéros résidentiels compris dans la grappe i. Le poids devrait être proportionnel à N_i^{-1}, mais, comme N_i n'est pas connu, on considère qu'il est proportionnel à n_i^{-1}, le nombre de ménages-échantillon dans la grappe.

Cette version modifiée de la méthode de Mitofsky et Waksberg présente des caractéristiques intéressantes du point de vue opérationnel. Elle est simple. Elle permet virtuellement de prélever l'échantillon d'avance sans qu'aucune opération de contrôle coûteuse ne soit nécessaire. Enfin, bien qu'elle exige qu'on effectue une pondération, on peut obtenir les poids directement à partir des données-échantillon et les produire mécaniquement sans contrôle systématique par des spécialistes.

Cette version présente cependant quelques graves inconvénients. Premièrement, on introduit un biais lorsqu'on estime N_i^{-1} à l'aide de $K/100n_i$, où K est le nombre de numéros de téléphone sélectionnés par grappe (un nombre constant dans toutes les grappes). Bien que ce biais soit relativement faible, il existe quand même. On ne peut ni l'éliminer ni l'atténuer en apportant des modifications mineures aux poids en utilisant, par exemple, $1/(n_i + t)$ au lieu de n_i^{-1}, où "t" désigne une constante fixe. Deuxièmement, l'introduction de poids variables augmente considérablement les variances des estimations. (L'augmentation n'est pas tant causée par les poids mêmes que par le fait qu'ils expriment des probabilités d'échantillonnage variables). Enfin, en employant la version modifiée, on perd l'une des caractéristiques utiles de la méthode de Mitofsky et Waksberg: la possibilité d'établir la taille exacte de l'échantillon. En effet, comme la méthode prévoit le prélèvement d'un nombre constant de ménages par grappe, il suffit de prélever un échantillon comportant le nombre approprié de grappes pour obtenir un échantillon ayant la taille désirée. Dans le cas de la version modifiée, la taille de l'échantillon devient une variable aléatoire qui, en règle générale, ne sera pas exactement égale à la valeur désirée. Bien que les écarts soient habituellement petits, il est utile de pouvoir obtenir exactement les tailles visées lorsque, aux termes de contrats ou d'engagements budgétaires, l'organisation responsable de l'enquête doit satisfaire à certaines exigences en la matière. Nous aborderons ces questions aux sections 3 et 4.

Avant de passer à l'étude des variances et des biais, il est utile d'examiner la distribution des grappes selon la taille pour l'ensemble des États-Unis. Les tableaux 1 à 3 présentent les estimations de ces distributions qui ont été calculées à partir des données recueillies lors de deux grandes enquêtes téléphoniques nationales à composition aléatoire réalisées aux États-Unis par la société Westat. Lors de ces deux enquêtes, on a employé la version modifiée de la méthode de Mitofsky et Waksberg qui a été décrite précédemment. L'échantillon de l'enquête sur laquelle porte le tableau 1, qui a été prélevé en 1986, se composait de 2,427 grappes (retenues après

Tableau 1

Nombre de ménages par grappe qui ont répondu à toutes les questions de présélection par grappe dans l'enquête de 1986

(Selon un échantillon de 2,427 grappes, comportant chacune 15 numéros de téléphone)

Nombre d'interviews effectuées par grappe	Poids moyen de la grappe[1]	Répartition des ménages			Répartition des grappes		
		Fréquence	Pour-centage	Pourcentage cumulatif	Fréquence	Pour-centage	Pourcentage cumulatif
0	xx	0	0	0.0	62	2.6	2.6
1	7.93[2]	54	0	0.3	54	2.2	4.8
2	3.97[2]	106	0.6	0.9	53	2.2	7.0
3	2.64	258	1.4	2.2	86	3.5	10.5
4	1.98	440	2.3	4.6	110	4.5	15.0
5	1.59	810	4.3	8.9	162	6.7	21.7
6	1.32	1,290	6.9	15.8	215	8.9	30.6
7	1.13	1,960	10.5	26.2	280	11.5	42.1
8	0.99	2,656	14.2	40.4	332	13.7	55.8
9	0.88	2,862	15.3	55.6	318	13.1	68.9
10	0.79	2,990	15.9	71.6	299	12.3	81.2
11	0.72	2,717	14.5	86.1	247	10.2	91.4
12	0.66	1,548	8.3	94.3	129	5.3	96.7
13	0.61	780	4.2	98.5	60	2.5	99.2
14	0.57	210	1	99.6	15	0.6	99.8
15	0.53	75	0	100.0	5	0.2	100.0
Total		18,756	100.0	xx	2,427	100.0	xx
Taille moyenne des grappes[3]			7.93				
Effet du plan de sondage[4]			1.31				

[1] Le poids de la grappe correspond à la taille moyenne des grappes (c.-à-d. 7.93) divisée par le nombre de ménages qui ont répondu à toutes les questions de présélection dans la grappe *i*.
[2] La troncation des poids ramènerait ceux-ci à 3.
[3] La taille moyenne des grappes correspond à la taille moyenne des 2,365 grappes comprenant au moins un ménage qui a répondu à toutes les questions de présélection.
[4] L'effet du plan de sondage est réduit à 1.12 lorsque le poids maximal est de 3.

le premier degré d'échantillonnage), comportant chacune 15 numéros de téléphone, pour un total de 36,405 numéros. Au total, 18,756 ménages ont répondu à toutes les questions de présélection et on a enregistré 2,396 cas de refus, 1,727 cas de non-réponse pour d'autres raisons, et 13,526 cas où le numéro composé était un numéro non résidentiel ou hors service, où l'appel n'a pas obtenu de réponse et où il a été impossible de classer le cas dans une des catégories. L'analyse porte uniquement sur les 18,756 ménages qui ont répondu à toutes les questions. Les données qui figurent dans les tableaux 2 et 3 ont été recueillies auprès d'un échantillon, prélevé en 1989, qui se composait de 1,000 grappes comportant chacune 30 numéros de téléphone, pour un total de 30,000 numéros de téléphone, desquels 19,586 étaient des numéros résidentiels appartenant à des ménages ayant répondu à toutes les questions de présélection. Le tableau 2 montre la distribution des 15,030 ménages qui ont répondu à toutes les questions et le tableau 3, la distribution des 19,586 numéros résidentiels relevés dans les 1,000 grappes. Les poids attribués aux grappes sont exprimés par $\bar{n}/n_i$, $\bar{n}$ étant le nombre moyen de ménages par grappe. Il semble utile d'exprimer le poids sous cette forme, car ils indiquent les écarts observés par rapport à un échantillon autopondéré. Le seul effet du plan de sondage qui cause l'augmentation des variances est la variabilité des fractions d'échantillonnage. Les autres aspects du plan de sondage n'ont pas d'effet.

Tableau 2

Nombre de ménages par grappe qui ont répondu à toutes les questions de présélection dans l'enquête de 1989

(Selon un échantillon de 1,000 grappes, comportant chacune 30 numéros de téléphone)

Nombre d'interviews effectuées par grappe	Poids moyen de la grappe[1]	Répartition des ménages			Répartition des grappes		
		Fréquence	Pour-centage	Pourcentage cumulatif	Fréquence	Pour-centage	Pourcentage cumulatif
0	xx	0	0	0.0	8	0.8	0.8
1 ou	7.57[2]	6	0	0.0	3	0.3	1.1
3 ou 4	4.33[2]	37	0.2	0.3	10	1.0	2.1
5 ou 6	2.75	126	0.8	1.1	22	2.2	4.3
7 ou 8	2.02	403	2.7	3.8	53	5.3	9.6
9 ou 10	1.59	688	4.6	8.4	72	7.2	16.8
11 ou 12	1.32	1,325	8.8	17.2	115	11.5	28.3
13 ou 14	1.12	1,987	13.2	30.4	147	14.7	43.0
15 ou 16	0.98	2,636	17.5	50.0	170	17.0	60.0
17 ou 18	0.85	2,692	17.9	65.9	154	15.4	75.4
19 ou 20	0.78	2,387	15.9	81.8	123	12.3	87.7
21 ou 22	0.70	1,673	11.1	92.9	78	7.8	95.5
23 ou 24	0.64	816	5.4	98.3	35	3.5	99.0
25 ou 26	0.55	254	1.7	100.0	10	1.0	100.0
27 ou 28	xx	0	0	100.0	0	0	100.0
29 ou 30	xx	0	0	100.0	0	0	100.0
Total	xx	15,030	xx	xx	1,000	xx	xx
Taille moyenne des grappes[3]				15.11			
Effet du plan de sondage[4]				1.33			

[1] Le poids de la grappe correspond à la taille moyenne des grappes (c.-à-d. 15.15) divisée par le nombre de ménages qui ont répondu à toutes les questions de présélection dans la grappe *i*.
[2] La troncation des poids ramènerait ceux-ci à 3.
[3] La taille moyenne des grappes correspond à la taille moyenne des 992 grappes comprenant au moins un ménage qui a répondu à toutes les questions de présélection.
[4] L'effet du plan de sondage est réduit à 1.12 lorsque le poids maximal est de 3.

Il convient de souligner que le tableau 1 a été compilé à partir d'un échantillon de 15 numéros de téléphone par grappe, tandis que les tableaux 2 et 3 sont fondés sur un échantillon de 30 numéros de téléphone par grappe. À l'évidence, les estimations du pourcentage de numéros résidentiels dans une grappe composée de 15 numéros de téléphone seront sujettes à une erreur d'échantillonnage plus élevée que les estimations établies à partir de 30 numéros de téléphone. Toutefois, le nombre de grappes utilisées dans le tableau 1 est plus de deux fois supérieur au nombre utilisé dans les tableaux 2 et 3, ce qui devrait largement compenser l'effet de l'écart entre la taille des grappes.

Il existe deux différences entre les tableaux 2 et 3. D'une part, le tableau 2 montre la distribution des ménages qui ont répondu à toutes les questions de présélection (comme dans le cas du tableau 1), tandis que les données du tableau 3 sont fondées sur tous les ménages-échantillon. Le fait que seules les données des ménages ayant répondu à toutes les questions soient utilisées dans le tableau 2 se traduit par une réduction du nombre estimatif moyen de ménages par grappe et modifie toute la distribution. En outre, ce fait accroît la variabilité des estimations de la distribution puisque les chiffres reflètent les erreurs d'échantillonnage découlant à la fois de la distribution des ménages par grappe et de celle des taux de non-réponse par grappe. D'autre part, le tableau 2 (tout comme le tableau 1) indique le nombre de ménages par grappe, tandis que le tableau 3 indique le pourcentage de numéros résidentiels par grappe. Il était pratique d'exprimer le tableau 3 sous cette forme aux fins des analyses dont il est fait état ultérieurement dans le présent article.

Tableau 3

Proportion de numéros résidentiels par grappe dans l'enquête de 1989
(Selon un échantillon de 1,000 grappes, comportant chacune 30 numéros de téléphone)

Proportion de numéros résidentiels par grappe	Poids moyen de la grappe[1]	Répartition des ménages			Répartition des grappes		
		Fréquence	Pourcentage	Pourcentage cumulatif	Fréquence	Pourcentage	Pourcentage cumulatif
0	xx	0	0.0	0.0	5	0.5	0.5
.001 à .049	21.76[2]	5	0.0	0.0	3	0.3	0.8
.05 à .099	8.70[2]	18	0.1	0.1	6	0.6	1.4
.10 à .149	5.22[2]	41	0.2	0.3	9	0.9	2.3
.15 à .199	3.73[2]	48	0.2	0.6	8	0.8	3.1
.20 à .249	2.90	53	0.3	0.8	7	0.7	3.8
.25 à .299	2.37	144	0.7	1.6	16	1.6	5.4
.30 à .349	2.01	178	0.9	2.5	17	1.7	7.1
.35 à .399	1.74	408	2.1	4.6	34	3.4	10.5
.40 à .449	1.54	459	2.3	6.9	34	3.4	13.9
.45 à .499	1.37	840	4.3	11.2	56	5.6	19.5
.50 à .549	1.24	1,040	5.3	16.5	63	6.3	25.8
.55 à .599	1.14	1,926	9.8	26.3	107	10.7	36.5
.60 à .649	1.04	2,126	10.9	37.2	109	10.9	47.4
.65 à .699	0.97	3,255	16.6	53.8	155	15.5	62.9
.70 à .749	0.90	2,610	13.3	67.1	116	11.6	74.5
.75 à .799	0.84	3,022	15.4	82.6	126	12.6	87.1
.80 à .849	0.79	1,556	7.9	90.5	61	6.1	93.2
.85 à .899	0.75	1,458	7.4	98.0	54	5.4	98.6
.90 à .949	0.71	399	2.0	100.0	14	1.4	100.0
.95 à .999	xx	0	0.0	100.0	0	0.0	100.0
Total	xx	19,586	100.0	xx	1000	100.0	xx
Taille moyenne des grappes[3]			19.68				
Effet du plan de sondage[4]			1.28				

[1] Le poids de la grappe correspond à la proportion moyenne de numéros résidentiels dans une grappe (c.-à-d. 0.653) divisée par la proportion de numéros résidentiels dans la grappe *i*.
[2] La troncation des poids ramènerait ceux-ci à 3.
[3] La taille moyenne des grappes correspond à la taille moyenne des 995 grappes comprenant au moins un numéro résidentiel.
[4] L'effet du plan de sondage est réduit à 1.12 lorsque le poids maximal est de 3.

Une autre particularité des pourcentages contenus dans les tableaux 1 à 3 est digne de mention. En effet, ces pourcentages reflètent la distribution selon la taille des grappes qui ont été sélectionnées dans l'échantillon, et non pas la distribution des grappes dans l'ensemble des États-Unis. L'utilisation d'un échantillonnage se faisant avec une probabilité proportionnelle à la taille entraîne un suréchantillonnage des grappes comportant une proportion élevée de numéros résidentiels et une sous-représentation des grappes ne comportant qu'un petit nombre de ces numéros. Il est possible de convertir une distribution qui représente l'échantillon en une distribution qui représente l'ensemble de la population en multipliant chaque pourcentage par les poids des grappes et en calculant la distribution en pourcentage des chiffres ainsi obtenus. Comme les poids sont exactement proportionnels à la réciproque du nombre de ménages par grappe qui ont répondu à toutes les questions, la conversion de la distribution des ménages en une distribution représentant l'ensemble de la population permet d'obtenir les pourcentages indiqués dans la distribution des grappes. La distribution des grappes dans l'échantillon est donc identique à celle des ménages dans la population.

Nous avons choisi de présenter tant les distributions de tous les ménages-échantillon que celles des ménages qui ont répondu à toutes les questions, parce qu'elles présentent toutes deux un intérêt pour les chercheurs. Les analyses dont il est fait état dans les sections 3 et 4 sont fondées sur les données du tableau 3.

3. RÉPERCUSSIONS SUR LA VARIANCE DE L'UTILISATION DE LA VERSION MODIFIÉ DE LA MÉTHODE DE MITOFSKY ET WASKSBERG

Dans la version originale de la méthode de Mitofsky et Waksberg, la variance d'une estimation fondée sur l'échantillon est fonction du nombre de ménages tirés par grappe ainsi que de l'homogénéité des ménages à l'intérieur des grappes et entre celles-ci. La variance pour un échantillon en grappes peut s'exprimer comme le produit de la variance pour un échantillon aléatoire simple par $[1 + \rho(\bar{n} - 1)]$, où ρ est le coefficient de corrélation interne intra-classe et $\bar{n}$ est le nombre moyen de ménages par grappe. Étant donné que les grappes de numéros de téléphone sont souvent reliées à des régions géographiques et tendent à être assez homogènes, le prélèvement d'un grand nombre de ménages par grappe peut s'avérer inefficace.

Lorsqu'on utilise la version modifiée de la méthode de Mitofsky et Waksberg, on introduit une autre source de variance en permettant au nombre de ménages prélevés de varier d'une grappe à l'autre. Comme on l'a souligné à la section 2, le dénominateur de la fraction de sondage utilisée au deuxième degré ne s'annule pas avec le nombre de ménages dans la grappe (qui est proportionnel à la probabilité de sélection au premier degré) et les probabilités globales d'échantillonnage des ménages varient d'une grappe à l'autre.

En raison de la variabilité des taux globaux d'échantillonnage des ménages d'une grappe à l'autre, les variances des estimations sont plus grandes que lorsqu'on utilise la version originale de la méthode de Mitofsky et Waksberg, où la probabilité de tirage de chaque ménage est la même. Kish (1965) et Waksberg (1973) ont exposé des méthodes permettant d'évaluer l'augmentation de la variance d'une estimation causée par des probabilités de tirage inégales. On peut obtenir une approximation simple de la variance d'une estimation obtenue selon une méthode de pondération inégale (où les poids ne traduisent pas les fractions de sondage variables utilisées dans des strates choisies exprès pour réduire les variances d'échantillonnage) en multipliant la variance d'échantillonnage qu'on obtiendrait avec un échantillon autopondéré par un facteur d'inflation de la variance (FIV), défini par FIV $= \{1 + \text{Varrel(poids)}\}$. Nous allons utiliser cette approximation ci-après pour examiner les répercussions sur la variance de l'emploi de la version modifiée de la méthode de Mitofsky et Waksberg.

La variance relative des poids a été calculée en deux étapes. Premièrement, la moyenne et la variance des poids ont été calculées étant donné un échantillonnage effectué à partir d'une distribution hypergéométrique tronquée (puisqu'il n'est pas possible d'obtenir un nombre nul de ménages si la grappe est échantillonnée au premier degré) définie par la densité de ménages dans la grappe et par la taille de l'échantillon prélevé dans la grappe. La moyenne et la variance inconditionnelles des poids ont ensuite été calculées pour l'ensemble de la distribution des ménages dans les grappes échantillonnées, qu'on trouve au tableau 3. La distribution des ménages dans l'échantillon est essentielle à l'évaluation du FIV.

Le poids naturel attribué à un ménage dans la version modifiée de la méthode de Mitofsky et Waksberg est proportionnel à n_i^{-1}, où n_i est le nombre de ménages observés dans la grappe-échantillon i. Ce poids peut varier selon des facteurs s'échelonnant d'aussi peu que $1/K$ jusqu'à 1, où K est le nombre de numéros de téléphone tirés dans une grappe. Le poids moyen est d'environ $1.5/K$, puisque près de 65% des numéros qu'on retrouve dans les grappes échantillonnées sont des numéros résidentiels.

Si le nombre de numéros de téléphone échantillonnés par grappe se situe entre 5 et 30, l'augmentation de la variance due à la pondération est alors d'environ 30%. Le FIV diminue légèrement à mesure que le nombre de numéros échantillonnés par grappe s'accroît au-dessus de 30, pour atteindre environ 17% lorsque tous les numéros de la grappe sont échantillonnés.

Le FIV ou la variance relative des poids est une fonction de la distribution du nombre de ménages entre les grappes et de la variabilité de l'échantillonnage aléatoire à l'intérieur des grappes. Nous avons rendu cette décomposition explicite en exprimant la variance des poids comme la somme de la moyenne de la variance conditionnelle des poids et de la variance de leur moyenne conditionnelle, où la variable de condition est la densité de ménages dans la grappe.

Tableau 4

Facteurs d'inflation de la variance (FIV) approximatifs pour les échantillons obtenus par composition aléatoire suivant la version modifiée de la méthode de Mitofsky et Waksberg

Poids	Taille de l'échantillon prélevé dans chaque grappe (K)				
	5	10	30	60	100
$1/n_i$	1.31	1.34	1.29	1.23	1.17
$1/(n_i + .5)$	1.18	1.21	1.20	1.18	1.16
$1/(n_i + 1)$	1.12	1.15	1.16	1.15	1.14
$1/(n_i + 2)$	1.07	1.09	1.11	1.12	1.13

Lorsque la taille de l'échantillon prélevé dans chaque grappe est peu élevée, la moyenne de la variance conditionnelle est la composante dominante de la variance globale. À mesure que la taille de l'échantillon prélevé dans chaque grappe s'accroît, la variance de la moyenne conditionnelle devient plus dominante. C'est la raison pour laquelle la variance relative des poids, indiquée sur la première ligne du tableau 4, n'est pas une fonction monotone de la taille de l'échantillon prélevé dans chaque grappe.

Variances obtenues en utilisant des poids différents

Nous avons aussi examiné des poids autres que les poids inversement proportionnels au nombre de ménages afin de déterminer leurs effets sur l'erreur systématique et sur la variance des estimations. Bon nombre des poids de rechange qui ont été étudiés ont été obtenus à partir des transformations de stabilisation de la variance proposées pour les variables binomiales.

De toutes les solutions de rechange qui ont été examinées, les estimateurs comportant le plus petit biais et la plus petite variance étaient obtenus en apportant de simples corrections au poids naturel. En particulier, l'addition d'une petite constante au nombre observé de ménages (estimateurs de la forme $(n_i + t)^{-1}$, où t est égal à .5, 1 ou 2) a permis de réduire les augmentations de la variance dues à la pondération différentielle. L'addition de la constante permet de réduire l'intervalle de variation des poids en tronquant les valeurs des poids les plus grands tout en ne modifiant que légèrement les poids des grappes où l'on trouve un plus grand nombre de ménages échantillonnés.

Le tableau 4 montre les FIV des estimateurs de la forme $(n_i + t)^{-1}$ dans le cas où des nombres différents de numéros de téléphone sont échantillonnés dans chaque grappe. Les données contenues dans ce tableau sont aussi fondées sur les distributions des ménages et des grappes figurant au tableau 3. Ce tableau démontre clairement qu'il est possible de réduire considérablement la variance due à une pondération inégale en utilisant un estimateur de la forme $(n_i + 1)^{-1}$ plutôt que l'estimateur naturel. Ceci est particulièrement vrai dans le cas des plans de sondage par composition aléatoire où l'on prélève 30 numéros de téléphone ou moins par grappe. En pareil cas, l'augmentation de la variance due à la pondération différentielle n'est que de 16% lorsqu'on utilise l'estimateur $(n_i + 1)^{-1}$, tandis qu'elle s'élève à 29% lorsqu'on utilise l'estimateur naturel.

Variances obtenues avec des poids tronqués

Un moyen souvent employé pour atténuer l'inflation de la variance associée à la variation des poids est la troncation des poids très élevés. Cette troncation, ou réduction des poids, est habituellement pratiquée à un poids au-dessus duquel on trouve relativement peu d'observations. Dans nombre d'échantillons prélevés au cours des enquêtes téléphoniques à composition

Tableau 5

Facteurs d'inflation de la variance (FIV) approximatifs pour les échantillons obtenus par composition aléatoire suivant la version modifiée de la méthode de Mitofsky et Waksberg, avec des poids tronqués*

Poids	Taille de l'échantillon prélevé dans chaque grappe (K)			
	10	30	60	100
$1/n_i$	1.12	1.11	1.09	1.09
$1/(n_i + .5)$	1.11	1.10	1.09	1.09
$1/(n_i + 1)$	1.09	1.10	1.09	1.09
$1/(n_i + 2)$	1.07	1.09	1.09	1.08

* Tous les poids ont été tronqués à une valeur trois fois supérieure au poids moyen, sauf dans le cas des échantillons composés de dix numéros, où ils ont été tronqués à une valeur deux fois supérieure au poids moyen.

aléatoire menées par la société Westat, on a procédé à une troncation des poids à une valeur qui était de deux à trois fois supérieure au poids moyen. Pour les fins de la présente recherche, nous avons examiné les poids qui ont été tronqués à une valeur environ trois fois supérieure au poids moyen. Dans le cas des échantillons de dix numéros par grappe, les poids ont été tronqués à une valeur deux fois supérieure au poids moyen afin d'éviter que le nombre d'observations touchées soit trop faible.

Le tableau 5 indique les FIV des estimateurs pour différents nombres de numéros échantillon par grappe, lorsque le seuil de troncation est établi à une valeur trois fois supérieure au poids moyen pour n_i^{-1}. On n'y donne pas les FIV pour les échantillons composés de cinq numéros par grappe, parce que le seuil de troncation dans les échantillons de cette taille est presque égal à l'unité, le poids le plus élevé possible.

Les valeurs figurant dans le tableau montrent que la troncation permet de réduire considérablement les effets défavorables de la pondération différentielle sur la variance des estimations. C'est pour l'estimateur naturel qu'on observe la réduction la plus marquée du FIV, ce dernier diminuant de plus de 50% par suite de la troncation. Bien que les FIV des autres estimateurs diminuent quelque peu, ces baisses sont moins frappantes étant donné que ces FIV étaient déjà moins élevés que celui de l'estimateur naturel. La troncation peut toutefois introduire des biais susceptibles de neutraliser l'avantage relatif à la réduction de la variance. Nous aborderons cette question dans la section 4.

Variances obtenues par suite d'une augmentation de la taille de l'échantillon

Un troisième moyen de réduire la variabilité des poids consiste à augmenter la taille de l'échantillon. Les poids sont élevés lorsque le nombre de ménages prélevés dans la grappe est faible par rapport au nombre prévu de ménages par grappe. On peut faire diminuer la probabilité d'occurrence d'une telle situation en augmentant la taille de l'échantillon. Si le nombre de ménages dans une grappe est inférieur à une valeur déterminée (disons inférieur au tiers du nombre moyen de ménages par grappe), la taille de l'échantillon prélevé dans la grappe peut alors être doublée ou accrue dans une autre proportion.

On peut répéter cette opération afin de s'assurer que le nombre de ménages prélevés dans la grappe atteint une limite préétablie ou jusqu'à ce que tous les numéros contenus dans la grappe soient utilisés. Ce plan itératif a pour inconvénient évident de nécessiter le contrôle du rendement de l'échantillon par grappe et de constituer un échantillonnage progressif. Cette méthode a aussi pour inconvénient d'entraîner l'échantillonnage d'un plus grand nombre de numéros de téléphone dans les grappes ayant une plus faible densité de ménages (celles où l'on risque le plus de devoir augmenter la taille de l'échantillon), et donc de provoquer une baisse de productivité.

Malgré les lacunes opérationnelles que comporte l'augmentation de la taille de l'échantillon, nous l'avons quand même soumis à une examen limité. Comme elle n'a pas permis d'obtenir de meilleurs résultats que la troncation des poids, nous n'avons pas cru bon d'en faire une étude plus poussée.

4. EFFETS DE L'UTILISATION DE LA VERSION MODIFIÉE DE LA MÉTHODE DE MITOFSKY ET WAKSBERG SUR LE BIAIS

L'augmentation de la variance n'est qu'une des conséquences de l'utilisation de la version modifiée de la méthode d'échantillonnage de Mitofsky et Waksberg. Cette méthode a aussi pour conséquence d'introduire un biais dans les estimations résultantes. Si on prélève un nombre fixe de numéros dans chaque grappe sans apporter aucune correction aux poids, la variance des estimations n'augmente pas, mais le biais risque d'être très élevé.

Le poids non biaisé (W_u) pour la version modifiée de la méthode est défini par

$$W_u = \frac{100}{rN_i} \times \frac{100}{K},$$

où les termes correspondent aux termes définis plus haut. La difficulté tient au fait que N_i est inconnue et ne s'annule pas avec le terme utilisé au deuxième degré, comme dans le cas de la version originale de la méthode de Mitofsky et Waksberg. Il faut donc avoir recours à la pondération pour tenter de réduire le biais.

Nous désignons l'estimateur qui utilise un poids de n_i^{-1} comme l'estimateur naturel parce que, pour un échantillonnage à partir d'une distribution binomiale ou hypergéométrique, n_i/K est un estimateur non biaisé de $N_i/100$. (Nous définissons le poids par n_i^{-1}, bien qu'il corresponde en fait à $K/100n_i$. Étant donné que $K/100$ est une constante, l'utilisation de n_i^{-1} n'a aucun effet sur le rapport entre les poids.) Ce poids semble être l'estimateur naturel, malgré le fait que n_i^{-1} constitue une estimation biaisée de N_i^{-1}, à moins que les 100 numéros contenus dans une grappe soient tirés. Le biais introduit par n_i^{-1} a été étudié dans divers ouvrages; à cet égard, on peut se reporter à l'étude sur la stratification postérieure à l'échantillonnage dans Hansen, Hurwitz et Madow (1953). Il est peu probable qu'il existe un estimateur simple non biaisé, certainement pas de la forme $(n_i + t)^{-1}$, pour toutes les tailles d'échantillons prélevés dans les grappes.

Il est possible d'évaluer le biais susceptible d'être introduit en comparant la valeur prévue des estimateurs (le poids moyen calculé à l'aide d'estimateurs de la forme $(n_i + t)^{-1}$) avec le poids non biaisé, W_u. Étant donné que tant le poids non biaisé que la valeur prévue des estimateurs sont des fonctions de N_i, nous étudierons d'abord ces quantités étant donné N_i.

Le graphique de la figure 1 montre les courbes du poids non biaisé et des poids moyens obtenus en utilisant les estimateurs n_i^{-1} et $(n_i + 1)^{-1}$, lorsque $K = 10$ numéros de téléphone sont sélectionnés dans chaque grappe. La fraction de sondage constante par grappe, r, a été omise de tous les poids. Étant donnée l'étendue de W_u, nous avons représenté la variation des poids moyens selon une échelle logarithmique.

Le graphique montre clairement qu'on enregistre les plus grands écarts entre W_u et les poids moyens obtenus à l'aide des deux estimateurs lorsque $N_i/100$ est peu élevé. Dès que la densité de numéros résidentiels dépasse 20% (lorsqu'on utilise $(n_i + 1)^{-1}$) et 10% (lorsqu'on utilise n_i^{-1}), les écarts sont relativement mineurs. Bien que le graphique indique que le poids obtenu à l'aide de l'estimateur $(n_i + 1)^{-1}$ est toujours inférieur à W_u, il en ira autrement si l'on procède à une stratification a posteriori. Les poids stratifiés a posteriori ne sont pas illustrés dans le graphique parce que la stratification a posteriori a réellement effet sur les poids inconditionnels plutôt que sur les poids conditionnels illustrés ici. Nous aborderons la question du biais inconditionnel ci-après.

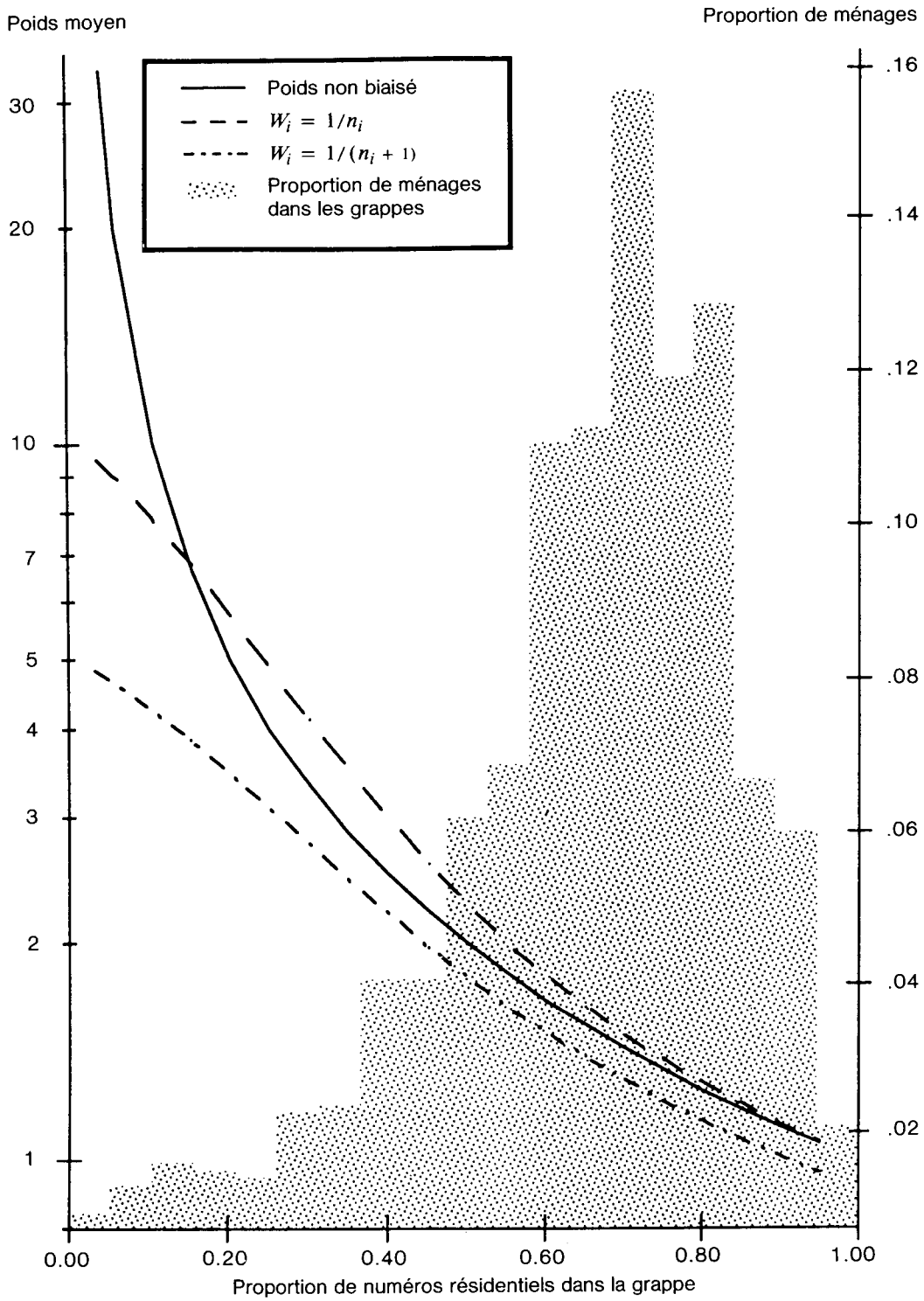

Figure 1. Poids moyens des estimateurs étant donné la proportion de numéros résidentiels, avec histogramme ombré de la proportion de ménages dans la grappe

L'histogramme ombré de la figure 1 illustre la distribution des ménages dont il est fait état au tableau 3. Nous l'avons superposé aux courbes des poids afin d'illustrer le fait que c'est dans les grappes qui ne contiennent qu'une très petite fraction des ménages échantillonnés que l'on observe les écarts les plus marqués entre les poids.

Biais dans la taille de l'échantillon et dans les estimations

Dans presque toutes les enquêtes téléphoniques à composition aléatoire, y compris celles dans lesquelles on utilise le plan de sondage de Mitofsky et Waksberg, on procède à une stratification a posteriori de l'échantillon selon les totaux connus de personnes ou de ménages. L'un des principaux objets de cette mesure consiste à rectifier les estimations en fonction de l'ensemble de la population plutôt que de les faire porter uniquement sur les ménages ayant le téléphone. Massey et Botman traitent de cette question et exposent d'autres avantages de l'emploi de la stratification a posteriori dans les enquêtes téléphoniques à composition aléatoire au chapitre 9 de Groves et coll. (1988).

Peu importent les raisons de l'utiliser, la stratification a posteriori permet d'obtenir des estimations qui sont égales aux totaux connus, quels que soient les poids appliqués aux ménages individuels. Comme ce biais, qu'on peut considérer comme un biais dans la taille de l'échantillon, est toujours nul, il est difficile de trouver une seule statistique qui mesure directement le biais inconditionnel. Nous allons tenter de surmonter cette difficulté en examinant de quelle façon le biais dans la taille de l'échantillon varie en fonction de la densité de ménages dans la grappe.

Nous avons évalué cette contribution au biais dans la taille de l'échantillon en suivant les étapes ci-après. D'abord, nous avons calculé les différents estimateurs ou fonctions de pondération à l'aide de la densité empirique de ménages indiquée au tableau 3. Ensuite, nous avons soumis les estimations à une stratification a posteriori afin de les rendre égales à l'unité et nous avons déterminé la contribution au total pour différentes valeurs de $N_i/100$. Enfin, nous avons défini le biais relatif dans la taille de l'échantillon comme étant la différence entre la contribution au total pour un estimateur donné et la contribution au total lorsqu'on utilise W_u comme poids.

Cette mesure tient donc compte à la fois de la différence entre les poids pour des valeurs fixes de N_i et de la distribution des ménages pour toutes les valeurs de N_i. Par conséquent, les ménages échantillonnés dans des grappes ayant des valeurs de N_i qui sont rares ne contribueront pas beaucoup au biais relatif dans la taille de l'échantillon, même s'ils sont associés à de grands écarts entre les poids.

Pour illustrer ces calculs, la figure 2 montre le biais relatif dans la taille de l'échantillon pour certains estimateurs utilisés pour des échantillons de 30 numéros par grappe. L'un des estimateurs utilise le poids non corrigé, c'est-à-dire que le poids est constant pour tous les ménages, quel que soit le nombre de ménages relevés dans une grappe. Le biais relatif dans la taille de l'échantillon pour l'estimateur utilisant des poids non corrigés est beaucoup plus important que pour l'estimateur utilisant d'autres poids. Lorsqu'on utilise le poids non corrigé, les biais relatifs dans la taille de l'échantillon varient d'environ -2% à $+3\%$.

L'importance du biais entachant l'estimation d'une caractéristique est limitée par l'amplitude du biais dans la taille de l'échantillon. Autrement dit, le biais relatif entachant l'estimation ne peut pas être plus élevé que celui dans la taille de l'échantillon. Cette limite supérieure est atteinte seulement lorsqu'il existe une corrélation parfaite entre la variable et la densité de numéros résidentiels, ce qui est très rare. Il est peu probable qu'il existe des corrélations très élevées dans les échantillons tirés à l'échelle nationale, mais il y a plus de chances d'en retrouver dans les échantillons prélevés dans des régions géographiques restreintes.

On peut constater à la figure 2 que certaines tendances se dégagent du graphique des biais: ainsi, l'estimateur utilisant des poids non corrigés est uniformément trop bas dans les grappes à faible proportion de numéros résidentiels et trop élevé, dans les grappes où la proportion de ménages est grande. Lorsque les valeurs prises par les variables varient entre les grappes

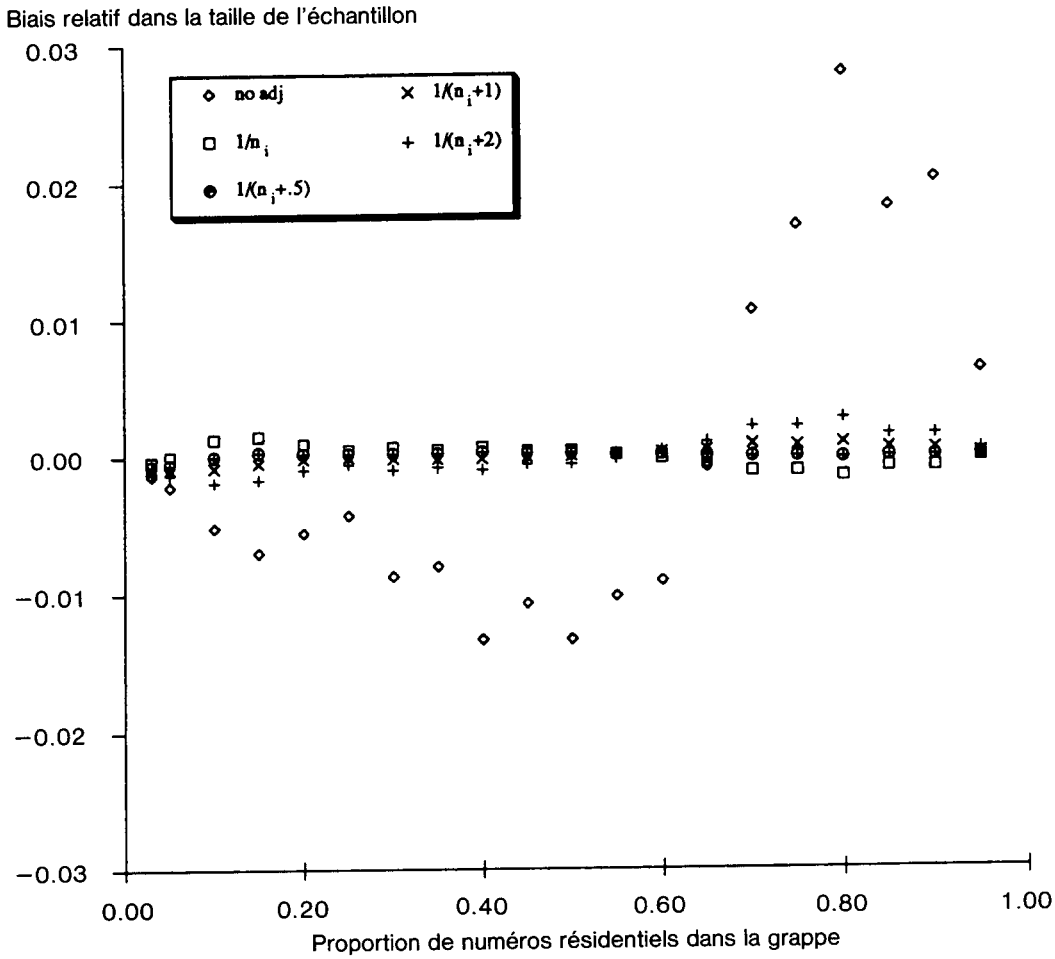

Figure 2. Biais relatif dans la taille de l'échantillon pour des échantillons de 30 numéros par grappe

à faible et à haute densité, les biais peuvent être assez élevés. Le tableau 1 de Cummings (1979) illustre, pour certaines variables, le biais introduit dans les estimations par suite de l'utilisation de poids non corrigés. Les biais ne sont pas très élevés, mais une pondération appropriée permettra de les éliminer.

En général, le rapport entre l'estimation et le nombre de ménages dans une grappe sera inconnu et incohérent pour toutes les variables à estimer. Par conséquent, il est raisonnable de choisir un estimateur pour lequel le biais relatif dans la taille de l'échantillon est peu élevé pour toutes les valeurs de N_i. Lorsque le biais relatif dans la taille de l'échantillon pour un ensemble d'estimateurs est peu élevé, le choix de ces derniers peut alors être dicté par la variance.

Biais obtenus en utilisant des poids différents

Nous avons calculé le biais relatif dans la taille de l'échantillon en utilisant des estimateurs différents pour des échantillons de 5, 10, 30 et 60 numéros de téléphone par grappe. Dans le cas des échantillons de 30 et 60 numéros, le biais est négligeable sauf lorsqu'on utilise les poids non corrigés. On pourrait employer pour les échantillons de cette taille n'importe quel des estimateurs utilisant des poids corrigés sans introduire de biais dans les estimations. Dans le cas

des échantillons de dix numéros par grappe, tous les estimateurs, à l'exception de celui utilisant un poids non corrigé, sont raisonnablement efficaces. Le biais obtenu en utilisant le poids $(n_i + .5)^{-1}$ est particulièrement encourageant.

Pour ce qui est de l'échantillon le plus petit étudié, soit celui de cinq numéros par grappe, les risques de biais sont un peu plus élevés. L'utilisation du poids naturel, n_i^{-1}, permet d'obtenir un biais dans la taille de l'échantillon un peu moins élevé que celle du poids $((n_i + .5)^{-1})$, mais la différence entre les deux biais n'est pas très grande. Le biais relatif dans la taille de l'échantillon qu'on obtient lorsqu'on utilise ces deux poids est toujours inférieur à 1%. Le biais est positif dans le cas de densités de numéros résidentiels qui se situent entre 45 et 80% et négatif pour les densités en-dehors de cet intervalle. Cette tendance ne saurait se révéler problématique que pour quelques variables dont la corrélation avec la densité de numéros résidentiels est très élevée.

Biais obtenus en utilisant des poids tronqués

La troncation des poids peut entraîner l'introduction de biais importants, selon le rapport entre les variables à estimer et les poids qui sont tronqués. Dans certains cas, le biais dû à la troncation peut limiter l'ampleur de celle-ci et, par conséquent, restreindre son utilité comme méthode de réduction de la variance.

Nous avons également calculé le biais relatif dans la taille de l'échantillon pour des échantillons de 10, 30 et 60 numéros par grappe, en utilisant des poids tronqués à une valeur environ trois fois supérieure au poids moyen. Dans le cas des échantillons de dix numéros par grappe, la troncation a été faite selon un facteur de 2 plutôt que de 3, comme nous l'avons vu précédemment.

La différence entre le biais relatif dans la taille de l'échantillon observé lorsqu'on utilise des poids tronqués et lorsqu'on se sert de poids non tronqués est sans importance pour toutes les tailles d'échantillons prélevés dans les grappes et pour la plupart des valeurs de $N_i/100$. La seule différence perceptible a été remarquée lorsque la densité de numéros résidentiels était inférieure à 10 à 15%. Les risques de biais sont légèrement plus élevés dans ces régions. Toutefois, le biais relatif dans la taille de l'échantillon observé lorsqu'on utilise les poids tronqués est encore bien inférieur à 1%, pour toutes les densités de numéros résidentiels.

5. CONCLUSION

La version originale de la méthode de Mitofsky et Waksberg constitue une méthode efficace pour obtenir par composition aléatoire un échantillon autopondéré de taille fixe. Toutefois, la nécessité de procéder à un contrôle séquentiel du nombre de ménages échantillonnés par grappe représente une caractéristique opérationnelle peu commode. En raison de ce contrôle, il est difficile de terminer la collecte des données dans des délais serrés. La période de collecte des données doit être suffisamment souple pour permettre l'obtention du nombre approprié d'unités dans chaque grappe. Le prolongement de la période de collecte des données et le contrôle du nombre d'unités échantillonnées se traduisent aussi par une augmentation des coûts. Étant donné la nécessité d'effectuer un contrôle fréquent du nombre d'unités échantillonnées, l'échantillonnage progressif peut également engendrer une certaine frustration chez les membres de l'équipe d'enquête en raison des complications relatives à la combinaison des opérations d'échantillonnage et de collecte des données.

La version modifiée de la méthode de Mitofsky et Waksberg élimine le caractère progressif du plan de sondage et, par le fait même, la nécessité de contrôler les travaux par grappe. Suivant cette méthode, on attribue un nombre fixe de numéros de téléphone à chaque grappe échantillonnée. Ainsi, on évite les dépenses afférentes au contrôle du nombre d'unités échantillonnées et à la mise en oeuvre d'une période de collecte des données prolongée. Toutefois, la version modifiée de la méthode de Mitofsky et Waksberg introduit de nouveaux éléments de biais et de variance dans les estimations. Il faut régler ces problèmes statistiques avant d'employer la méthode modifiée.

Il est difficile de formuler des recommandations précises quant au moment où il faut employer la version originale ou la version modifiée de la méthode de Mitofsky et Waksberg, car tout dépend de circonstances qui varient d'une enquête à l'autre. Nous proposons ci-après des lignes directrices concernant le choix de la méthode appropriée.

En règle générale, il est préférable d'utiliser la version originale de la méthode dans le cas des enquêtes nécessitant un contrôle très rigoureux de la taille de l'échantillon ou le prélèvement d'un échantillon pratiquement autopondéré. Bien que la méthode modifiée permette d'estimer avec relativement de précision la taille de l'échantillon, on peut s'attendre à une certaine variation de cette taille, surtout en raison de l'incertitude relative aux taux de non-réponse. Le prélèvement d'un échantillon autopondéré, qu'on ne peut réussir à l'aide de la version modifiée de la méthode, présente par ailleurs certains avantages découlant de la simplification de l'analyse statistique standard.

Comme les coûts d'utilisation des deux méthodes sont différents, il serait utile de disposer de modèles d'estimation de l'écart des coûts pour nous aider à les évaluer. Malheureusement, il n'est pas facile de quantifier les différences entre les coûts inhérents aux versions originale et modifiée de la méthode de Mitofsky et Waksberg. De fait, l'absence de modèles de coûts raisonnables constitue un des principaux problèmes qui restreint notre capacité d'établir des plans de sondage optimaux.

En l'absence de modèles raisonnables d'estimation de l'écart des coûts, nous proposons certaines conditions susceptibles de favoriser l'utilisation d'une méthode plutôt que de l'autre. Ainsi, il est préférable d'utiliser la version modifiée de la méthode lorsque la durée de l'interview est relativement brève. À mesure que l'interview se prolonge, les économies réalisées par suite de l'utilisation de la version modifiée de la méthode risquent de devenir moins élevées, tandis que les variances des estimations s'accroissent.

La durée de l'interview est particulièrement importante dans le cas des enquêtes où l'on soumet les ménages à une présélection afin de trouver ceux qui possèdent certaines caractéristiques. Ainsi, dans certaines enquêtes téléphoniques à composition aléatoire, on soumet les ménages à une sélection préliminaire et on n'effectue l'interview que si un des membres du ménage fait partie d'un groupe cible donné. En pareil cas, l'interview de présélection est souvent très brève. Il peut alors être très avantageux d'utiliser la version modifiée de la méthode de Mitofsky et Waksberg. Les enquêtes au cours desquelles on soumet les ménages à une présélection tendent aussi à avoir un nombre plus élevé d'unités échantillonnées par grappe, ce qui rend la version modifiée de la méthode encore plus efficace. Lorsque dix numéros ou plus sont échantillonnés par grappe (ce qui équivaut à environ six ménages par grappe), les biais dans les estimations obtenues en utilisant la version modifiée de la méthode de Mitofsky et Waksberg sont pratiquement sans importance, et l'utilisation de poids tronqués permet de réduire l'augmentation de la variance à environ 10%. Il est souvent acceptable de prélever des échantillons de dix numéros ou plus par grappe aux fins de la sélection préliminaire, bien qu'il soit généralement inefficace de prélever des échantillons de cette taille dans chaque grappe pour les fins de l'interview, même lorsque le coefficient de corrélation interne intra-classe est peu élevé.

Compte tenu de ces facteurs, on peut de façon générale recommander l'utilisation de la version modifiée de la méthode de Mitofsky et Waksberg lorsque les ménages à l'intérieur des grappes doivent être soumis à une sélection préliminaire. De façon plus explicite, on devrait considérer l'emploi de la méthode modifiée avec des poids tronqués dans les cas suivants: 1) lorsque dix numéros ou plus sont échantillonnés par grappe, et 2), lorsque le coût total de l'utilisation de la méthode modifiée est inférieur d'au moins 10% à celui de l'emploi de la version originale, ou lorsque la période de collecte des données est relativement courte. Si l'on ne satisfait pas à ces deux conditions, il faut fonder le choix de la méthode sur des évaluations relatives à d'autres exigences de l'enquête.

Lorsque le nombre de numéros échantillonnés par grappe est inférieur à dix, le biais et la variance provoqués par l'utilisation de la version modifiée de la méthode de Mitofsky et Waksberg constituent alors des problèmes plus graves. Toutes les caractéristiques corrélées avec la proportion de numéros résidentiels dans une grappe pourraient être touchées lorsque

le nombre de numéros échantillonnés par grappe est si faible. De plus, la variance des estimations obtenues avec la méthode modifiée sera de 20 à 30% plus élevée que si on utilisait la méthode originale, car la troncation n'est pas très efficace avec les échantillons de petite taille. Par conséquent, dans la plupart des enquêtes où il y a moins de dix numéros échantillonnés par grappe, il faut que la méthode originale pose de très graves problèmes d'application avant qu'on décide de l'abandonner et d'employer la méthode modifiée.

REMERCIEMENTS

Les auteurs tiennent à remercier les arbitres de leurs observations, qui ont été très utiles et qui ont permis de clarifier le contenu du présent article.

BIBLIOGRAPHIE

CUMMINGS, K.M. (1979). Random digit dialing: A sampling technique for telephone surveys. *Public Opinion Quarterly*, 233-244.

DREW, J.D., DICK, P., et SWITZER, K. (1989). Development and testing of telephone survey methods for household surveys at Statistics Canada. *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, 120-127.

GROVES, R.M., BIEMER, P.P., LYBERG, L.E., MASSEY, J.T., NICHOLLS, W.L., et WAKSBERG, J. (éds.) (1988). *Telephone Survey Methodology*. New York: John Wiley and Sons.

HANSEN, M.H., HURWITZ, W.N., et MADOW, W.G. (1953). *Sample Survey Methods and Theory*, 2. New York: John Wiley and Sons, 138-139.

KISH, L.(1965). *Survey Sampling*. New York: John Wiley and Sons, 429-430.

LEPKOWSKI, J.M., et GROVES, R.M. (1986). A two phase probability proportional to size design for telephone sampling. *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, 73-98.

PIEKARSKI, L. (1990). Working block density declines. *The Frame*, une publication de Survey Sampling Inc.

POTTHOFF, R.F. (1987). Generalizations of the Mitofsky-Waksberg technique for random digit dialing. *Journal of the American Statistical Association*, 82, 409-418.

SUDMAN, S. (1973). The uses of telephone directories for survey sampling. *Journal of Marketing Research*, 10, 204-207.

TUCKER, C. (1989). Characteristics of commercial residential telephone lists and dual frame designs. *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, 128-137.

WAKSBERG, J. (1984). Efficiency of alternative methods of establishing cluster sizes in RDD sampling. Note de service non publiée de Westat Inc.

WAKSBERG, J. (1978). Sampling methods for random digit dialing. *Journal of the American Statistical Association*, 73, 40-46.

WAKSBERG, J. (1973). The effect of stratification with differential sampling rates on attributes of subjects of the population. *Proceedings of the Social Statistics Section, American Statistical Association*.