

No 11-522-XIF au catalogue

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

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



2005



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

INTÉGRATION DU TEMPS PASSÉ DANS L'ÉCHANTILLON AUX MODÈLES D'ENQUÊTE LONGITUDINALE

M. E. Thompson, C. Boudreau et P. Driezen¹

RÉSUMÉ

Les effets du temps passé dans l'échantillon comprennent les biais de renouvellement, les erreurs de mémoire qui varient avec le temps et le conditionnement lié au panel. De toute évidence, il importe de tenir compte de ces possibilités au moment de concevoir et d'analyser les données d'une enquête longitudinale avant et après une intervention. On doit aussi se demander comment distinguer ces effets de ceux de l'érosion ainsi que de l'impact réel de l'intervention. Il semble que le recours à des groupes témoins comparables et la reconstitution de l'échantillon au moment de chaque vague permettent de modéliser et de cerner les effets du temps passé dans l'échantillon. C'est ce que nous illustrons à l'aide de données tirées de l'enquête internationale sur la réglementation du tabac; il s'agit d'une enquête longitudinale auprès des fumeurs de quatre pays ayant adopté des mesures de lutte contre le tabagisme.

MOTS-CLÉS : Enquêtes longitudinales; Temps passé dans l'échantillon; Plan de cohorte

1. INTRODUCTION

1.1 Définition et exemples

Au moment du recrutement, on choisit des participants à une enquête longitudinale qui sont représentatifs d'une population. Ordinairement, certains participants se retirent au fil du temps, et le retrait peut être informatif en ce sens qu'il dépend des variables-réponses d'intérêt. Toutefois, même si le retrait est minime, les participants qui restent dans l'échantillon pour les deuxième et troisième vagues d'une enquête longitudinale peuvent différer subtilement de ceux qu'ils sont censés représenter, d'où ce qu'on appelle les effets du temps passé dans l'échantillon.

Dans une enquête longitudinale ou par panel ou encore dans une étude de cohorte, un effet du temps passé dans l'échantillon correspond à l'effet d'une déclaration antérieure d'un répondant sur les réponses courantes ou futures de ce répondant; il s'agit d'une dépendance des caractéristiques de la réponse sur la durée d'observation ou sur le nombre de fois qu'on a observé un répondant.

On connaît ce phénomène depuis longtemps. Bailar (1975) a relevé un biais de renouvellement dans la *Current Population Survey* des États-Unis : des participants avaient été sous observation pendant quatre mois, en dehors de l'échantillon pendant huit mois et sous observation de nouveau pendant quatre mois. Les estimations du chômage par cohorte ou par groupe de renouvellement avaient tendance à être plus élevées chez les groupes qui en étaient au début de leur première ou deuxième période de quatre mois. Ghangurde (1982) a signalé un phénomène semblable chez les groupes de renouvellement de l'Enquête sur la population active du Canada, dans laquelle la participation s'étend sur six mois consécutifs. Encore une fois, les estimations du chômage par groupe de renouvellement étaient les plus élevées chez le groupe recruté le plus récemment.

À prime abord, on pourrait croire que les taux de chômage sont plus élevés chez les personnes les plus portées à se retirer de l'échantillon au fil des mois. Toutefois, un examen des données recueillies aux États-Unis comme au

¹ M. E. Thompson, Université de Waterloo, Waterloo (Ontario), Canada N2L 3G1 (methomps@uwaterloo.ca); C. Boudreau, Université de Waterloo, Waterloo (Ontario), Canada N2L 3G1 (cboudrea@uwaterloo.ca); P. Driezen, Université de Waterloo, Waterloo (Ontario), Canada N2L 3G1 (prdrieze@uwaterloo.ca).

Canada semble révéler qu'une autre influence entrait aussi en ligne de compte. Les écarts entre les groupes de renouvellement avaient tendance à persister après les rajustements en fonction de la non-réponse et de l'érosion.

Il est bien connu que dans les enquêtes sur la nutrition, l'apport moyen déclaré de diverses composantes alimentaires a tendance à diminuer avec le temps passé dans l'échantillon. On effectue donc un rajustement pour rapprocher les mesures prises au moment des différentes vagues. Or, les variances des mesures de l'apport ont aussi tendance à diminuer. Nusser *et coll.* (1996) ont adopté une approche fondée sur la transformation pour estimer l'apport quotidien habituel. Leur premier rajustement par régression a modifié les données pour supprimer les effets de séquence dans la moyenne des distributions de l'apport pour des journées successives de l'enquête. En raison de la possibilité d'effets d'ordre supérieur du temps passé dans l'échantillon, ils ont décidé d'uniformiser la variance de l'échantillon pour les journées d'enquête postérieures à la première en fonction de la variance de l'échantillon observée le premier jour.

Wilson et Howell (2005) ont examiné les tendances de l'arthrite selon l'enquête longitudinale *Health and Retirement Study* (HRS) des États-Unis :

« Dans la présente étude, nous montrons que 1) dans l'enquête longitudinale *Health and Retirement Study* (HRS), la prévalence de l'arthrite selon l'âge (...) a augmenté de façon marquée depuis le début de l'enquête en 1992 et que 2) cette hausse est presque certainement illusoire. Dans les périodes pour lesquelles les ensembles de données sont comparables, nous ne trouvons pas de hausse semblable selon l'enquête transversale *National Health Interview Survey* (NHIS) (...) Même si, selon la HRS, la prévalence augmente de façon marquée entre 1992 et 1996 chez les personnes de 55 et 56 ans, la prévalence pour ce groupe d'âge tombe à son niveau de 1992 chez la nouvelle cohorte ajoutée en 1998, puis augmente rapidement de nouveau entre 1998 et 2002. »

Les auteurs ont démontré que les divergences n'étaient pas attribuables à l'érosion de l'échantillon de la HRS en déterminant une limite inférieure de la tendance à la hausse et en supposant que les participants absents de l'enquête de suivi restaient dans le dernier état de maladie observé, c'est-à-dire qu'ils ne contribuaient pas à la tendance à la hausse. L'explication des auteurs était la suivante :

« La participation à une vaste enquête sur la santé incite les participants à se préoccuper davantage de leur santé et, par conséquent, à consulter un médecin plus souvent qu'ils ne le feraient autrement. »

Thompson (2004) a relevé la possibilité de phénomènes semblables relativement à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada. L'incidence dans l'échantillon longitudinal de l'ENSP à consulter des spécialistes de la médecine douce a augmenté rapidement au cours des trois premiers cycles. En outre, les taux de rechute déclarés en 1998 par les femmes qui fumaient en 1994 et qui avaient cessé de fumer en 1996 étaient plus faibles que prévu, de l'ordre d'environ 50 %. Chacune de ces tendances s'expliquait en partie par une sensibilisation accrue résultant de la participation à l'enquête.

1.2 Origines et répercussions des effets du temps passé dans l'échantillon

Selon le contexte, on a avancé diverses explications des phénomènes liés au temps passé dans l'échantillon. Les répondants peuvent, au moment de la vague en cours, tenter de rendre leurs réponses cohérentes avec leurs réponses antérieures; c'est ce qu'on appelle l'« effet socratique » (Jagodzinski *et coll.*, 1987). Ils peuvent se fatiguer de l'enquête et renoncer à réfléchir à leurs réponses. Ils peuvent apprendre, d'après les interviews antérieures, que certaines réponses sont moins acceptables socialement ou qu'elles donnent lieu à des questions d'approfondissement, et modifier stratégiquement leurs réponses subséquentes (Bailar, 1975). Même en faisant abstraction des répercussions des influences étudiées, la participation à une enquête par panel peut entraîner des changements d'attitude et de comportement; c'est ce qu'on appelle le « conditionnement lié au panel » (Duncan et Kalton, 1987). Pour certains types de questions, le rappel peut s'améliorer d'un cycle au suivant; peut-être est-il plus facile d'interpréter « au cours des 30 derniers jours » ou « au cours des 24 dernières heures » la deuxième ou la troisième fois qu'on est interviewé. Biderman et Cantor (1984) proposent une analyse intéressante.

Les répercussions sur les analyses comprennent essentiellement, dans les moyennes, le biais lié au temps passé dans l'échantillon, ainsi qu'une baisse de la variabilité des réponses. Mais les effets du temps passé dans l'échantillon peuvent aussi entraver la détermination des effets du vieillissement, comme dans l'étude sur l'arthrite, ou des effets des variations contextuelles, comme dans le cas de l'enquête internationale sur la réglementation du tabac (EIRT) abordée dans la prochaine section. La distinction entre les effets du temps passé dans l'échantillon et ceux de l'érosion de l'échantillon est assez complexe.

2. ENQUÊTE INTERNATIONALE SUR LA RÉGLEMENTATION DU TABAC

2.1 Plan d'enquête

L'enquête principale du projet d'évaluation des politiques en matière de réglementation du tabac est l'enquête internationale menée par M. Geoffrey Fong, professeur de psychologie à l'Université de Waterloo (Fong *et coll.*, 2006). Il s'agit d'une enquête longitudinale internationale auprès d'environ 2 000 fumeurs de chacun des quatre pays suivants : le Canada, les États-Unis, le Royaume-Uni et l'Australie. Les vagues sont à peu près annuelles : la vague 1 a eu lieu à la fin de 2002, et la vague 4, à la fin de 2005. L'objectif principal de l'enquête consiste à évaluer l'impact et l'efficacité de nouvelles mesures de lutte contre le tabagisme en comparant les modifications de comportement observées dans les pays ayant adopté une nouvelle politique en ce sens aux modifications de comportement (ou à leur absence) observées dans d'autres pays où de telles mesures n'existent pas. Par exemple, nous avons constaté les effets d'une interdiction de la publicité des produits du tabac au Royaume-Uni en comparant les modifications de comportement de l'échantillon de fumeurs du Royaume-Uni à celles observées dans les trois autres pays avant et après l'interdiction (Harris *et coll.*, 2006).

L'échantillonnage et la collecte de données reposent sur des bases de sondage à composition aléatoire (CA) et le plan d'échantillonnage des ménages de fumeurs approxime l'échantillonnage aléatoire stratifié avec répartition proportionnelle. La rétention par vague varie entre 80 % et 60 %; c'est aux États-Unis qu'elle est régulièrement la plus faible. Les répondants absents de l'enquête de suivi sont remplacés par une nouvelle cohorte au moment de chaque vague, selon le même plan d'échantillonnage qu'au début. L'échantillon reconstitué est pondéré en fonction des chiffres de la prévalence tirés d'enquêtes nationales de référence, et l'échantillon pondéré et combiné de fumeurs semble raisonnablement représentatif non seulement en fonction de l'âge et du sexe, mais aussi en fonction de la consommation de cigarettes.

La conception des cohortes est imparfaite : après la première cohorte, la taille de l'échantillon est déterminée par l'érosion plutôt que par une analyse de précision. Toutefois, l'une des raisons pour lesquelles on a adopté cette démarche découle de l'expérience acquise avec une autre enquête semblable, toujours en cours, dans laquelle on soupçonnait fortement l'existence d'effets du temps passé dans l'échantillon pour certaines variables clés.

2.2 Réponses dans le temps

Nous avons examiné l'évolution de variables clés dans les données de l'EIRT pour les trois premières vagues. Nous avons d'abord utilisé des tracés comme ceux des figures 1 à 3 pour obtenir une idée générale des effets éventuels du temps passé dans l'échantillon.

Pour la figure 1, la question posée aux répondants au moment de chaque vague et portant sur les six derniers mois était la suivante :

Parlons maintenant de la publicité ou de l'information concernant les dangers du tabac ou les avantages de cesser de fumer. Au cours des six derniers mois, soit depuis [...], à quelle fréquence avez-vous remarqué ce genre de publicité ou d'information? (*lire les réponses possibles*)

- 01 – Jamais
- 02 – Rarement
- 03 – Parfois
- 04 – Souvent
- 05 – Très souvent

Aucune campagne nationale anti-tabac n'était en cours pendant la période d'observation, mais il y avait certainement des campagnes en cours dans des territoires infranationaux, qui seront un jour documentées systématiquement.

Les « échantillons transversaux », représentés par les lignes continues, montrent les proportions de réponses « souvent ou très souvent » qui diminuent, puis qui augmentent. La cohorte 1 est composée de répondants présents au moment des trois vagues. Sauf en Australie, la cohorte 1 accuse une baisse plus marquée entre les vagues 1 et 2, mais reste à peu près constante entre les vagues 2 et 3. La cohorte 2 est composée de répondants recrutés au moment de la vague 2 qui sont aussi présents au moment de la vague 3. Sauf aux États-Unis, la cohorte 2 se situe d'abord à peu près au même niveau que la cohorte 1 et accuse la même baisse. La propension à remarquer semble donc diminuer avec la présence dans l'échantillon. Cette tendance s'expliquerait-elle par la hausse des taux de retrait des personnes qui ont remarqué davantage les messages? La position de la ligne continue au moment de la vague 2 est une moyenne pondérée du niveau de la cohorte 2, de celui de la cohorte 1 et de celui (non montré) des participants de la vague 2 qui ne sont compris dans aucune des deux cohortes. Comme la position de la ligne continue et celle de la cohorte 1 sont proches, il semble que les personnes qui se retirent après la vague 2 sont celles qui remarquent moins souvent l'information au moment de la vague 2. De même, la ligne continue et la position de la cohorte 2 sont proches au moment de la vague 3.

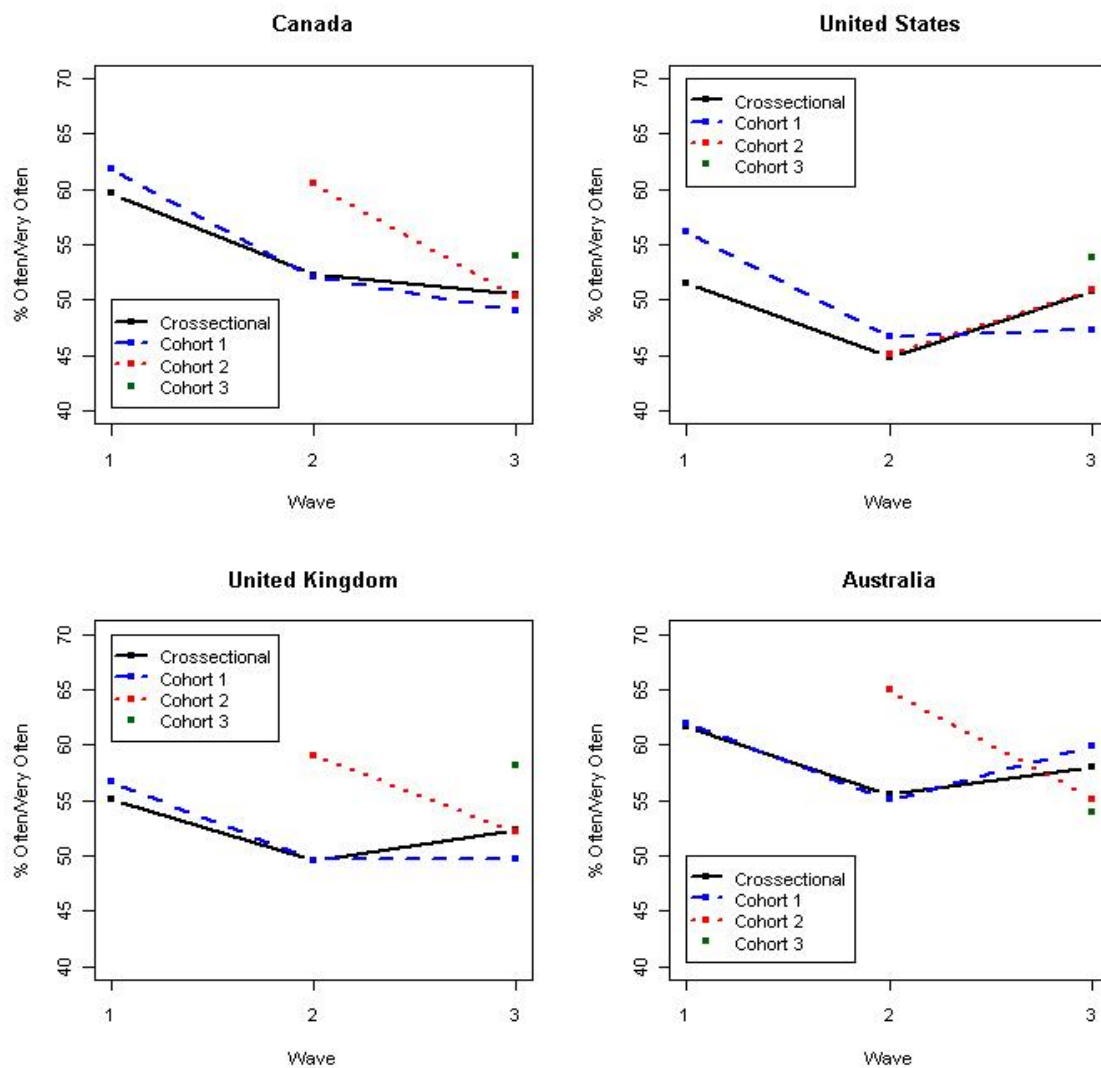


Figure 1 : Pourcentages de personnes ayant remarqué l'information concernant les dangers du tabac, par pays et par cohorte

Pour cette question, une analyse par équations d'estimation généralisées (EEG) montre l'effet important d'une covariable « temps passé dans l'échantillon ».

On n'observe pas ce genre de tendance pour toutes les variables. Par exemple, il n'y a pas de tendance à la baisse ni à la hausse de la perception de l'état de santé. Toutefois, dans l'EIRT, ce genre de variation est assez courant pour les variables « propension à remarquer ». La figure 2 montre que dans les quatre pays, on a observé une baisse de la propension à remarquer la promotion des produits du tabac. La baisse entre les vagues 1 et 2 était (de beaucoup) plus marquée au Royaume-Uni, pays qui avait interdit la publicité. Encore une fois, nous voyons qu'en l'absence d'intervention, les nouvelles cohortes ont tendance à remarquer davantage.

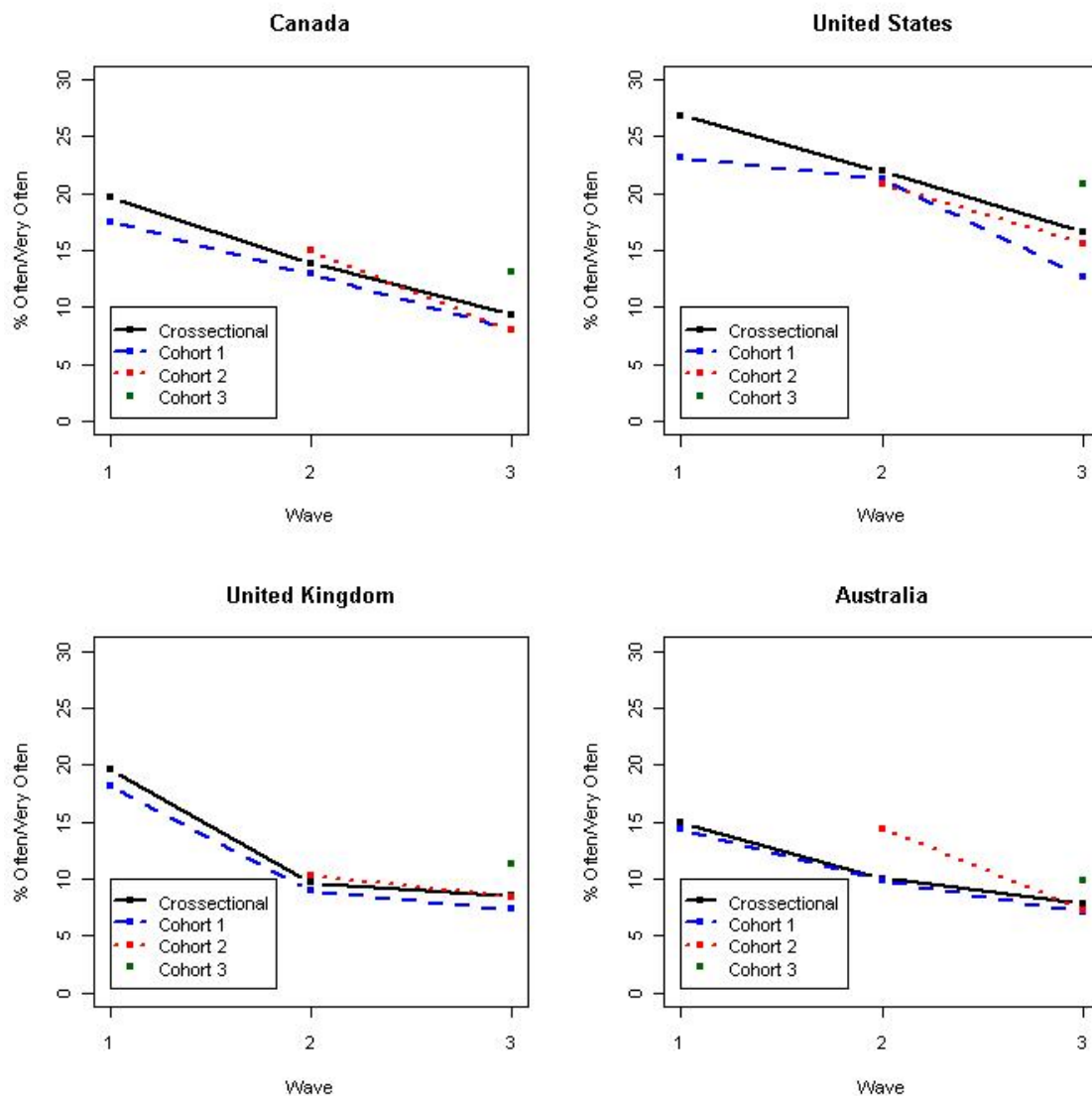


Figure 2 : Pourcentages de personnes ayant remarqué la promotion des produits du tabac, par pays et par cohorte

La figure 3 montre qu'entre les vagues 1 et 2, la propension à remarquer les messages d'avertissement avait tendance à diminuer au sein d'une cohorte, sauf au Royaume-Uni, où l'on a adopté de nouveaux messages d'avertissement.

Les conclusions générales de notre analyse sont les suivantes : certaines variables semblent montrer un effet du temps passé dans l'échantillon, contrairement à d'autres; dans une certaine mesure, le plan nous permet d'établir une distinction entre le temps passé dans l'échantillon et l'érosion. De façon générale, il semble exister une cohérence qualitative entre les pays; la « propension à remarquer » semble diminuer avec le temps passé dans l'échantillon.

Cet effet est-il important? Dans le cas de l'EIRT, il est certainement très important. Les enquêteurs tentent d'évaluer l'impact de changements de politique axés sur un grave problème de santé publique qui sévit depuis longtemps; or, l'une des façons d'y arriver consiste à tenter de comprendre comment divers types de message influencent les connaissances, les croyances et l'intention de cesser de fumer. La propension à remarquer est à la fois un résultat et une variable médiatrice éventuelle entre une politique et l'évolution des croyances et des comportements. Il faut donc pouvoir mesurer la propension à remarquer ou un substitut valable.

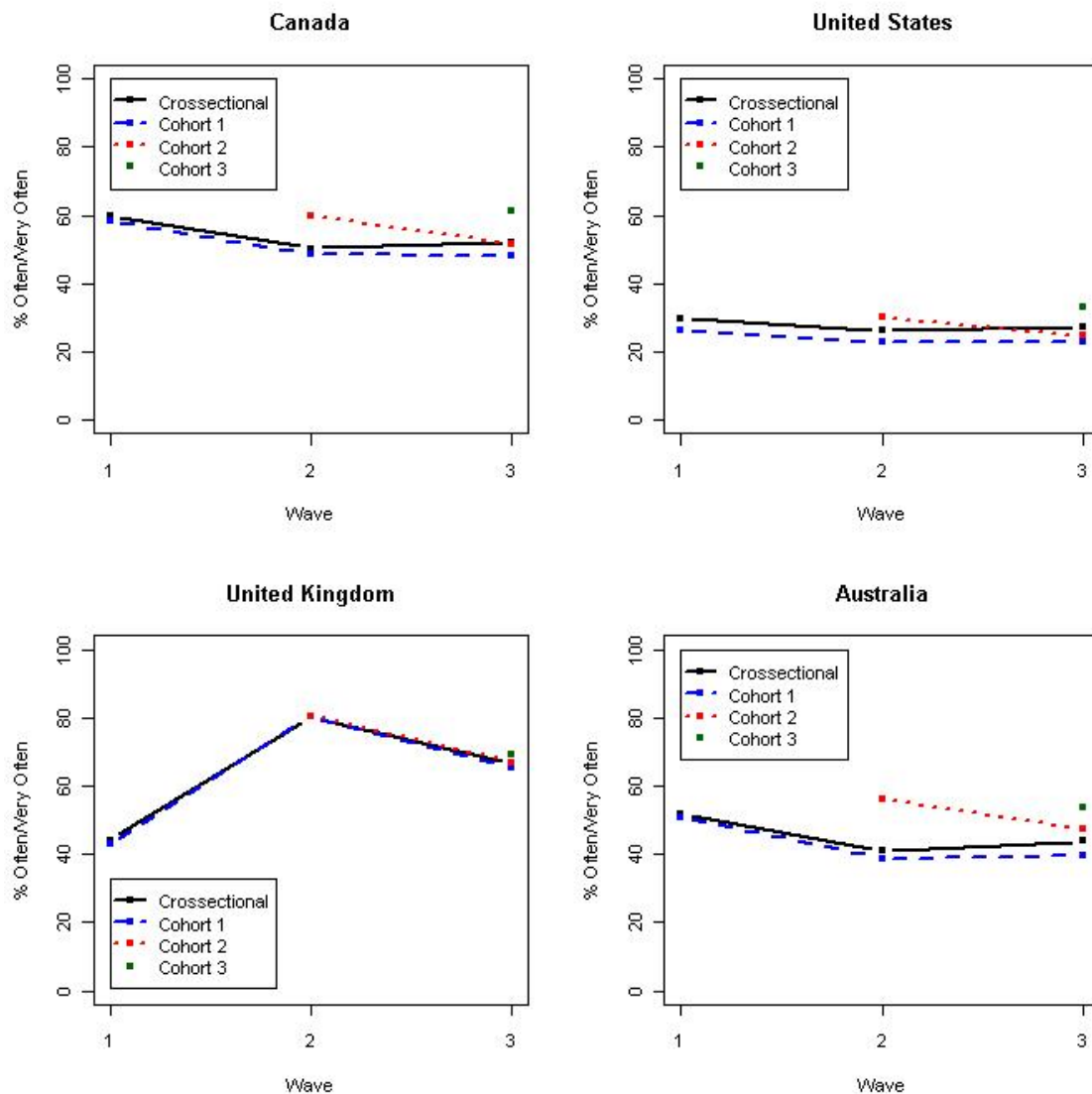


Figure 3 : Pourcentages de personnes ayant remarqué les messages d'avertissement au cours du dernier mois, par pays et par cohorte

Figures 1 à 3

United States = États-Unis
United Kingdom – Royaume-Uni
Australia = Australie
% Often/Very Often = % Souvent/Très souvent
Crosssectional = Échantillon transversal
Cohort = Cohorte
Wave = Vague

Nous avons envisagé des explications possibles aux effets que nous semblons observer. Ces derniers sont paradoxaux, car on pourrait s'attendre à ce que le répondant remarque davantage les messages après avoir été interrogé à ce sujet. Comme nous le verrons dans la prochaine section, la réponse ne semble pas tenir à des stratégies conçues pour terminer l'interview rapidement. Les questions concernant la propension à remarquer débouchent souvent sur d'autres modules, mais ces derniers ne sont ni longs ni ennuyeux. L'explication la plus plausible semble liée à un traitement cognitif différent de la question faisant appel à la mémoire, la deuxième et la troisième fois qu'on la pose.

2.3 Modèles intégrant les effets du temps passé dans l'échantillon

Dans des données longitudinales, on peut intégrer directement une covariable « temps passé dans l'échantillon » à un modèle EEG, même en utilisant des poids d'enquête avec un logiciel courant. Toutefois, les modèles EEG sont secondaires et ils mesurent l'association des réponses successives d'une personne par le biais de la modélisation des covariances. En outre, ils ne représentent que des modèles probabilistes cohérents à l'interne et ils mesurent mal une érosion qui n'est pas entièrement aléatoire. Lorsqu'on étudie les effets du temps passé dans l'échantillon, il est intéressant d'envisager des modèles de courbe de croissance à coefficients aléatoires. Dans le cas de résultats continus, on utiliserait la forme générale d'un modèle linéaire à effets mixtes pour un résultat vectoriel $Y_i = (Y_{i1}, \dots, Y_{ip})'$, représentant des observations répétées pour une personne i :

$$Y_i = X_i\beta + Z_i b_i + \varepsilon_i \text{ où } b_i \sim N(0, \sigma_b^2) \text{ et } \varepsilon_i \sim N_p(0, \sigma^2 I_p).$$

Avec les données de l'EIRT, nous avons utilisé R pour ajuster un modèle au logarithme du temps pris pour mener l'interview, à l'aide d'un modèle linéaire à effets mixtes. Outre le temps passé dans l'échantillon, les covariables à effet fixe étaient le pays, le sexe, l'âge et l'ethnicité; la coordonnée à l'origine et la pente correspondant à la présence dans l'échantillon auraient pu être aléatoires, mais nous avons déterminé que seule la coordonnée à l'origine le serait. Le tableau 1 montre les résultats. Le coefficient du temps passé dans l'échantillon est significatif mais faible, d'où une légère augmentation de la durée de l'interview à mesure que se prolonge le temps passé dans l'échantillon.

Nous aurions pu approfondir l'analyse en ajoutant des indicateurs des tendances de l'érosion, soit un indicateur pour le retrait après une seule vague, un autre pour le retrait après deux vagues et des indicateurs pour les trois cohortes représentées par des tracés dans la section précédente.

En utilisant des méthodes numériques pour construire des modèles binaires et ordinaux à effets aléatoires, nous pourrions aborder de la même manière les questions concernant la propension à remarquer. Les covariables comprendraient des indicateurs pour les interventions.

Tableau 1 : Résultats de l'ajustement d'un modèle de courbe de croissance au logarithme de la durée de l'interview

	$\hat{\beta}$	erreur- type $(\hat{\beta})$	valeur prédictive		$\hat{\sigma}$	intervalle de confiance de 95 %
(Coordonnée à l'origine)	3,5687	0,00905	< 0,0001	(Coordonnée à l'origine)	0,0929	(0,0864, 0,0999)
Temps passé dans l'échantillon	0,000045	0,00001	< 0,0001	À l'intérieur de	0,2402	(0,2368, 0,2437)
Pays :			< 0,0001†			
Australie	0					
Canada	0,1025	0,00661	< 0,0001			
Roy.-Uni	0,0166	0,00651	0,0110			
États-Unis	0,0845	0,00796	< 0,0001			
Âge	0,0027	0,00018	< 0,0001			
Sexe :						
Femmes	0					
Hommes	0,0128	0,00492	0,0093			
Ethnicité	0,0581	0,01591	0,0003			

† test à trois degrés de liberté

3. CONCLUSION

Dans une enquête longitudinale, les effets du temps passé dans l'échantillon ne sont pas rares; il peut être difficile de distinguer les biais de mesure correspondants des effets respectifs du vieillissement, de l'intervention et de l'érosion. On peut tenter de concevoir une étude par observation pour distinguer ces effets en observant des populations parallèles avec et sans interventions et en ajoutant de nouvelles cohortes au moment de chaque vague. Les modèles qui intègrent des indicateurs du temps passé dans l'échantillon et de schéma d'érosion devraient permettre d'isoler les effets des interventions.

REMERCIEMENTS

Ce travail de recherche a été soutenu en partie par le Conseil de recherches en sciences naturelles et en génie (CRSNG). L'EIRT est financée par des subventions du U.S. National Cancer Institute/NIH (provenant du the Roswell Park Transdisciplinary Tobacco Use Research Center (TTURC), de P50 CA111236 et de R01 CA100362), des Instituts de recherche en santé du Canada (57897), de la Robert Wood Johnson Foundation (045734), du Australian National Health and Medical Research Council (265903), de Cancer Research UK (C312/A3726), du Australian Commonwealth Department of Health and Ageing, du Centre de recherche sur le comportement et d'évaluation des programmes de l'Institut national du cancer du Canada/Société canadienne du cancer et de l'Initiative canadienne de recherche pour la lutte contre le tabagisme.

RÉFÉRENCES

- Bailar, B. (1975), "The Effects of Rotation Group Bias on Estimates from Panel Surveys", *Journal of the American Statistical Association*, 70, pp. 23-30.
- 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 Section on Survey Research Methods of the American Statistical Association*.
- Duncan, G. J. et G. Kalton (1987), "Issues of Design and Analysis of Surveys Across Time", *International Statistical Review*, 55, pp. 97-117.
- Fong, G. T., K. M. Cummings, R. Borland, G. Hastings, A. Hyland, G. A. Giovino, D. Hammond et M. E. Thompson (2006), "The Conceptual Framework of the International Tobacco Control Policy Evaluation Survey", article soumis.
- Ghangurde, P. D. (1982), "Le biais de renouvellement de l'échantillon dans les estimations de l'EPA", *Techniques d'enquête*, 8, pp. 94-111.
- Harris, F., A. M. Mackintosh, S. Anderson, G. Hastings, R. Borland, G. T. Fong, D. Hammond, K. M. Cummings (2006), "The Effects of the Advertising/Promotion Ban in the United Kingdom on Awareness of Tobacco Marketing: Findings from the ITC Four Country Survey", *Tobacco Control*.
- Jagodzinski, W., S. Kuehnel et P. Schmidt (1987), "Is there a 'Socratic Effect' in Non-Experimental Panel Studies? Consistency of an Attitude Toward Guestworkers", *Sociological Methods and Research*, 15, pp. 259-302.
- Nusser, S. M., A. L. Carriquiry, K. W. Dodd et W. A. Fuller (1996), "A Semi-parametric Transformation Approach to Estimating Usual Daily Intake Distributions", *Journal of the American Statistical Association*, 91, pp. 1440-1449.
- Thompson, M. E. (2004), Uses of the National Population Health Survey in examining Health Behaviour Changes, with Particular Reference to Smoking Cessation.
<http://tdr.tug-libraries.on.ca/SWORDCSITE/DOCS/Rsummary04.html>
- Wilson, S. E. et B. L. Howell (2005), Do Panel Surveys Make People Sick? Arthritis Trends in the Health and Retirement Study", *Social Science and Medicine*, 60, pp. 2623-2627.