Techniques d'enquête, décembre 1990
Vol. 16, n° 2, pp. 307–319
Statistique Canada

Effets du premier cycle d'interviews dans la Consumer Expenditure Interview Survey aux É.-U.

ADRIANA R. SILBERSTEIN[1]

RÉSUMÉ

Les réponses des panels de la Consumer Expenditure Interview Survey des É.-U. sont comparées afin d'évaluer l'importance du télescopage dans le premier cycle, non délimité, de cette enquête. Les résultats de l'analyse de certaines catégories de dépenses viennent appuyer les conclusions d'autres études selon lesquelles le télescopage peut être appréciable dans des interviews avec période de référence non délimitée et varie selon la catégorie de dépenses. De plus, nous en venons à constater que les estimations tirées du premier cycle sont supérieures à celles tirées des cycles subséquents, même après avoir éliminé l'effet de télescopage; par ailleurs, on peut attribuer en grande partie cet effet à la durée relativement courte de la période de référence du premier cycle de l'enquête.

MOTS CLÉS: Délimitation; télescopage; biais de rappel; conditionnement.

1. INTRODUCTION

Dans les enquêtes rétrospectives, on demande aux répondants de se rappeler les détails d'événements qui se sont produits dans un intervalle de temps particulier, appelé période de référence, et il est parfois aussi difficile de situer correctement les événements dans le temps que de se les rappeler. La confusion de dates, ou "télescopage", est généralement reconnue comme une source d'erreur dans les enquêtes, bien qu'elle n'ait pas fait souvent l'objet d'études approfondies (Neter et Waksberg, 1965). Les répondants ont tendance à rapporter des événements qui se sont produits en dehors de la période de référence (télescopage externe); par exemple, ils peuvent situer un événement à une époque plus récente que celle où il s'est vraiment produit (télescopage en aval). Des données que l'on a pu confirmer par des enregistrements indépendants montrent que le télescopage se fait aussi bien en amont qu'en aval (Mathiowetz, 1985). Ce phénomène est peut-être attribuable au souci du répondant de bien s'acquitter de sa tâche. Lorsqu'il est dans l'incertitude, le répondant préfère en dire plus que pas assez (Sudman et Bradburn, 1974, p. 69). Globalement, le télescopage se fera surtout en aval. La délimitation vise à bien définir le début et la fin de la période de référence de l'enquête de manière à éliminer les risques de télescopage. Une façon efficace de fixer le début de la période de référence durant l'interview même est de comparer les événements qui sont rapportés à cette occasion avec ceux qui ont été rapportés dans une interview antérieure et de supprimer les éléments d'information qui se répètent. Pour marquer la fin de la période de référence, on la fait souvent coincider avec le jour de l'interview. La délimitation est forcément impossible à réaliser dans le cas des enquêtes uniques ou lorsqu'il s'agit de questions qui ne sont posées qu'une seule fois ou du premier cycle d'une enquête par panel puisque dans tous ces cas, il n'existe pas de données antérieures qui puissent servir de repères. Il y a moyen d'atténuer ce problème en ayant recours à des techniques d'"ancrage" durant l'interview (par ex.: utilisation d'une ligne du temps (Mingay 1987, p. 132)).

Cet article a pour but d'analyser les données fournies par des personnes qui participaient pour la première fois à une enquête par panel et d'établir une comparaison entre le premier cycle d'interviews et les cycles subséquents. En nous servant de données de la Consumer

[1] Adriana R. Silberstein, statisticienne, Office of Prices and Living Conditions, Statistical Methods Division, U.S. Bureau of Labor Statistics, Washington, D.C. 20212, É.-U.

Expenditure (CE) Interview Survey des États-Unis de 1984, nous analysons les effets que peuvent avoir sur les estimations des dépenses des ménages le télescopage, le conditionnement et la durée de la période de référence. La CE Interview Survey est une des deux enquêtes qui visent à recueillir des données nationales sur les dépenses des ménages, l'autre étant la Diary Survey. L'enquête est réalisée par le Census Bureau pour le compte du Bureau of Labor Statistics. Le premier cycle de la CE Interview Survey permet à l'intervieweur de s'assurer la collaboration des répondants, de recueillir des données de base sur les biens des ménages et de délimiter la période de référence du second cycle. Le premier cycle d'interviews est suivi de quatre autres cycles à trois mois d'intervalle les uns des autres; à chaque occasion, on recueille des données pour les trois mois précédant le jour de l'interview. La méthode de délimitation est comme suit. Les dépenses déclarées pour le mois où a lieu l'interview (ou "mois courant") sont transcrites ultérieurement sur le questionnaire du cycle suivant; l'intervieweur peut se servir de ces données pour vérifier si des renseignements ne se répètent pas mais ne les communique pas au répondant. Les données recueillies durant le premier cycle ont trait aux dépenses pour le mois courant et pour un mois antérieur; les données pour le mois courant sont utilisées dans le second cycle tandis que celles pour un mois antérieur sont totalement exclues des estimations. Pour plus de détails sur les méthodes de collecte et d'estimation, voir le Bulletin de 1984 (U.S. Bureau of Labor Statistics, 1986); Silberstein et Jacobs (1989) font aussi une analyse de ces méthodes.

Les résultats soulignent la nécessité de délimiter la période de référence lorsqu'on recueille des données rétrospectives sans quoi l'effet de télescopage pourrait être appréciable. L'analyse révèle aussi que les réponses données dans le premier cycle d'interviews peuvent produire des estimations plus élevées que dans les cycles suivants, même après qu'on a éliminé l'effet de télescopage. Cela peut être une conséquence directe de la durée relativement courte de la période de référence du premier cycle de l'enquête, bien que ce ne soit pas nécessairement le seul facteur. Dans la section 2, nous décrivons l'analyse permettant d'identifier l'effet de télescopage. Ensuite, nous estimons cet effet de même que les effets du premier cycle d'interviews. Enfin, dans la section 4, nous donnons les conclusions de notre analyse.

2. L'EFFET DE TÉLESCOPAGE

2.1 Méthode d'analyse

Une façon d'identifier l'effet de télescopage, selon Kalton et coll. (1989, p. 257), est de vérifier si des éléments de réponse ne se répéteraient pas d'un cycle à l'autre. Cette méthode n'est pas nécessairement précise puisque le répondant pour un ménage donné peut changer d'un cycle à l'autre. Elle n'est pas non plus pratique car on ne dispose pas toujours d'enregistrements indépendants, outils indispensables au rapprochement de dates. Dans une enquête permanente, l'intervieweur peut ne pas enregistrer des réponses qui ont déjà été données dans un cycle antérieur même s'il les identifie comme telles durant l'interview, comme cela se produit dans la CE Interview Survey. Toutefois, on évalue le plus souvent l'effet de télescopage au niveau global en comparant, non sans précautions, les données obtenues sans période de référence précise à celles obtenues avec une période de référence délimitée. Il est recommandé de suivre plusieurs panels afin d'assurer la comparabilité des données d'une période à l'autre, puisque les réponses qui concernent des périodes délimitées viennent après celles qui ont trait à des périodes non délimitées et que, par conséquent, il ne s'agit pas du même intervalle de temps. Un autre facteur qu'il faut considérer dans l'exercice de comparaison est le conditionnement du panel, phénomène voulant que la qualité des déclarations change ou que le répondant modifie son attitude du fait qu'il appartient à un panel. Les hypothèses et la méthode d'estimation qui ont servi à cette étude sont décrites dans la section 3; pour l'instant, nous nous intéresserons aux premières étapes de l'analyse.

La toute première étape de l'analyse consiste à vérifier si les données d'enquête ne renfermeraient pas des signes de télescopage externe. Lorsque le premier cycle d'interviews produit des estimations plus élevées que prévu, on peut penser qu'il y a eu télescopage. Les interviews qui portent sur une période non délimitée produisent normalement des estimations plus élevées que les interviews ayant une période de référence délimitée, comme le révèlent plusieurs études où l'on compare les réponses fournies dans ces deux types d'interviews (Neter et Waksberg 1964 et 1965; Murphy et Cowan 1976; Cantor 1985). On peut aussi penser qu'il y a eu télescopage lorsqu'on constate des différences d'effet entre les diverses catégories de dépenses. Le biais de rappel et le télescopage sont deux facteurs importants qui font que tous les répondants ne se rappellent ni ne déclarent les événements de la même façon. La relation entre ces deux facteurs permet de croire que le souvenir des dépenses d'importance secondaire tend à s'effacer rapidement alors que le souvenir des dépenses plus importantes, qui persiste plus longtemps, est souvent télescopé.

Le télescopage peut aussi se produire dans des interviews avec période de référence délimitée; dans un tel cas, les événements sont situés à une date postérieure à celle où ils se sont vraiment produits mais cela, dans les limites de la période de référence (c'est ce qu'on appelle le télescopage interne). Bien que ce genre de télescopage ne modifie en rien les estimations globales, il influe sur leur répartition à l'intérieur de la période de référence de trois mois. Pour les besoins de notre analyse, nous avons choisi les dépenses relatives aux vêtements et aux articles et accessoires d'ameublement à cause de l'utilité des caractéristiques de ces dépenses. Primo, il existe divers ordres de grandeur pour ces dépenses et les biens correspondants sont groupés en conséquence. Secundo, le degré de sous-déclaration n'est pas le même pour toutes les catégories de dépenses. De nombreuses estimations relatives aux vêtements sont 40% moins élevées que les estimations des Comptes nationaux (CN) et plusieurs estimations relatives aux articles et accessoires d'ameublement sont également inférieures aux estimations correspondantes des CN. Par ailleurs, les estimations de dépenses pour les meubles et certaines catégories d'accessoires ne sont que de 7% inférieures aux estimations indépendantes (Gieseman 1987, p. 11), et les estimations relativement plus élevées dans le premier cycle d'interviews peuvent être vues comme la conséquence d'un télescopage externe plutôt que de la sous-déclaration.

Notre analyse visait à vérifier l'hypothèse que les dépenses déclarées pour le premier mois de référence des cycles avec délimitation, c'est-à-dire le mois précédant l'interview, sont comparables aux dépenses déclarées pour le mois correspondant du premier cycle. Nous avons donc testé cette hypothèse pour huit catégories de dépenses dans chaque groupe (vêtements et articles et accessoires d'ameublement) en nous servant de la statistique T^2 d'Hotelling. Étant donné deux vecteurs de moyennes construits selon un plan avec répétition, nous avons testé l'hypothèse $\boldsymbol{H}_0$: $\boldsymbol{C}\mu = 0$ (égalité des moyennes) par rapport à $\boldsymbol{H}_1$: $\boldsymbol{C}\mu \neq 0$ au moyen d'un test bilatéral à un seuil de signification de .05. $\boldsymbol{H}_0$ était rejetée si:

$$[(\boldsymbol{C}\bar{x})'(\boldsymbol{C}\,\boldsymbol{S}\,\boldsymbol{C}')^{-1}\,\boldsymbol{C}\bar{x}]/[np/(n-(p-1))] > F_{p,n-p+1}(.05), \qquad (1)$$

où $\bar{x}$ est un vecteur de moyennes d'échantillon pour chaque groupe de biens (répartis suivant la classification présentée dans les tableaux), $\boldsymbol{S}$ est la matrice des covariances calculée au moyen de la méthode de la répétition compensée ($n = 20$ échantillons répétés), $\boldsymbol{C}$ est la matrice des contrastes ci-dessous et p est le nombre de contrastes dans $\boldsymbol{C}$.

$$\underset{(px2p)}{\boldsymbol{C}} = \left[\begin{array}{cccc|cccc} 1 & 0 & .. & 0 & -1 & 0 & .. & 0 \\ 0 & 1 & .. & 0 & 0 & -1 & .. & 0 \\ . & . & .. & . & . & . & .. & . \\ . & . & .. & . & . & . & .. & . \\ 0 & 0 & .. & 1 & 0 & 0 & .. & -1 \end{array}\right].$$

Pour pouvoir faire des comparaisons par catégorie de dépenses, nous avons construit des intervalles de confiance simultanés au moyen de la méthode de Bonferroni (Johnson et Wichern 1988), avec comme percentile $t_n(.05/2p)$. Nous avons calculé les dépenses moyennes en soumettant à une transformation logarithmique les dépenses déclarées par chaque répondant pour le premier mois de référence. Les poids d'échantillonnage comprenaient des facteurs de correction pour la non-réponse et le sous-échantillonnage mais non les coefficients de pondération finals pour totaux de contrôle de la population, qui n'existaient pas pour le premier cycle d'interviews. Il convient de souligner que le calcul de coefficients de pondération pour le premier cycle ont été calculés uniquement pour cette analyse et que ces coefficients ne sont pas nécessaires pour l'estimation.

Nous avons groupé les données des cycles 2 à 5 puisqu'il y avait très peu de différence entre ces cycles. Nous avons retenu les réponses fournies par les personnes qui ont participé aux cinq cycles d'interviews (3200 répondants) de manière à assurer la comparabilité des cycles et la délimitation de la période de référence des cycles 2 à 5. Dans la CE Interview Survey, les nouveaux membres de panel (par ex.: les nouveaux occupants d'un logement échantillonné) et les répondants qui ne participent pas à tous les cycles de l'enquête sont soumis à une interview sans période de référence délimitée. En 1984, 89% des interviews réalisées dans les cycles 2 à 5 portaient sur une période délimitée et 11% portaient sur une période non délimitée (8% à cause de répondants nouveaux et 3% à cause d'une non-participation antérieure) (Silberstein 1988). Comme le soulignent Biderman et Cantor (1984), les réponses données dans des interviews sans période de référence délimitée influent sur les estimations, mais nous n'insisterons pas ici sur ce point.

Tableau 1

Différence des dépenses moyennes (en pourcentage)

	Premier cycle par rapport au premier mois de référence des cycles 2 à 5	
	Différence (en %) (a)	s
VÊTEMENTS: (b)	**14.5***	**4.9**
Manteaux, vestes, fourrure, tailleurs	39.6*	12.9
Pantalons, jeans	13.6	9.5
Chemisiers, blouses, corsages	9.7	5.6
Chandails, robes, jupes	16.4	4.7
Vêtements de base, bas et chaussettes	6.9	5.4
Vêtements divers et vêtements combinés	−2.5	7.3
Chaussures	2.1	6.1
Autres vêtements et accessoires, services vestimentaires	27.4	25.4
Valeur du test global: 4.16*		
ARTICLES ET ACCESSOIRES D'AMEUBLEMENT: (b)	**48.6***	**8.4**
Gros appareils ménagers	76.1*	27.5
Autres appareils	56.3*	17.0
Meubles	111.0*	24.8
Gros articles ménagers et matériel de détente	34.2*	16.0
Autres articles ménagers et autre matériel de détente	19.1*	7.1
Accessoires d'ameublement - réparations et services	7.0	14.6
Vaisselle, articles de décoration, linge de maison	14.0	16.0
Couvre-planchers et cache-fenêtres	52.5	24.3
Valeur du test global: 13.86*		

(a) Une valeur positive indique que la moyenne pour le premier cycle est supérieure. La base de calcul du pourcentage est la moyenne pour le premier mois de référence des cycles 2 à 5.
(b) Le total pour le groupe n'est pas considéré dans le test global.
s Erreur type de la différence en pourcentage.
* Significatif à un seuil de 5% (α = .05).

2.2 Résultats des tests

Dans le tableau 1, nous comparons des moyennes dans leur forme originale, c'est-à-dire sans la transformation logarithmique utilisée dans les tests statistiques. Le premier cycle présente des moyennes plus élevées dans presque tous les cas et le test global est significatif. Les tests appliqués à chaque catégorie de dépenses révèlent des différences significatives uniquement dans le cas des postes de dépense majeurs, comme les manteaux et les vestes, du groupe vêtements, et les appareils et les meubles, du groupe articles et accessoires d'ameublement. Les catégories de dépenses pour lesquelles on a relevé des différences significatives sont plus fortement représentées dans le premier cycle que dans les autres cycles, ce qui n'est pas surprenant si on tient compte du fait que ces catégories représentent 19% des dépenses totales en vêtements et 72% des dépenses totales en articles et accessoires d'ameublement dans le premier cycle, comparativement à 16 et à 67% respectivement dans le premier mois de référence des autres cycles (voir colonnes 1 et 2 du tableau 2). En outre, les répondants déclarent un plus grand nombre de dépenses pour ces catégories dans le premier cycle (voir colonnes 3 et 4 du tableau 2). Enfin, la valeur monétaire moyenne des dépenses déclarées dans le premier cycle est généralement différente de celle des dépenses déclarées dans les autres cycles en ce qui a trait aux articles chers (par ex.: gros appareils ménagers) mais cette différence s'estompe dans le cas d'articles d'une catégorie de prix inférieure (voir colonnes 5 et 6 du tableau 2).

Tableau 2

Comparaison entre le premier cycle et le premier mois de référence des cycles subséquents

	Pourcentage des dépenses totales		Pourcentage du nombre total de dépenses		Valeur monétaire moyenne des dépenses	
	Cycle 1	Cycles 2 à 5	Cycle 1	Cycles 2 à 5	Cycle 1	Cycles 2 à 5
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VÊTEMENTS:	**100.0**	**100.0**	**100.0**	**100.0**	**$ 35**	**$ 33**
Manteaux, vestes, fourrure, tailleurs	19.2	15.7	9.3	8.6	71	59
Pantalons, jeans	10.7	10.8	10.6	9.8	36	35
Chemisiers, blouses, corsages	10.0	10.4	12.0	12.2	31	29
Chandails, robes, jupes	14.3	14.0	13.0	12.4	38	37
Vêtements de base, bas et chaussettes	5.2	5.6	16.8	16.7	11	11
Vêtements divers et vêtements combinés	15.5	18.2	15.4	16.4	36	38
Chaussures	11.7	13.1	12.8	13.6	33	31
Autres vêtements et accessoires, services vestimentaires	13.5	12.2	10.1	10.4	45	40
ARTICLES ET ACCESSOIRES D'AMEUBLEMENT:	**100.0**	**100.0**	**100.0**	**100.0**	**$123**	**$ 92**
Gros appareils ménagers	11.4	9.6	4.2	3.4	370	277
Autres appareils	2.3	2.2	9.2	7.1	29	30
Meubles	28.3	19.9	8.9	7.5	385	251
Gros articles ménagers et matériel de détente	19.7	21.8	8.8	7.6	262	266
Autres articles ménagers et autre matériel de détente	10.7	13.4	22.7	22.8	58	56
Accessoires d'ameublement - réparations et services	4.7	6.6	8.4	9.5	67	65
Vaisselle, articles de décoration, linge de maison	12.9	16.8	33.1	37.5	46	39
Couvre-planchers et cache-fenêtres	10.0	9.8	4.6	4.5	294	172

On peut interpréter ces différences de nombreuses façons. Par exemple, elles peuvent vouloir dire que les répondants déclarent des achats plus coûteux dans le premier cycle d'interviews ou qu'ils se rappellent leurs achats dans ce cycle comme des achats plus coûteux. On peut aussi penser que les réponses données portent sur une période plus longue qu'un mois lorsqu'il n'y a pas de période de référence délimitée, surtout s'il s'agit d'une grosse dépense qu'il est facile de se rappeler. Dans le tableau 3, nous poussons plus loin la comparaison des cycles en considérant cette fois les trois mois de référence des cycles subséquents. Les résultats concordent avec ceux des tests antérieurs mais tendent à faire ressortir essentiellement l'effet de télescopage. La comparaison se fait au moyen de taux de déclaration exprimés en fonction de la valeur monétaire des dépenses déclarées. On définit le taux de déclaration comme le pourcentage de répondants qui déclarent au moins une dépense d'une catégorie donnée. Notons que chaque dépense est habituellement inscrite sur le questionnaire, sauf s'il s'agit d'une dépense qui revient régulièrement au cours d'un mois pour un membre du ménage; dans un tel cas, on ne considère qu'un montant global pour le mois.

Tableau 3

Taux de déclaration mensuels selon le niveau de dépenses

	Cycle 1	Cycles 2 à 5 par mois de référence		
		Premier	Deuxième	Troisième
	Pourcentage de répondants			
	(1)	(2)	(3)	(4)
VÊTEMENTS:				
Aucune dépense (a)	28.8	29.3	38.2	45.5
Moins de $10	38.4	37.7	27.9	25.4
De $ 10 à $ 40	57.9	55.2	45.3	41.0
De $ 40 à $100	35.1*	31.0	26.5	21.0
$100 et plus	17.0*	13.7	11.5	8.8
Cycle 1 par rapport au premier mois de référence des cycles 2 à 5				
Valeur du test global: 29.1*				
ARTICLES ET ACCESSOIRES D'AMEUBLEMENT:				
Aucune dépense (a)	48.1*	51.2	58.5	62.4
Moins de $10	12.3	12.5	7.5	7.5
De $ 10 à $ 40	30.9	30.0	25.0	22.1
De $ 40 à $100	21.3*	18.4	14.9	12.8
De $100 à $400	18.7*	13.8	12.1	10.3
$400 et plus	8.6*	5.6	5.1	4.6
Cycle 1 par rapport au premier mois de référence des cycles 2 à 5				
Valeur du test global: 17.0*				

(a) Catégorie incluse dans le test global.
* Significatif à un seuil (α = .05).

Conformément à ce qu'ont révélé les comparaisons précédentes, le test global est significatif et il y a beaucoup plus de répondants qui déclarent des dépenses de $100 et plus dans le premier cycle; en revanche, la différence entre les taux de déclaration pour les divers cycles n'est pas significative dans le cas des dépenses moins importantes. Lorsqu'on examine les taux de déclaration pour les trois mois de référence des cycles 2 à 5, on s'aperçoit que les taux pour le premier mois se rapprochent plus des taux du premier cycle que de ceux des deux autres mois. On remarque de plus une diminution progressive du taux de déclaration, ce qui est peu surprenant; notons par ailleurs l'accroissement du pourcentage de répondants qui ne déclarent aucune dépense. Cette tendance ressort clairement dans chaque cycle d'interview d'un panel, comme en font foi l'article de Silberstein et Jacobs (1989) et celui de Silberstein (1989), et est probablement plus attribuable au biais de rappel qu'au télescopage. Lorsqu'on recalcule les taux de déclaration en tenant compte uniquement des répondants qui déclarent une dépense, on constate une plus grande similitude entre les trois mois de référence des cycles subséquents qu'entre l'un ou l'autre de ces trois mois et le premier cycle. (On peut calculer les taux à l'aide du tableau 3 en se servant du pourcentage de ceux ayant déclaré des dépenses comme base de calcul.) Ainsi, les taux de déclaration pour les articles ménagers de $100 et plus sont de 53% dans le premier cycle et de 40, 41 et 40% respectivement pour les trois mois de référence des autres cycles. Pour ce qui a trait aux articles vestimentaires de $100 et plus, les taux sont de 24% dans le premier cycle et de 19, 19 et 16% respectivement pour les trois mois de référence des autres cycles. Ces écarts seraient l'indice d'un télescopage externe dans l'interview n'ayant pas de période de référence délimitée.

3. ESTIMATION DE L'EFFET DE TÉLESCOPAGE ET DES EFFETS DU PREMIER CYCLE D'INTERVIEWS

3.1 Effet de télescopage

L'hypothèse de l'égalité des moyennes suppose que le processus de réponse dans le premier cycle d'interviews est identique à celui pour le premier mois de référence des cycles subséquents. Or, les données ne vérifient pas cette hypothèse puisque des écarts ont été observés, indiquant ainsi la possibilité d'un télescopage externe dans le premier cycle. Les résultats tendent à confirmer l'idée émise par Loftus (1986, p. 196) et selon laquelle le télescopage interne et le télescopage externe découleraient de mécanismes cognitifs différents. On peut définir de façon générale le télescopage externe (β) (sur une base mensuelle et en supposant qu'il n'y a pas de conditionnement de panel) comme le rapport entre les dépenses moyennes déclarées pour une période de référence d'un mois non délimitée (moyenne d'échantillon $\bar{x}_U$) et les dépenses moyennes déclarées pour une période de référence d'un mois délimitée (moyenne d'échantillon $\bar{x}_B$):

$$\beta = (E\bar{x}_U/E\bar{x}_B) - 1. \tag{2}$$

Cette expression est peut-être exagérée car l'effet de conditionnement contribue à réduire la valeur de la moyenne calculée pour des périodes délimitées. On observe habituellement une tendance à la baisse dans les réponses d'un panel parce que les répondants sont de moins en moins enclins à prêter leur concours à mesure que la période d'enquête s'écoule (Bailar 1989). On peut définir l'effet de conditionnement (α) entre deux cycles successifs par le rapport des deux réponses données (moyennes d'échantillon $\bar{x}_i$ et $\bar{x}_{i+1}$):

$$\alpha = 1 - (E\bar{x}_{i+1}/E\bar{x}_i). \tag{3}$$

Nous avons posé un certain nombre d'hypothèses afin d'estimer l'effet de télescopage à l'aide des données d'enquête. Nous savons que les dépenses moyennes pour une période délimitée d'un mois servent à la comparaison avec le premier cycle d'interviews; or, on ne peut calculer directement ces dépenses à l'aide des données de la période de référence de trois mois. Diviser par trois les dépenses moyennes pour la période délimitée de trois mois n'est pas une solution, compte tenu de la baisse du taux de déclaration observée pour le troisième mois de référence de la CE Interview Survey. Par conséquent, nous avons plutôt utilisé les données des premier et second mois de référence pour estimer les dépenses moyennes pour une période délimitée d'un mois, en supposant que le biais de rappel dans le second mois est modéré et que la plupart des événements qui sont situés à tort dans le premier mois de référence se rattachent en réalité au second mois de référence. La méthode d'estimation utilisée est une adaptation du modèle qu'ont élaboré Neter et Waksberg dans leur analyse de l'étude expérimentale des dépenses au titre de la rénovation domiciliaire, réalisée en 1960 (Neter et Waksberg 1964 et 1965). Le modèle suppose que les effets de télescopage et de conditionnement sont multiplicatifs et que le conditionnement est lié au nombre de mois passés dans l'échantillon. Comme l'effet de conditionnement est déterminé à partir des relations observées entre le second et le troisième cycle, il nous faut deux termes pour estimer (2) suivant l'hypothèse du conditionnement. Par conséquent, nous pouvons estimer l'effet de télescopage au moyen de la formule suivante:

$$b_C = (\bar{x}_U/\bar{x}_B)(1 - a)(1 - a/2) - 1. \tag{4}$$

La façon de déterminer cette formule est décrite en annexe. Nous avons supposé que l'effet de conditionnement (a) était constant d'un cycle à l'autre, compte tenu du sous-ensemble particulier de répondants qui ont participé aux cinq cycles de l'enquête. (Le modèle de Neter et Waksberg supposait un effet de conditionnement plus élevé entre le premier et le second cycle.) L'effet lié au nombre de mois passés dans l'échantillon (ou effet de conditionnement) semble peu important dans la CE Interview Survey, s'il faut en croire une étude où l'on a comparé les réponses des cycles 2 à 5 (Silberstein et Jacobs 1989). Cela s'explique peut-être par le fait que la diminution graduelle du nombre de réponses est compensée par une amélioration de la qualité des déclarations, étant donné que les répondants connaissent de mieux en mieux le processus de déclaration. À l'aide de l'équation (4), nous avons pu calculer des estimations de l'effet de télescopage suivant deux hypothèses relatives au conditionnement: $a = 0$ (absence de l'effet de conditionnement) et $a > 0$ (effet de conditionnement égal à l'effet observé entre le second et le troisième cycle). Pour quatre catégories de dépenses du groupe vêtements et trois catégories du groupe articles et accessoires d'ameublement, on observe une diminution des dépenses moyennes déclarées entre le second et le troisième cycle; cette diminution est représentée par des proportions positives dans la colonne 5 du tableau 4. Bien qu'elles ne soient pas significatives (à un seuil de .05), ces proportions sont également utilisées pour représenter l'effet de conditionnement entre le premier et le second cycle. On a considéré qu'une augmentation nette des dépenses déclarées entre ces deux cycles n'était pas réaliste.

Les résultats nous donnent une idée de l'augmentation que subiraient les estimations s'il n'y avait pas de délimitation. Le tableau 4 contient des estimations de l'effet de télescopage (en pourcentage) dans le cas où il n'y a pas d'effet de conditionnement (col. 1) et dans le cas où il y en a (col. 3). Un effet de télescopage de plus de 40% est calculé pour les catégories "Manteaux, vestes, *etc.*" et "Autres vêtements et accessoires, services vestimentaires" (cette dernière comprenant les montres et les bijoux); cependant, pour les autres catégories du groupe vêtements, l'effet de télescopage est beaucoup moins élevé. En ce qui concerne les articles et accessoires d'ameublement, l'effet de télescopage est élevé (63% en moyenne). L'effet de télescopage estimé diminue considérablement lorsqu'on tient compte de l'effet de conditionnement et diminuerait davantage si l'on supposait un effet de conditionnement plus grand entre le premier et le second cycle. Bien que ces estimations soient influencées par la variabilité

Tableau 4

Effet de télescopage estimé, selon la catégorie de dépenses

	Effet de télescopage b_c				Effet de conditionnement
	Si $a = 0$		Si $a > 0$		
	%	s	%	s	a
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VÊTEMENTS:	**28.4**	**7.0**	-	-	**-0.02**
Manteaux, vestes, fourrure, tailleurs	46.2	14.2	-	-	-0.01
Pantalons, jeans	30.3	8.6	12.3	11.8	0.10
Chemisiers, blouses, corsages	27.7	7.8	17.6	16.7	0.05
Chandails, robes, jupes	28.3	5.9	8.7	15.0	0.11
Vêtements de base, bas et chaussettes	22.2	6.9	7.2	12.7	0.08
Vêtements divers et vêtements combinés	5.2	9.5	-	-	-0.18
Chaussures	18.1	7.1	-	-	-0.08
Autres vêtements et accessoires, services vestimentaires	54.9	35.8	-	-	-0.15
ARTICLES ET ACCESSOIRES D'AMEUBLEMENT:	**63.1**	**8.9**	-	-	**-0.04**
Gros appareils ménagers	95.4	30.7	-	-	-0.03
Autres appareils	76.4	16.1	36.0	19.7	0.16
Meubles	113.3	25.2	-	-	-0.05
Gros articles ménagers et matériel de détente	38.7	13.1	36.5	33.7	0.01
Autres articles ménagers et autre matériel de détente	26.2	8.9	-	-	-0.11
Accessoires d'ameublement - réparations et services	15.6	14.5	-	-	-0.29
Vaisselle, articles de décoration, linge de maison	45.4	14.4	-	-	-0.06
Couvre-planchers et cache-fenêtres	89.4	38.0	66.8	68.7	0.08

a Effet lié au nombre de mois passés dans l'échantillon, ou effet de conditionnement, si positif.
s Erreur type de la différence en pourcentage.

d'échantillonnage et les hypothèses posées, les résultats concordent avec ceux rapportés dans d'autres enquêtes. Neter et Waksberg (1965) ont obtenu un effet de télescopage moyen de 55% dans l'hypothèse où il n'y a pas d'effet de conditionnement et de 39% dans l'hypothèse inverse en ce qui concerne les dépenses pour la rénovation domiciliaire; l'effet de télescopage est beaucoup moins élevé pour les dépenses de moindre envergure. Selon les données de la Crime Survey pour 1974-1975, on obtient un effet de télescopage de 44% pour les taux de crimes contre la personne et de 40% pour les taux de crimes contre la propriété (Murphy et coll., 1976).

3.2 Effets du premier cycle

Les différences entre les réponses données dans le premier cycle d'interviews et celles données dans les cycles subséquents reflètent de nombreux aspects cognitifs des interviews de panel. Dans cette sous-section, nous allons examiner quelques-uns des facteurs en jeu et faire une analyse préliminaire des effets nets. Dans la mesure où les répondants participent à tous les cycles d'une enquête, il se crée progressivement des liens entre le répondant et l'intervieweur et chacun voit plus clairement ce que l'autre attend de lui. Toutefois, de nombreuses conditions peuvent changer dans l'interview. Par exemple, tandis que dans certaines enquêtes par panel

Tableau 5

Comparaison sommaire du premier cycle et des cycles subséquents
Dépenses annuelles moyennes (erreurs types)

	Cycle 1	Cycles 2 à 5 Tous les mois de la période de référence (a)	Cycles 2 à 5 Premier mois de la période de référence	Cycle 1 (déduction faite de l'effet de télescopage)	
				Sans effet de conditionnement	Avec effet de conditionnement
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VÊTEMENTS	$1,663 (59.6)	$1,182 (61.7)	$1,452 (71.0)	$1,295 (66.2)	$1,370 (n.a.)
ARTICLES ET ACCESSOIRES D'AMEUBLEMENT	$1,972 (85.0)	$1,179 (59.7)	$1,327 (73.1)	$1,209 (61.5)	$1,235 (n.a.)

(a) Ces moyennes diffèrent des estimations publiées pour 1984 à cause du sous-ensemble particulier de répondants et de l'absence des coefficients de pondération finals.

les cycles subséquents sont présentés comme une forme de suivi pour le premier cycle, dans la CE Interview Survey ils portent sur une période trois fois plus longue que celle du premier cycle et les répondants doivent fournir des renseignements détaillés sur leur revenu. Ce fardeau de réponse supplémentaire ainsi que le rythme accru de l'interview, qui en découle, influent de façon négative sur les dépenses déclarées, même pour le premier mois de la période de référence de ces cycles. Par ailleurs, on peut recourir à un plus grand nombre de pièces justificatives (ex.: carnets de chèques, factures) dans les cycles subséquents, ce qui réduit les risques de télescopage. Bien que propice au télescopage externe, l'interview réalisée dans le premier cycle est plus simple que les interviews subséquentes, surtout pour ce qui a trait aux catégories de dépenses susceptibles de varier beaucoup selon la durée de la période de référence et la taille du ménage (par ex.: vêtements). L'importance relative de ces facteurs devrait être analysée sur le terrain et dans les laboratoires de psychologie cognitive.

Nous avons établi des estimations indépendantes des dépenses moyennes pour le premier cycle, déduction faite de l'effet de télescopage, en nous servant des deux séries d'estimations du tableau 4. Nous avons calculé ces dépenses moyennes ($\bar{x}_{B1}$) en divisant les dépenses moyennes pour la période de référence non délimitée par l'effet de télescopage estimé:

$$\bar{x}_{B1} = \bar{x}_U/(1 + b_C). \tag{5}$$

Les résultats pertinents sont résumés dans le tableau 5 selon chaque groupe de biens. Dans les deux cas, les dépenses moyennes estimées pour le premier cycle (déduction faite de l'effet de télescopage) sont supérieures aux dépenses moyennes estimées pour l'ensemble de la période de référence des cycles subséquents (voir colonne 2). En ce qui concerne les vêtements, l'écart est de 10% lorsqu'il n'y a pas d'effet de conditionnement et de 16% dans le cas contraire. Pour ce qui a trait aux articles et accessoires d'ameublement, l'écart est moins prononcé: 3% lorsqu'il n'y a pas d'effet de conditionnement et 5% dans le cas contraire. On peut expliquer ces écarts par le fait que le premier cycle d'interviews est caractérisé par une période de référence plus courte et un fardeau de réponse moins exigeant. Les différences de moyennes entre les deux groupes de biens et les résultats observés pour certaines catégories de dépenses impliquent que la qualité des renseignements fournis tend à s'accroître dans ce cas pour les articles peu chers, tandis que pour les articles d'une catégorie de prix supérieure, ce gain devient négligeable.

4. CONCLUSIONS

Cet article a permis d'analyser l'effet de télescopage qui peut se produire dans les interviews qui n'ont pas de période de référence délimitée. Cet effet peut être considérable, surtout pour ce qui a trait aux événements qui laissent un souvenir plus profond. Ainsi, selon des données de la Consumer Expenditure Interview Survey aux É.-U., les estimés des montants consacrés à l'achat de biens durables à l'occasion d'une interview avec période de référence d'un mois non délimitée peuvent être de 30 à 50% supérieurs aux montants réels des dépenses. Cet écart est normalement moindre en ce qui concerne l'achat de biens non durables ou semi- durables. Ces observations viennent confirmer les résultats d'autres études faites sur la question. Notre étude a montré que l'effet de télescopage externe est beaucoup plus grand que l'effet de télescopage interne pour la période de référence de trois mois des cycles subséquents. De plus, elle a montré que les dépenses moyennes pour le premier cycle de l'enquête par panel étudiée étaient plus élevées que les dépenses moyennes pour l'ensemble des cycles subséquents, même après avoir déduit l'effet de télescopage estimé. Comme le premier cycle de cette enquête a une période de référence d'un mois, nous pouvons en conclure qu'en réduisant la période de référence, on peut s'attendre à des estimations de bien meilleure qualité. On pourrait penser à une amélioration d'au moins 10% dans le cas des dépenses qui se répètent souvent; toutefois, ce pourcentage deviendrait négligeable pour les dépenses de plus grande envergure qui ne se répètent à peu près pas.

Bien que la période de référence d'un mois est ce qui explique principalement le niveau plus élevé des estimations, il y a d'autres facteurs à considérer. Les effets de conditionnement, qu'on a supposés constants dans cette étude, peuvent varier avec les cycles. les estimés basés sur une période de référence d'un mois seraient encore plus élevés si on supposait des effets de conditionnement plus importants entre le premier et le deuxième cycle. Afin de mieux comprendre le conditionnement des panels, on devrait faire des recherches sur les aspects cognitifs de l'interview tels la coopération et l'implication des répondants, et l'attitude des intervieweurs face à la collecte des données. Dans le même ordre d'idées, on devrait aussi se pencher sur les différences d'effets entre les catégories de dépenses. Des études sur le terrain et en laboratoire portant sur ces aspects de la collecte des données pourraient améliorer la méthodologie des enquêtes par panel.

REMERCIEMENTS

L'auteure tient à remercier les arbitres ainsi que Stuart Scott et Sylvia Leaver pour leurs commentaires.

ANNEXE

(1) Description de certaines catégories de dépenses

VÊTEMENTS

Vêtements divers et vêtements combinés: vêtements de nuit, vêtements de détente, accessoires, uniformes et vêtements pour enfants de moins de 2 ans.

Autres vêtements et accessoires, services vestimentaires: montres, bijoux, matériel de couture pour la confection, services de réparation et de retouche, et location et entreposage de vêtements.

ARTICLES ET ACCESSOIRES D'AMEUBLEMENT

Autres appareils: petits appareils électriques pour la cuisine et les soins personnels.

Gros articles ménagers et matériel de détente: tondeuses à gazon, climatiseurs d'appartement, téléviseurs, chaînes stéréo et bicyclettes.

Autres articles ménagers et autre matériel de détente: postes de radio, magnétophones, outils, calculatrices, matériel de camping ou de sport, et matériel de divertissement pour enfants.

(2) Estimation de l'effet de télescopage

(d'après Neter et Waksberg (1965), p. 33-37).

Pour chaque catégorie de dépenses

Soit: $\bar{x}_U$ = moyenne d'échantillon pour période de référence d'un mois non délimitée;

$\bar{x}_B$ = moyenne d'échantillon pour période de référence d'un mois délimitée (non observée directement dans la CE Interview Survey);

$\bar{x}_2, \bar{x}_3$ = moyenne d'échantillon d'un mois pour les cycles 2 et 3 respectivement, calculées au moyen des premier et second mois de référence.

Définissons: l'effet de télescopage β, dans l'hypothèse où il n'y a pas d'effet de conditionnement,

$$\beta = (E\bar{x}_U/E\bar{x}_B) - 1; \tag{1}$$

l'effet de conditionnement α entre deux cycles successifs

$$\alpha = 1 - (E\bar{x}_{i+1}/E\bar{x}_i). \tag{2}$$

Alors, en supposant que le conditionnement vient s'ajouter au télescopage,

$$\beta_C = (E\bar{x}_U/E\bar{x}_B)(1 - \alpha) - 1 \tag{3}$$

est l'effet de télescopage dans l'hypothèse où il y a un effet de conditionnement.

Étant donné l'effet de conditionnement estimé entre le second et le troisième cycle, $a = 1 - (\bar{x}_3/\bar{x}_2)$, la moyenne estimée pour une période de référence d'un mois délimitée est:

$$\begin{aligned} \bar{x}_B &= (\bar{x}_2 + \bar{x}_3)/2 \\ &= (\bar{x}_2 + \bar{x}_2(1 - a))/2 \\ &= \bar{x}_2(1 - a/2). \end{aligned} \tag{4}$$

Si nous supposons un effet de conditionnement constant et que nous utilisons les équations (3) et (4), l'effet de télescopage estimé, b_C, est:

$$b_C = (\bar{x}_U/\bar{x}_B)(1 - a)(1 - a/2) - 1. \tag{5}$$

BIBLIOGRAPHIE

BAILAR, B.A. (1989). Information needs, surveys, and measurement errors. *Panel Surveys*, (Éds. D. Kasprzyk, G. Duncan, G. Kalton, et M.P. Singh). New York: Wiley, 1-24.

BIDERMAN, A.D., et CANTOR, D. (1984). A longitudinal analysis of bounding, respondent conditioning, and mobility as sources of panel bias in the national crime survey. *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, 708-713.

CANTOR, D. (1985). Operational and substantive differences in changing the NCS reference period. *Proceedings of the Social Statistics Section, American Statistical Association*, 128-137.

GIESEMAN, R. (1987). The consumer expenditure survey: Quality control by comparative analysis. *Monthly Labor Review*, mars, 8-14.

JOHNSON, R.A., et WICHERN, D.W. (1988). *Applied Multivariate Statistical Analysis*. 2ième édition, Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall, 188-190.

KALTON, G., KASPRZYK, D., et McMILLEN, D. (1989). Nonsampling errors in panel surveys. *Panel Surveys*, (Éds. D. Kasprzyk, G. Duncan, G. Kalton, et M.P. Singh). New York: Wiley, 249-270.

LOFTUS, E. (1986). Survey remembering. *Proceedings of the Second Annual Research Conference*, Bureau of the Census, Washington, D.C., 193-207.

MATHIOWETZ, N.A. (1985). The problem of omissions and telescoping error: New evidence from a study of unemployment. *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, 482-487.

MINGAY, D.J. (1987). Report on the consumer expenditure survey. *Questionnaire Design: Report on the 1987 BLS Advisory Conference*, (Éds. J. Bienias, C. Dippo, et M. Palmisano). Bureau of Labor Statistics, Washington, D.C., 129-138.

MURPHY, L.R., et COWAN, C.D. (1976). Effects of bounding on telescoping in the National Crime Survey. *Proceedings of the Social Statistics Section, American Statistical Association*, 633-638.

NETER, J., et WAKSBERG, J. (1964). A study of response errors in expenditures data from household interviews. *Journal of the American Statistical Association*, 59, 18-55.

NETER, J., et WAKSBERG, J. (1965). Response errors in collection of experimental data by household interviews: An experimental study. Technical Report No. 11, Bureau of the Census, Washington, D.C.

SILBERSTEIN, A.R. (1988). Selected first-interview effects in the Consumer Expenditure Interview Survey. *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, 485-490.

SILBERSTEIN, A.R., et JACOBS, C.A. (1989). Symptoms of repeated interview effects in the Consumer Expenditure Interview Survey. *Panel Surveys*, (Éds. D. Kasprzyk, G. Duncan, G. Kalton, et M.P. Singh). New York: Wiley, 289-303.

SILBERSTEIN, A.R. (1989). Recall effects in the U.S. Consumer Expenditure Interview Survey. *Journal of Official Statistics*, 2, 125-142.

SUDMAN, S., et BRADBURN N.M. (1974). *Response Effects in Surveys: A Review and Synthesis*. Chicago: Aldine.

U.S. BUREAU OF LABOR STATISTICS (1986). *Consumer Expenditure Survey: Interview Survey, 1984*. Washington, D.C., Bulletin No. 2267.