



N° 11-522-XIF au catalogue

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

Symposium 2003 : Défis reliés à la réalisation d'enquêtes pour la prochaine décennie

2003



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Recueil du Symposium 2003 de Statistique Canada
Défis reliés à la réalisation d'enquêtes pour la prochaine décennie

LA MÉTHODE DU PARTAGE DES POIDS ET L'ENQUÊTE EUROPÉENNE SUR LE REVENU ET LES CONDITIONS DE VIE

Pascal Ardilly et Pierre Lavallée¹

RÉSUMÉ

L'Enquête européenne sur le revenu et les conditions de vie (*European Survey on Income and Living Conditions, SILC*) remplacera le Panel européen à partir de 2004. Cette enquête longitudinale annuelle permettra de produire des statistiques annuelles comparatives sur la répartition des revenus, ainsi que sur la pauvreté et l'exclusion sociale. Bien que cette enquête soit longitudinale, elle devra aussi fournir des estimations transversales de qualité. Le plan de sondage préconisé pour SILC par Eurostat est un schéma rotatif basé sur quatre panels d'une durée de quatre ans chacun avec remplacement d'un panel tous les ans. Ce plan de sondage permet de répondre aux besoins longitudinaux et transversaux de l'enquête. Cependant, il pose des défis en matière de pondération. Après une description de l'enquête, cet article traite des pondérations longitudinale et transversale où, pour cette dernière, on utilise la méthode du partage des poids.

MOTS CLÉS : Enquête longitudinale, méthode du partage des poids, pondération.

1. INTRODUCTION

L'enquête européenne sur le revenu et les conditions de vie (*European Survey on Income and Living Conditions, SILC*) est une opération de grande envergure lancée en 2000 par Eurostat sous l'impulsion de la Commission de l'Union européenne. Prenant la suite du Panel européen de ménages qui a disparu fin 2001, elle a pour objectif de constituer annuellement, à partir de 2004 et pour chaque pays de l'Union européenne (UE), une source statistique unique sur les revenus et les conditions de vie, afin de mesurer l'exclusion sociale dans l'espace communautaire. SILC s'apparente à l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) développée par Statistique Canada (voir Lavigne et Michaud, 1998).

Le champ couvert au niveau ménage est l'ensemble des ménages dits « ordinaires » (c'est-à-dire à l'exception des communautés) résidant sur le territoire de l'État membre à la date de la collecte. En ce qui concerne les informations individuelles sur les revenus et les conditions de vie, le champ se limite aux individus de seize ans et plus présents dans les ménages en question. Chaque pays de l'UE devra donc fournir annuellement à Eurostat un fichier de micro-données avec la volonté de désagréger les concepts de la comptabilité nationale au niveau micro-économique. Ces données aboutiront aux calculs d'indicateurs sociaux structurels définis en commun par l'ensemble des pays de l'UE et destinés à alimenter le rapport annuel de la Commission dans les domaines de la répartition des revenus, de la pauvreté et de l'exclusion.

Les données comprendront une dimension *transversale* et une dimension *longitudinale*. La dimension longitudinale concerne des individus physiques, que l'on suit dans le temps, en particulier lorsqu'ils changent de logement.

Les modes d'échantillonnage et de collecte sont laissés à l'appréciation des États membres qui pourront retenir les modes les plus appropriés à leur propre contexte, sous contrainte que l'échantillonnage soit aléatoire et possède une bonne « représentativité » (les données peuvent être obtenues par enquête, par registre, par micro simulations, etc.). Il n'y a pas de lien imposé entre l'opération longitudinale et l'opération transversale, mais Eurostat préconise un système d'enquête transversale qui s'appuie sur l'échantillon longitudinal d'individus, selon un schéma rotatif qui renouvelle un quart de l'échantillon chaque année (un individu panel est donc interrogé au moins durant quatre années consécutives). Le règlement-cadre impose que l'enquête transversale dans l'ensemble des 15 États membres comprenne au moins 80 000 ménages répondants (soit 156 000 individus de 16 ans ou plus) et que l'enquête

¹ Pascal Ardilly, INSEE, 18 boul. Adolphe-Pinard, 75675 Paris CEDEX 14, France, (pascal.ardilly@insee.fr), Pierre Lavallée, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada, K1A 0T6 (pierre.lavallee@statcan.ca)

longitudinale, sur deux années de suite, permette d'interroger au moins 60 000 ménages (et 116 500 individus de 16 ans ou plus). Pour plus de détail sur SILC, on peut consulter Eurostat (2001) et Eurostat (2003), ainsi que la Commission européenne (2003 a/b) pour les règlements européens relatifs à cette enquête.

2. PRINCIPES GENERAUX ASSOCIES A SILC

2.1 Unités d'échantillonnage et unités d'observation

Pour SILC, on échantillonne des logements à partir d'une base de logements mise à jour de la construction neuve. Dans chaque logement sélectionné, on observe des individus physiques et des ménages, ces derniers constituant des grappes d'individus. Les unités longitudinales sont en fait les individus, c'est-à-dire que l'on suit les individus au cours du temps.

On sélectionne les individus de l'échantillon par *sondage indirect*. On procède ainsi en tirant au départ un échantillon de logements. Chaque logement mène alors à un ou plusieurs ménages, au sein desquels on sélectionne finalement l'échantillon des individus de l'enquête. Pour l'obtention des individus, on distingue deux options : (i) on tire l'ensemble des individus des ménages sélectionnés ou (ii) on se restreint à un individu (appelé individu Kish) tiré au hasard au sein de chaque ménage. L'option (i) permet d'obtenir de l'information individuelle couvrant tout le ménage et facilite ainsi la production de statistiques au niveau du ménage. Elle a cependant le désavantage de nécessiter la coopération de tous les individus du ménage, ce qui est plus contraignant (en particulier en cas d'absence). Ce problème est moins présent avec l'option (ii).

L'utilisation du sondage indirect pour l'obtention de l'échantillon de ménages et d'individus demande de bien gérer la relation logement-ménage. Cette relation peut être complexe si on adopte une méthodologie qui autorise un ménage à être enquêté au travers de plusieurs logements.

2.2 Stratégies d'échantillonnage dans le temps

Afin de constituer l'échantillon SILC au cours du temps, on peut envisager trois scénarios possibles :

Scénario 1 : Sélectionner un échantillon (pseudo) indépendant à chaque vague t ;

Scénario 2 : Sélectionner un échantillon tiré au temps initial t_0 , et suivre cet échantillon dans le temps, ce qui constitue un panel.

Scénario 3 : Sélectionner un échantillon partiellement renouvelé à chaque vague t , ce qu'on appelle un *échantillon rotatif*.

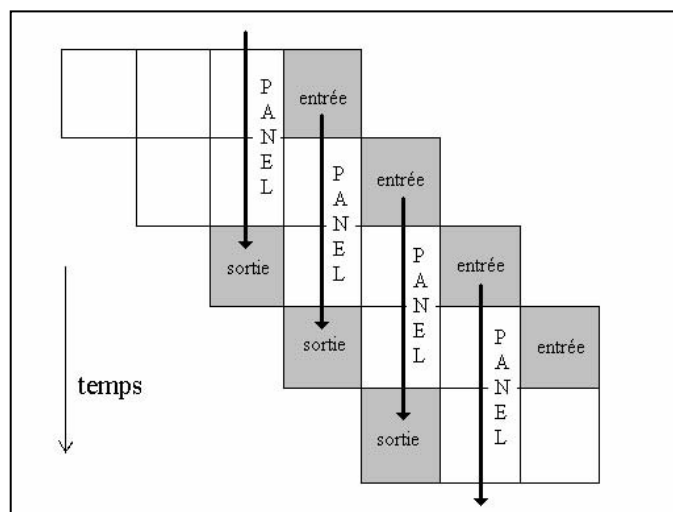
L'échantillonnage doit être conçu en fonction de la population à laquelle on s'intéresse. La population longitudinale est celle d'où est tiré l'échantillon à la date t_0 . La population transversale est celle de la date courante : c'est une population évolutive dans le sens où sa composition change avec les entrées (naissances, immigrants) et les sorties (morts, émigrants). SILC s'intéresse aux deux types de population et les trois scénarios possibles sont plus ou moins adaptés aux approches transversale et longitudinale. Le tableau suivant qualifie les trois scénarios en rapport avec les deux approches possibles.

Type d'échantillon	Approche transversale	Approche longitudinale
Indépendant	Naturelle	Possible mais moins efficace
Panel	Impossible sans tirage complémentaire	Naturelle
Rotatif	Possible	Possible

Parce que l'échantillonnage rotatif s'adapte bien tant à l'approche transversale que longitudinale, c'est ce dernier scénario qui a été retenu pour mener l'enquête SILC.

2.3 Principe, avantages et inconvénients du schéma rotatif

Figure 1. Tirage des panels.



L'échantillonnage rotatif fonctionne à partir d'une juxtaposition de panels d'individus physiques. Dans le cas de SILC, chaque panel a une durée limitée à quatre ans (ou quatre vagues). On tire chaque année un échantillon-panel entrant, tandis qu'un échantillon-panel sort. Chaque panel entrant est tiré selon le même plan de sondage à partir de la base de sondage de logements mise à jour. Le processus rotatif est présenté à la figure 1.

Le schéma rotatif possède les avantages traditionnels du panel comme, par exemple, la constitution d'un échantillon longitudinal où l'on peut effectuer des analyses évolutives. Cette technique présente en contrepartie la difficulté traditionnelle des panels d'individus, à savoir le coût du dépistage (suivi dans le temps). Grâce au système rotatif, on limite la charge des individus enquêtés (problème d'attrition) en réduisant à quatre années leur durée dans l'échantillon, avec le désavantage cependant de réduire la durée d'exploitation longitudinale des données. Le schéma rotatif — grâce au tirage chaque année d'un échantillon entrant représentant la population actualisée — permet finalement une adaptation naturelle de l'échantillon à l'évolution de la population, aussi bien dans l'approche longitudinale que dans l'approche transversale.

3. PONDERATION LONGITUDINALE

Dans SILC, l'unité d'observation est exclusivement l'individu, bien que l'on tire des logements. À la date α du tirage d'un sous-échantillon panel u_α donné, les poids initiaux w_k^α sont déterminés afin de représenter la population notée Ω_α .

Soit $s_t = \bigcup_{\alpha=t-3}^t u_\alpha$, l'échantillon résultant de l'union des quatre panels présents à la date t . Comme chaque panel u_α représente la population Ω_α définie à la date α , l'échantillon s_t représente la population Ω_t définie à la date t . Cela est rendu possible grâce au caractère rotatif du plan de sondage. En effet, comme le montre la figure 2, les naissances à la vague t peuvent être enquêtées via u_t , donc via s_t .

Soit $p_k^\alpha = \Pr[k \in u_\alpha]$, la probabilité que l'unité k soit tirée dans le panel u_α . Le poids de l'unité k de ce panel est donné par $w_k^\alpha = 1/p_k^\alpha$. De façon similaire, pour l'unité k de s_t , on déduit le poids longitudinal $w_{L,k}^t = 1/\pi_k^t$ où

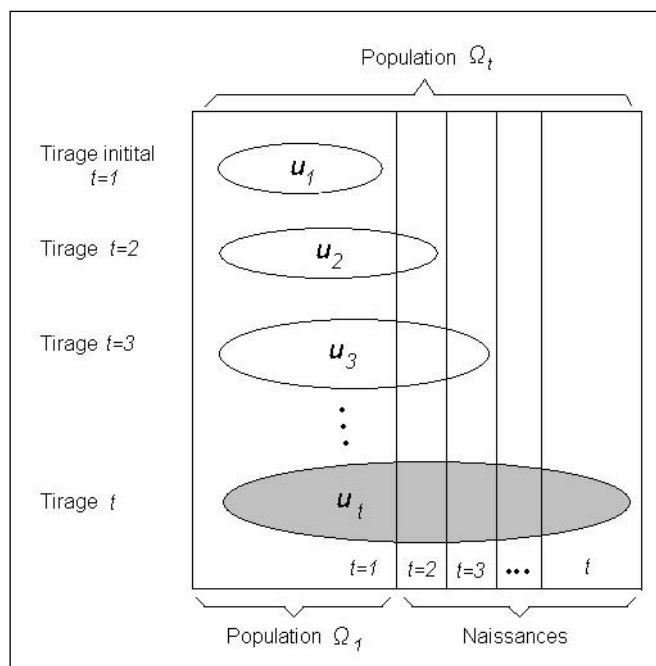
$$\pi_k^t = \Pr[k \in s_t] = \Pr[k \in \bigcup_{\alpha=t-3}^t u_\alpha].$$

Pour mener à bien des études sur l'évolution de paramètres entre deux vagues, disons t et $t+1$, on doit disposer d'un échantillon d'unités présentes dans les deux vagues. Cet échantillon est dit *cylindré*. Entre les vagues t et $t+1$, l'échantillon cylindré est donné par $s_{t,t+1} = \bigcup_{\alpha=t-2}^t u_\alpha$. Autrement dit, pour obtenir l'échantillon cylindré touchant aux vagues t et $t+1$, on doit utiliser les panels sélectionnés aux dates $t-2$, $t-1$ et t . Le poids de l'unité k de l'échantillon cylindré $s_{t,t+1}$ est alors donné — à une très légère approximation près — par

$$w_{L,k}^{t,t+1} = \frac{1}{\pi_k^{t,t+1}} = \left(\sum_{\substack{\alpha=t-2 \\ k \in \Omega_\alpha}}^t 1/w_k^\alpha \right)^{-1}$$

puisque l'on a $\pi_k^{t,t+1} = \Pr[k \in s_{t,t+1}] \approx \sum_{\alpha=t-2}^t p_k^\alpha = \sum_{\alpha=t-2}^t 1/w_k^\alpha$. Notons que si $k \notin \Omega_\alpha$ — ce qui est le cas des naissances après α — on a $p_k^\alpha = 0$. À partir de ces poids initiaux sans biais, les poids finaux seront obtenus après redressement et correction de la non-réponse totale.

Figure 2. Configuration longitudinale

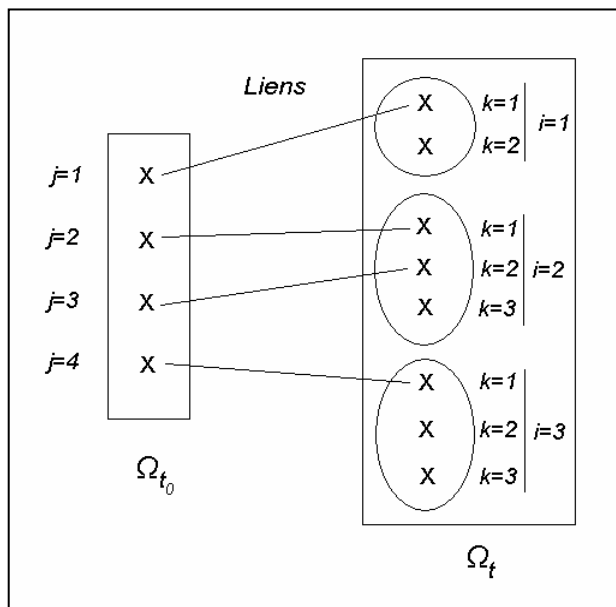


4. PONDERATION TRANSVERSALE

4.1 Population d'extrapolation : problème de représentativité

Du point de vue transversal, l'extrapolation porte sur la population à la vague courante. De manière plus générale, on peut dire que la population d'intérêt est celle définie à une date donnée t . La différence entre la population Ω_{t_0} de référence (d'où le panel est tiré) et la population évolutive Ω_t à une vague $t > t_0$ est due aux nouveau-nés et aux

Figure 3. Liens entre les populations Ω_{t_0} et Ω_t



immigrants (au sens large, c'est-à-dire tout ce qui n'est pas nouveau-né). Pour représenter ces derniers au sein de l'échantillon, il faut un échantillon complémentaire à l'échantillon panel. Notons qu'il a aussi une différence entre Ω_{t_0} et Ω_t due aux morts et aux émigrants, mais elle ne pose pas de problème car il suffit d'ignorer les individus disparus sans modifier les poids des autres individus. L'utilisation d'un échantillon complémentaire à l'échantillon panel complique singulièrement la détermination des poids transversaux, d'où l'utilisation de la *méthode du partage des poids*.

4.2 Un outil de base : le partage des poids

Soit Ω_{t_0} , la population « initiale » d'unités d'échantillonnage à t_0 (individus panel potentiels). Soit Ω_t , une population « finale » d'unités d'observation à la vague t . L'échantillon d'individus longitudinaux ayant été tiré dans Ω_{t_0} , l'échantillon complémentaire mentionné à la section 4.1 peut être obtenu par un sondage exhaustif au sein des ménages contenant au moins un de ces individus longitudinaux. Par cette méthode, on « capte » naturellement les nouveaux nés et les immigrants (du moins presque tous, voir 4.3). L'échantillon obtenu est constitué des individus « transversaux » qui se divisent en deux groupes : (i) les individus longitudinaux et (ii) les *cohabitants*, définis comme les individus de Ω_t présents à la vague t dans un ménage contenant au moins un individu longitudinal.

On définit un système de liens entre les deux populations Ω_{t_0} et Ω_t : on considère qu'un individu j de Ω_{t_0} est « lié » à un individu k de Ω_t présent dans le ménage i s'il s'agit du même individu (voir figure 3).

Du point de vue transversal, le principe d'échantillonnage est le suivant : on tire à t_0 des unités d'échantillonnage j qui constituent notre échantillon d'individus panel (ou individus longitudinaux) et on décide d'enquêter à la vague t toute la grappe i si et seulement si elle contient au moins un individu panel. Chaque grappe i enquêtée contient donc, par définition, au moins un individu panel, mais elle peut contenir aussi des cohabitants.

On dispose, pour les individus panels, de poids longitudinaux w_j^0 . Notons que, par définition, chaque unité j de Ω_{t_0} est associée à une unité k de Ω_t et on peut ainsi écrire $w_j^0 = w_k^0$ si l'individu j correspond à l'individu k . La question est alors de savoir comment pondérer les individus finalement enquêtés (individus panel et cohabitants) de sorte que les estimateurs produits à partir de ces individus soient sans biais. Autrement dit, on cherche des poids transversaux $w_{TR,k}^t$ de sorte que l'estimateur du total

$$\hat{Y}^t = \sum_{k \in \tilde{s}_t} w_{TR,k}^t y_k^t$$

soit sans biais, où \tilde{s}_t est l'échantillon des individus panel (noté s_t) augmenté des cohabitants.

La méthode du partage des poids est décrite par Ernst (1989) et par Deville (1998). Elle consiste à calculer la somme des poids de sondage associés aux individus panel (tirés à t_0) de chaque grappe i dans Ω_t (et vivants à t) et la diviser par le nombre total d'individus (individus panel et cohabitants) de la grappe i présents dans Ω_{t_0} (et vivants à t). On a donc

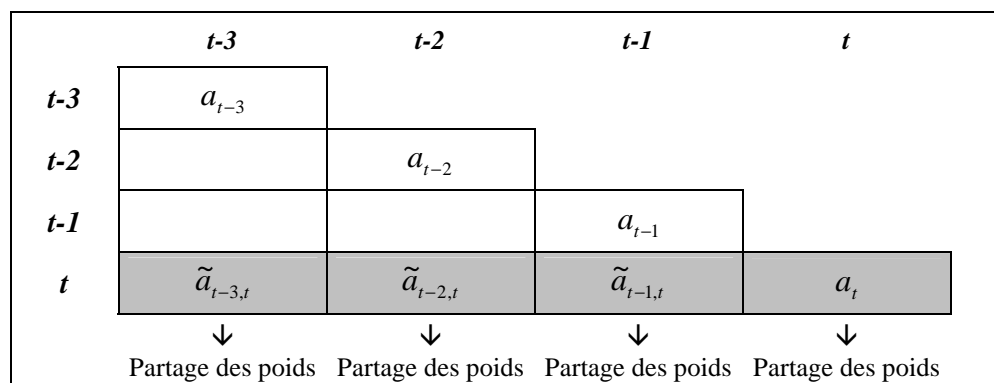
$$w_i^t = \frac{\sum_{\substack{k \in i \\ k \in \Omega_{t_0} \\ k \in s_t}} w_{ik}^0}{\sum_{\substack{k \in i \\ k \in \Omega_{t_0}}} 1}$$

Ensuite, pour un ménage i donné, on affecte ce poids w_i^t à tous les individus k du ménage i ; c'est-à-dire $w_{TR,k}^t = w_i^t$ pour $k \in i$. Lavallée (2002) a généralisé la méthode du partage des poids au cas où les deux populations Ω_{t_0} et Ω_t sont quelconques — les unités pouvant être différentes — et où les liens entre les deux populations ne sont pas nécessairement bijectifs. Notons que les ménages sans aucun lien avec Ω_{t_0} ne sont pas représentés par \tilde{s}_t (d'où le problème posé par l'existence de ménages composés seulement d'immigrants, voir 4.3).

4.3 Application au schéma rotatif

La méthode du partage des poids va s'appliquer à l'intérieur de chaque sous-échantillon (ou panel) u_α , comme le montre la figure 4. Il est aussi possible d'utiliser une approche globale qui consiste à considérer tous les panels à la fois. Cette approche offre une solution plus rigoureuse quoique moins intuitive que celle proposée dans le présent article. Elle requiert l'utilisation de la version généralisée de la méthode du partage des poids que l'on retrouve dans Lavallée (2002). L'approche globale est décrite, entre autres, par Merkouris (1999) dans le cadre de l'EDTR.

Figure 4. Application de la méthode du partage des poids



Pour chaque sous-échantillon u_α , la population d'inférence est la population complète à la vague t de l'enquête, c'est-à-dire Ω_t . Chaque ménage considéré à t , quelle que soit sa composition, a au moins un lien avec la population Ω_α de la date de tirage α sauf s'il est constitué uniquement de personnes ayant immigré de la vague $\alpha + 1$ à t . De toutes façons, chaque ménage enquêté à t va nécessairement contenir au moins un individu panel (provenant de l'un des u_α , $\alpha = t-3, \dots, t$), mais il peut aussi contenir des cohabitants que l'on peut ou non également retrouver dans des Ω_α , $\alpha = t-3, \dots, t$. La complication essentielle du processus de pondération vient du fait que la probabilité d'enquêter un ménage composé uniquement d'immigrants dépend de leurs dates d'implantation sur le territoire : plus ils sont arrivés récemment, moins il y a de panels u_α susceptibles de les contenir.

Pour l'enquête menée à la vague t , on note $\Omega_{\alpha,t}^{immig}$ la population d'immigrants à la date α , présents à t dans un ménage ne comprenant que des immigrants arrivés à une date égale ou postérieure à α ($t-3 \leq \alpha \leq t$). Notons qu'un individu k immigrant en α mais présent dans un ménage qui n'est pas constitué uniquement d'immigrants (on parlera alors d'immigrant « intégré ») n'occasionne aucun traitement particulier. En effet, il est traité de manière « standard » parce qu'il peut être enquêté par l'entremise d'un individu panel sélectionné dans un des u_α . Ainsi, on peut voir que la population Ω_t est constituée des individus déjà présents à $t-3$ sur le territoire, des immigrants intégrés à t , ainsi que des immigrants de $\Omega_{t-2,t}^{immig}$, $\Omega_{t-1,t}^{immig}$ et $\Omega_{t,t}^{immig}$.

Soit $\tilde{u}_{\alpha,t}$, l'échantillon transversal à la vague t associé à u_α . Cet échantillon contient des individus du panel u_α et des cohabitants. En appliquant la méthode du partage des poids à l'intérieur de chaque échantillon transversal $\tilde{u}_{\alpha,t}$, on obtient les poids $w_{TR,k}^{\alpha,t}$ pour chaque individu k enquêté à la vague t . On peut alors utiliser ces poids pour l'estimation de totaux à la vague t . On considère qu'il y a une probabilité nulle de rencontrer des cas de ménages à t qui contiennent des individus panels provenant d'échantillons $\tilde{u}_{\alpha,t}$ différents. En pratique, une telle situation n'est, de plus, pas souhaitable parce qu'un individu provenant d'un premier échantillon pourrait prolonger sa durée dans l'enquête en faisant partie d'un autre échantillon issue d'une vague ultérieure.

Soient Y^t , le vrai total des y_k^t sur Ω_t , et $Y_{\alpha,t}^{immig}$, le vrai total des y_k^t sur $\Omega_{\alpha,t}^{immig}$. En utilisant les unités de $\tilde{u}_{t-3,t}$ provenant du panel sélectionné à la date $\alpha = t-3$, on peut voir que la quantité $\sum_{k \in \tilde{u}_{t-3,t}} w_{TR,k}^{t-3,t} y_k^t$ estime sans biais le total $Y^t - Y_{t-2,t}^{immig} - Y_{t-1,t}^{immig} - Y_{t,t}^{immig}$. De la même manière, on vérifie que $\sum_{k \in \tilde{u}_{t-2,t}} w_{TR,k}^{t-2,t} y_k^t$ estime $Y^t - Y_{t-1,t}^{immig} - Y_{t,t}^{immig}$, que $\sum_{k \in \tilde{u}_{t-1,t}} w_{TR,k}^{t-1,t} y_k^t$ estime $Y^t - Y_{t,t}^{immig}$, et que $\sum_{k \in u_t} w_{TR,k}^{t,t} y_k^t$ estime Y^t . En combinant ces estimateurs de façon judicieuse, on peut obtenir un estimateur sans biais du total Y^t qui utilise les

données de tous les individus enquêtés à la vague t , c'est à dire tous les échantillons transversaux $\tilde{u}_{\alpha,t}$, $\alpha = t-3, \dots, t$. Pour ce faire, on distingue deux scénarios.

Scénario 1 :

Ce scénario est simple mais il repose sur une simplification qui génère en toute rigueur un biais : on « néglige » les individus de $\Omega_{\alpha,t}^{immig}$, $\alpha = t-2, t-1, t$ devant Ω_t . En d'autres mots, on suppose négligeable la population d'immigrants à la vague α (pour $\alpha = t-2, t-1, t$) présents à t dans un ménage ne comprenant que des immigrants arrivés à une date égale ou postérieure à α . Dans ce cas, $\sum_{k \in \tilde{u}_t} w_{TR,k}^t y_k^t / 4$ estime « à peu près » sans biais Y^t , où $\tilde{u}_t = \tilde{u}_{t-3,t} \cup \tilde{u}_{t-2,t} \cup \tilde{u}_{t-1,t} \cup u_t$ et où $w_{TR,k}^t = w_{TR,k}^{\alpha,t}$ pour $k \in \tilde{u}_{\alpha,t}$. Ainsi, le poids de chaque individu k de l'échantillon transversal \tilde{u}_t est donné par $w_{TR,k}^t / 4$.

Scénario 2 :

Ce scénario est plus compliqué mais il est aussi plus rigoureux. Il est clair que $\left(\sum_{u_t \cap \Omega_{t,t}^{immig}} w_{TR,k}^t y_k^t \right)$ estime $Y_{t,t}^{immig}$, car il s'agit d'une estimation sur le domaine $\Omega_{t,t}^{immig}$. De même, la quantité $\left(\frac{1}{2} \sum_{u_t \cap \Omega_{t-1,t}^{immig}} w_{TR,k}^t y_k^t + \frac{1}{2} \sum_{\tilde{u}_{t-1,t} \cap \Omega_{t-1,t}^{immig}} w_{TR,k}^{t-1,t} y_k^t \right)$ estime sans biais $Y_{t-1,t}^{immig}$, et $\left(\frac{1}{3} \sum_{u_t \cap \Omega_{t-2,t}^{immig}} w_{TR,k}^t y_k^t + \frac{1}{3} \sum_{\tilde{u}_{t-1,t} \cap \Omega_{t-2,t}^{immig}} w_{TR,k}^{t-1,t} y_k^t + \frac{1}{3} \sum_{\tilde{u}_{t-2,t} \cap \Omega_{t-2,t}^{immig}} w_{TR,k}^{t-2,t} y_k^t \right)$ estime $Y_{t-2,t}^{immig}$. De ces estimateurs, après quelques calculs sans difficulté particulière, on peut déduire le poids de l'unité k de \tilde{u}_t , donné par : $w_{TR,k}^t$ si k est dans $\Omega_{t,t}^{immig}$; $w_{TR,k}^t / 2$ si k est dans $\Omega_{t-1,t}^{immig}$; $w_{TR,k}^t / 3$ si k est dans $\Omega_{t-2,t}^{immig}$; $w_{TR,k}^t / 4$ dans tous les autres cas; où $\tilde{u}_t = \tilde{u}_{t-3,t} \cup \tilde{u}_{t-2,t} \cup \tilde{u}_{t-1,t} \cup u_t$ et où $w_{TR,k}^t = w_{TR,k}^{\alpha,t}$ pour $k \in \tilde{u}_{\alpha,t}$.

Il est important de noter que le second scénario demande de repérer l'appartenance éventuelle d'un individu aux populations $\Omega_{\alpha,t}^{immig}$. Ainsi, il faut prévoir une question individuelle portant sur la première année de présence de l'individu dans un logement échantillonnable. Comme pour les pondérations longitudinales, des redressements et corrections de non-réponse seront mis en oeuvre à partir des poids $w_{TR,k}^t$.

5. CONCLUSION

Nous avons vu que SILC est une enquête longitudinale annuelle d'envergure européenne. Afin de pouvoir produire des statistiques tant longitudinales que transversales, Eurostat préconise un schéma rotatif basé sur l'utilisation conjointe de quatre panels d'une durée de quatre ans chacun avec le remplacement d'un panel tous les ans. Ce plan de sondage présente de sérieux atouts, mais complique les pondérations longitudinale et transversale.

La pondération longitudinale s'effectue en combinant les panels de manière à obtenir un échantillon cylindré. Le nombre de panels utilisés dépend de la longueur de la période sur laquelle on veut mesurer une évolution. Par exemple, pour une période de deux ans, on utilise les données de trois panels.

L'ajout de cohabitants à l'échantillon est une méthode judicieuse qui permet d'assurer une « représentativité » transversale à partir d'un panel, mais en contrepartie la pondération transversale est complexifiée. Pour être en mesure d'associer un poids transversal à chaque individu enquêté (individu longitudinal ou cohabitant), on utilise la méthode du partage des poids.

Cet article n'a traité que la pondération de base de SILC, c'est-à-dire celle qui résulte de l'échantillonnage. Lors de l'implantation de SILC, il faudra dans un premier temps ajuster les poids pour tenir compte de la non-réponse. Ensuite, un redressement des poids à l'aide d'un calage sur marges sera effectué.

RÉFÉRENCES

- Commission européenne (2003a), "Règlement de codécision du Parlement européen et du Conseil européen (16 juin 2003)", *Journal Officiel de la Commission Européenne*, 3 juillet 2003.
- Commission européenne (2003b), "Règlements d'application de la Commission européenne", *Journal Officiel de la Commission Européenne*, 17 novembre 2003.
- Deville, J.-C. (1998), "Les enquêtes par panel : en quoi diffèrent-elles des autres enquêtes? suivi de: Comment attraper une population en se servant d'une autre ", *INSEE Méthodes*, No. 84-85-86, pp. 63-82.
- Ernst, L. (1989). "Weighting issues for longitudinal household and family estimates" in Kasprzyk, D., Duncan, G., Kalton, G., Singh, M.P. (eds.) *Panel Surveys*, New York: John Wiley and Sons, pp. 135-159.
- Eurostat (2001), "Sampling", article présenté au Groupe de travail sur les Statistiques sur le revenu et les conditions de vie, EU-SILC 51/01, 24-25 septembre 2001.
- Eurostat (2003), "First Ideas on Weighting", article présenté au Groupe de travail sur les Statistiques sur le revenu et les conditions de vie, EU-SILC 123/03, 10-11 juin 2003.
- Lavallée, P. (2002), *Le sondage indirect, ou la Méthode généralisée du partage des poids*, Belgique : Éditions de l'Université de Bruxelles, France : Éditions Ellipses.
- Lavigne, M., Michaud, S. (1998), "Aspects généraux de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu", document de travail de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, no. 98-05, Statistique Canada, mars 1998.
- Merkouris, T. (1999), "Cross-Sectional Estimation in Multi-Panel Household Surveys", document de travail de la Direction de la méthodologie, no. HSMD – 99 – 004E, Statistique Canada, octobre 1999.