

UNE PROCÉDURE DE REDRESSEMENT DU BIAIS DE NON-RÉPONSE : LE CAS DE L'ENQUÊTE ITALIENNE SUR LA FÉCONDITÉ URBAINE, 2001-2002

Anna Giraldo et Gianpiero Dalla Zuanna

I.N.E.D | *Population*

2006/3 - Vol. 61
pages 331 à 344

ISSN 0032-4663

Article disponible en ligne à l'adresse:

<http://www.cairn.info/revue-population-2006-3-page-331.htm>

Pour citer cet article :

Giraldo Anna et Dalla Zuanna Gianpiero, « Une procédure de redressement du biais de non-réponse : le cas de l'enquête italienne sur la fécondité urbaine, 2001-2002 », *Population*, 2006/3 Vol. 61, p. 331-344. DOI : 10.3917/popu.603.0331

Distribution électronique Cairn.info pour I.N.E.D.

© I.N.E.D. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

Une procédure de redressement du biais de non-réponse : le cas de l'enquête italienne sur la fécondité urbaine, 2001-2002

Anna GIRALDO* et Gianpiero DALLA ZUANNA*

Dans les enquêtes, l'erreur due à la non-réponse qui apparaît quand on ne réussit pas à recueillir l'information auprès de toutes les unités de l'échantillon (soit que les individus ne puissent pas être contactés, soit qu'ils refusent l'entretien) constitue un des problèmes les plus difficiles à traiter, tant sur le plan pratique que sur le plan théorique. Indépendamment de l'erreur d'échantillonnage, les non-réponses sont une source de biais qui peut infléchir les résultats de l'enquête de deux manières. Premièrement, si ce phénomène est fréquent, il peut affecter la précision des estimations du fait de la réduction de la taille de l'échantillon (si les enquêtés défaillants ne sont pas remplacés). Deuxièmement, et c'est sans aucun doute plus sérieux, un biais important apparaît quand, dans un même échantillon, les personnes qui répondent et celles qui ne répondent pas ont des caractéristiques différentes. Il en résulte que les estimations basées sur les seules réponses obtenues peuvent être biaisées. Malheureusement, il est très difficile de savoir si les individus qui répondent et ceux qui ne répondent pas ont les mêmes caractéristiques, du fait du manque d'informations disponibles sur ces derniers. Néanmoins, si on possède quelques renseignements complémentaires sur les deux groupes d'individus, la comparaison devient possible ; en exploitant ces données supplémentaires, on peut même envisager d'ajuster les données recueillies avec des procédures de pondération, de sorte qu'elles représentent la totalité de l'échantillon et non le seul sous-ensemble des personnes qui ont répondu (Holt et Elliot, 1991 ; Little et Rubin, 2002). La capacité de la procédure de pondération à éliminer le biais dû aux non-réponses dépendra de la richesse des données utilisées pour ajuster les poids.

La proportion de questionnaires manquants dans les enquêtes peut être très élevée. Si l'on considère les enquêtes sur la fécondité et la famille (FFS), effectuées sous l'égide de la Commission économique des Nations unies pour l'Europe dans de nombreux pays développés au cours des années 1990, le taux de non-réponse varie de 5 % (Portugal, échantillon féminin) à 84 % (Grèce, échantillon féminin). Le niveau médian est de

* Département de Statistique, Université de Padoue.
Traduit par Éric Vilquin

TABLEAU 1.- TAUX DE NON-RÉPONSE DANS LES ENQUÊTES SUR LA FÉCONDITÉ ET LA FAMILLE DE LA COMMISSION ÉCONOMIQUE DES NATIONS UNIES POUR L'EUROPE (ANNÉES 1990), PAR SEXE ET PAR PAYS

Taux (%)	Hommes	Femmes
0-9	Pologne, Portugal	Pologne, Portugal
10-19	Estonie, Finlande, France, Slovénie	Estonie, Finlande, France, Hongrie, Norvège, Espagne, Slovénie
20-29	Hongrie, Lettonie, Norvège, Espagne, Suède, Allemagne	Belgique, Lettonie, Suède
30-39	Belgique, Lituanie	Lituanie
40-49	Italie	Italie, Nouvelle-Zélande ^(a)
50 ou plus	Grèce, Pays-Bas, Suisse	Grèce, Pays-Bas, Suisse
(a) Données recueillies uniquement auprès des femmes. Source : Festy et Prioux (2002), p. 21. Pour l'Italie, voir aussi De Sandre et al. (1997).		

l'ordre de 25 % chez les hommes et de 20 % chez les femmes (tableau 1). En Italie, si l'on examine certaines grandes enquêtes réalisées ces dernières années telles que les enquêtes sur le revenu et la fortune des ménages (*Indagine sui Bilanci delle Famiglie*) effectuées par la Banque d'Italie (Banca d'Italia, 2000, 2002) – dont les résultats sont couramment et intensivement utilisés par les économistes et les sociologues – celles-ci sont affectées de taux de non-réponse très élevés : 56 % en 1998 et 62 % en 2000. Les non-réponses ont été moins fréquentes dans les enquêtes de l'Istat (l'institut national italien de statistique) : 26 % dans l'enquête sur la consommation des ménages (*Indagine sui Consumi*) réalisée en 2001 (Istat, 2002) et 16 % dans l'enquête à objectifs multiples (*Indagine Multiscopo*) de 2002⁽¹⁾, mais même dans ces deux cas, la proportion des non-réponses n'est pas négligeable.

L'objectif de cette note est de présenter une procédure en deux étapes permettant de remédier aux problèmes de sélection dus à la non-réponse. Dans un premier temps, on soumet en classe à un échantillon d'élèves un questionnaire auto-administré simple ; puis chaque élève est chargé de remettre à sa mère le questionnaire plus complexe qu'il devra rapporter à l'école. En appariant les réponses des deux questionnaires, on parvient à redresser les biais de sélection dus aux questionnaires non remplis au moyen des techniques statistiques utilisées pour pallier l'attrition de l'échantillon dans les enquêtes par panel. Pour la mise en œuvre de cette procédure, il faut que la plupart des garçons et des filles de l'âge requis fréquentent régulièrement l'école et soient capables de remplir le questionnaire en classe, en y indiquant quelques renseignements élémentaires mais exacts sur leurs parents ou leur famille (c'est-à-dire sur les personnes censées remplir l'autre questionnaire à la maison)⁽²⁾. En recueillant, de manière indirecte, un minimum de données complémentaires sur les personnes qui ne répondent pas à l'enquête principale, la méthode que nous proposons a le mérite de permettre d'évaluer et de remédier au problème des questionnaires manquants. Par ailleurs, l'exploitation efficace de ces données complémentaires s'inspire directement des techniques statistiques utilisées dans les enquêtes par panel.

⁽¹⁾ Communication personnelle, données non publiées.

⁽²⁾ La méthode ne convient pas pour recueillir des données sur les mères d'enfants qui ne vont pas à l'école ou ne sont pas capables de remplir leur questionnaire (par exemple, des enfants handicapés ou des enfants étrangers récemment arrivés).

Nous étudions ici une procédure qui redresse le biais dû aux non-réponses dans le cadre de l'enquête sur la fécondité urbaine⁽³⁾ (EFU). Cette enquête a été réalisée au cours de l'hiver 2001-2002 par une équipe de démographes, d'économistes et de statisticiens, dans quatre villes italiennes : Padoue et Udine (Nord), Florence (Centre) et Messine (Sud)⁽⁴⁾. Elle comprenait deux volets dans lesquels les questions étaient en grande partie identiques, mais dont les modes de collecte étaient différents (pour plus de détails, voir Dalla Zuanna et Salvini, 2001, 2003 ; Mencarini et Tanturri, 2004). Dans la première, la collecte a été faite par entretiens téléphoniques avec assistance informatique (CATI, *Computer-Assisted Telephone Interviewing*) ; l'échantillon était composé de femmes de 40-44 ans sans enfant, sélectionnées par tirage aléatoire dans les registres municipaux des quatre villes. La seconde, réalisée au moyen de questionnaires auto-administrés, portait sur un échantillon de mères d'élèves scolarisés en dernière année de l'école primaire (âgés d'environ 13 ans, donc nés vers 1988), soit des femmes âgées de 42 ans en moyenne et mères d'au moins un enfant. Dans cette note, nous nous intéressons uniquement au biais de sélection dû aux non-réponses dans la deuxième enquête.

Dans les villes d'Udine, Padoue, Florence et Messine, nous avons constitué un échantillon aléatoire d'écoles primaires. Les enquêteurs y ont interrogé tous les élèves de dernière année en leur soumettant un questionnaire auto-administré léger (le « questionnaire-enfant » rempli en 5 à 8 minutes). Dans chaque école, ils ont été remplis sur place, et l'enquêteur a recueilli tous les questionnaires-enfant avant de quitter l'école. À ces élèves, un questionnaire plus étoffé (le « questionnaire-mère » nécessitant 30 à 40 minutes d'attention) a été confié en leur demandant de le remettre à leur mère et de le rapporter rempli à l'école. En moyenne, environ 77 % des mères ont rempli leur questionnaire avec des variations selon la ville (tableau 2). La figure 1 présente la structure des données (pour davantage de détails, voir Giraldo, 2003 ; Giraldo et Dalla Zuanna, 2005).

TABLEAU 2. – TAILLE DE L'ÉCHANTILLON ET PROPORTION DE QUESTIONNAIRES REMPLIS DANS LES QUATRE VILLES DE L'ENQUÊTE SUR LA FÉCONDITÉ URBAINE EN ITALIE

	Udine	Padoue	Florence	Messine	Total
Questionnaire-enfant	814	792	696	1 692	3 994
Questionnaire-mère	544	627	480	1 421	3 072
% de mères qui ont rempli leur questionnaire	66,8	79,2	69,0	84,0	76,9
<i>Source</i> : Enquête sur la fécondité urbaine (EFU), Italie, 2001-2002.					

Il s'agit d'une procédure d'échantillonnage indirect, où les paramètres relatifs à la population-cible (les mères) sont estimés en enquêtant auprès d'un échantillon d'une autre population liée à la première (leurs enfants). Lavallée (2002) a décrit les potentialités et les limites de ce type

⁽³⁾ *Indagine sulla Fecondità nelle Città Italiane*.

⁽⁴⁾ Cette enquête faisait partie d'un vaste programme de recherche, financé par le ministère italien de l'Éducation et de la Recherche, consacré à divers aspects de la fécondité des femmes italiennes, qui, ces quinze dernières années, se sont distinguées par un taux de fécondité le plus faible du monde. Les principaux résultats ont été publiés par Livi Bacci (2004).

de procédure. Notre travail ne traite pas des problèmes associés à l'échantillonnage indirect, mais plutôt du profit que l'on peut tirer du lien entre ces deux populations (les mères et leurs enfants) pour estimer et redresser le biais de sélection dû aux non-réponses des mères.

Examinons dans un premier temps les principales différences entre notre échantillon *indirect* de mères et un échantillon constitué par tirage *direct* dans une population de femmes ou de mères. Dans l'EFU, la probabilité qu'une femme soit interrogée augmente avec sa parité : elle vaut zéro pour une femme sans enfant, p pour une femme qui a un enfant, $2p$ pour une mère de 2 enfants, kp pour une mère de k enfants. Pour « transformer » l'échantillon d'enfants en un échantillon de mères, il faut donner à chaque mère de parité k le pondérateur $1/k$. De plus, les mères qui n'ont pas d'enfant né en 1988 (génération à laquelle appartiennent 95 % des élèves qui étaient en dernière année d'école primaire, dans le système italien, en 2001-2002) ont très peu de chances de faire partie de l'échantillon. Ceci peut avoir une influence sur certains aspects de l'analyse, surtout si, vers 1988, les caractéristiques de la fécondité (comme l'âge des mères à la naissance de leurs enfants ou la durée des intervalles intergénéraliques) étaient différentes de ce qu'elles étaient à d'autres époques. Néanmoins, si l'objectif n'est pas de mesurer l'intensité et le calendrier de la fécondité mais d'analyser ses déterminants (c'est-à-dire l'association entre divers facteurs explicatifs et la probabilité d'avoir un deuxième, un troisième ou un quatrième enfant), les résultats tirés de l'analyse de nos données devraient être semblables à ceux que l'on obtiendrait avec un échantillon tiré directement de mères nées vers 1960, interrogées à la fin de leur vie féconde (la majorité de ces femmes ont au moins 40 ans). Or, il est avéré qu'il y a des taux importants de non-réponses dans une enquête par sondage « traditionnelle » (près de 50 % en Italie : voir le tableau 1), sans qu'on ait de renseignements sur les personnes qui ne répondent pas. Par conséquent, la procédure d'échantillonnage indirect que nous utilisons dans cette recherche sur les déterminants de la fécondité n'est pas une simple « solution de repli » imposée par les restrictions budgétaires.

Questionnaires-enfant remplis par les enfants dont la mère a répondu à l'enquête : QE_{MR} = 3 072 (77 %)	Questionnaires-mère remplis : QM = 3 072
Questionnaires-enfant remplis par les enfants dont la mère n'a pas répondu à l'enquête : QE_{MnR} = 922 (23 %)	?

Figure 1.—Structure des données de l'enquête italienne
sur la fécondité urbaine

Source : Enquête sur la fécondité urbaine (EFU), Italie, 2001-2002.

À partir de l'EFU, les caractéristiques des femmes qui n'ont pas répondu au questionnaire-mère peuvent être étudiées en exploitant les renseignements fournis par leurs enfants sur le questionnaire-enfant. Ceux-ci peuvent ainsi servir à redresser les données des questionnaire-mère pour tenir compte des non-réponses. Notre analyse tentera donc de répondre aux trois questions suivantes :

— Les réponses des enfants sont-elles fiables ? Et, plus généralement, quel est le degré de *concordance* entre les réponses des enfants et celles de leurs mères ?

— Dans notre échantillon, les mères qui répondent (et leur famille) ont-elles des caractéristiques différentes de celles des mères qui ne répondent pas ? S'il y a des différences, ont-elles de l'importance pour notre étude ? Autrement dit, peuvent-elles influencer nos résultats ?

— En cas de biais dû aux questionnaires manquants, est-il possible de redresser ce biais en exploitant les renseignements fournis respectivement par les enfants dont la mère a répondu et par ceux dont la mère n'a pas répondu ?

I. La validité des réponses des enfants

Si on veut exploiter les données obtenues auprès des enfants pour comparer les deux groupes de mères, celles qui ont répondu et celles qui n'ont pas rempli leur questionnaire, les enfants doivent être des informateurs fiables, c'est-à-dire qu'ils doivent indiquer avec exactitude les caractéristiques de leurs mères. Nous avons donc comparé leurs réponses et celles de leurs mères à des questions identiques, afin de vérifier leur concordance. N'ayant pas les réponses des mères qui n'ont pas rempli leur questionnaire, nous n'avons fait cet appariement que pour le sous-échantillon de 3 072 couples mère-enfant qui ont effectivement répondu à l'enquête (tableau 2 et figure 1). En utilisant ce sous-échantillon, nous faisons implicitement l'hypothèse que le degré de concordance entre les réponses de l'enfant et celles (réelles ou potentielles) de sa mère est indépendant du fait que la mère a rempli ou non son questionnaire. Cette hypothèse est nécessaire : si les enfants des deux sous-groupes n'avaient pas la même connaissance des « affaires de la famille », cela induirait un biais supplémentaire. Nous avons mesuré la concordance entre les réponses des enfants et celles de leurs mères pour cinq caractéristiques maternelles : le nombre de ses enfants, son statut d'activité (a/n'a pas un emploi), sa nationalité, son niveau d'instruction et son âge.

L'idée d'utiliser les réponses des enfants pour redresser le biais résultant des non-réponses nous est venue après la collecte des données ; l'objectif initial du questionnaire-enfant était de recueillir quelques renseignements supplémentaires sur la consommation des enfants, de faire une étude globale des non-réponses et de stimuler l'intérêt des enfants pour l'enquête afin d'augmenter le taux de réponse des mères. C'est pourquoi les questions posées aux enfants et celles du questionnaire des mères ne sont pas parfaitement identiques : la similitude est très élevée pour les questions sur le statut d'activité, le niveau d'instruction et l'âge, mais elle est moins forte pour les deux autres variables. Les enfants ont été interrogés sur la *nationalité* de leur mère et sur le nombre de leurs *frères et sœurs vivants*, tandis qu'on a demandé aux mères leur *lieu de naissance* et le nombre d'*enfants qu'elles ont eus*. Par conséquent, pour ces deux variables, il est difficile de savoir si le manque de concordance entre les réponses des enfants et celles de leurs mères traduit la réalité ou n'est qu'un effet de la différence de formulation des questions.

On mesure le degré de concordance entre les réponses des enfants et celles de leurs mères au moyen du coefficient Kappa de Cohen (κ) et du κ pondéré. En gros, le κ de Cohen indique, pour une variable nominale, dans quelle mesure la concordance dépasse celle qui serait due au seul hasard. Il vaut 0 quand la concordance est égale à celle observée dans une distribution aléatoire et 1 quand la concordance est parfaite⁽⁵⁾. Le κ pondéré convient mieux aux variables dont les modalités sont nombreuses et ordonnées (par exemple, le niveau d'instruction).

Les résultats sont présentés dans le tableau 3. Les réponses des enfants et celles de leurs mères aux cinq questions communes sont assez proches. La concordance est bonne pour la variable *nombre d'enfants* (89 %); elle est légèrement plus faible pour l'*âge*, la *nationalité*, le *niveau d'instruction* et – surtout – le *statut d'activité*.

TABLEAU 3. – DEGRÉ DE CONCORDANCE (KAPPA DE COHEN SIMPLE ET PONDÉRÉ)
ENTRE LES RÉPONSES DES ENFANTS ET CELLES DE LEURS MÈRES

Variables	κ simple	κ pondéré	Intervalle de confiance (95 %)	
Nombre d'enfants	–	0,8977	0,8823	0,9131
Statut d'activité	0,7512	–	0,7214	0,7809
Niveau d'instruction	–	0,7774	0,7590	0,7959
Âge (classes d'âge)	–	0,8028	0,7842	0,8214
Nationalité	0,7792	–	0,7199	0,8386
Lecture : les paramètres k simple et k pondéré de Cohen ont des valeurs comprises entre 0 et 1 (concordance parfaite).				
Source : Enquête sur la fécondité urbaine (EFU), Italie, 2001-2002.				

Un degré élevé de concordance, qui signifie que les réponses des enfants sont fiables, justifie d'une part l'exploitation des renseignements fournis par les enfants pour comparer les deux groupes de familles (celles dont la mère a répondu et les autres) ; d'autre part, il indique qu'on peut recueillir des données en interrogeant seulement les élèves, sans déranger leurs mères. Ainsi, on pourrait simplifier considérablement la collecte des données et contourner le problème des non-réponses puisque pratiquement tous les enfants présents en classe rempliraient le questionnaire. Il est cependant irréaliste de penser pouvoir mener une étude approfondie de la fécondité sans interroger les femmes !

II. Comparaison des deux groupes de mères

Comme nous l'avons vu, les non-réponses réduisent d'environ 23 % la taille totale réelle de notre échantillon, mais ce qui importe surtout, c'est d'évaluer le biais qui en résulte. Il s'agit de déterminer si les mères qui ont répondu et celles qui ne l'ont pas fait ont des caractéristiques différentes. Si c'est le cas, il peut y avoir un écart entre les résultats que nous calculons et ceux que nous aurions obtenus si toutes les mères de l'échantillon avaient répondu à l'enquête. Pour évaluer les différences entre les deux

⁽⁵⁾ Voir, entre autres, Agresti, 1990, p. 366-367.

groupes de mères, nous avons utilisé les renseignements fournis par les enfants. Ces données nous permettent de décrire les caractéristiques des familles de l'échantillon et d'identifier ce qui différencie les deux groupes.

Pour déterminer le comportement face au questionnaire, nous avons modélisé la probabilité qu'une mère accepte de répondre à l'enquête. Nous avons eu recours à une régression logistique pour faire ressortir les variables associées à l'attitude face au questionnaire.

La probabilité d'obtenir un questionnaire rempli auprès des mères varie en fonction de certaines de leurs caractéristiques et de celles des enfants (tableau 4). D'abord, la proportion de questionnaires remplis est plus élevée à Messine et à Padoue qu'à Florence et à Udine (voir le tableau 2). Si c'est à Messine qu'elle est la plus forte, cela résulte sans aucun doute de la petite récompense remise aux enfants qui rapportaient le questionnaire de leur mère. La proportion de questionnaires remplis par la mère est également plus élevée quand l'enfant a un parcours scolaire standard sans redoublement de classe et lorsqu'il s'agit d'une fille ; elle est plus faible quand l'enfant ignore le niveau d'instruction de son père. Une explication possible serait que les garçons et les enfants peu intéressés par tout ce qui tourne autour de l'école et de l'éducation sont moins attentifs à suivre les instructions des enquêteurs.

En outre, le taux de réponse est moins élevé chez les étrangères, chez les mères dont l'enfant possède une console de jeux et chez les mères de plus de deux enfants. Si le premier cas était prévisible, les deux autres sont plus étonnants. Peut-être les mères de famille nombreuse ont-elles moins de temps à consacrer à remplir un questionnaire qui est d'autant plus long qu'elles ont eu davantage d'enfants.

L'objectif principal de l'EFU était d'étudier les déterminants de la fécondité. Par conséquent, nous avons cherché à savoir si l'association entre certaines variables recueillies auprès des enfants et la fécondité variait selon que la mère avait ou non répondu à l'enquête, même s'il est évident que ces variables ne peuvent guère « expliquer » les comportements de fécondité.

La fécondité a donc été modélisée séparément pour les deux catégories d'enfants : ceux dont la mère a répondu à l'enquête (QE_{MR}) et ceux dont la mère n'a pas rempli le questionnaire (QE_{MnR}). Deux modèles de régression logistique ont été estimés à partir de chaque ensemble de données : dans le premier, on a opposé les mères d'un seul enfant aux mères de deux enfants ou plus ; dans le second, on a opposé les mères de un ou deux enfants aux mères de trois enfants ou plus. Si les résultats de la régression logistique basée sur les QE_{MR} sont proches de ceux obtenus à partir des QE_{MnR} , les relations entre la fécondité et les variables explicatives sont semblables pour les deux groupes de mères. De plus, si une régression logistique effectuée sur les données des QE de l'ensemble de l'échantillon d'enfants donne les mêmes résultats que celle appliquée aux QE_{MR} , on peut en conclure que le biais dû aux non-réponses n'est pas suffisamment important pour perturber les associations entre variables. Trois raisons peuvent y contribuer : (a) le biais est relativement faible ; (b) la structure des associations est la même pour les femmes qui ont répondu au

questionnaire et pour celles qui ne l'ont pas fait ; (c) ces deux raisons agissent conjointement. Dans chaque régression logistique, nous avons utilisé la même procédure d'élimination progressive des variables : nous sommes partis de modèles impliquant la quasi-totalité des variables recueillies dans les QE, en conservant celles qui étaient statistiquement significatives dans au moins un modèle. Les modèles que nous présentons ici sont suffisamment riches pour permettre d'étudier les différences de structure des associations d'un groupe à l'autre.

TABEAU 4. – EFFET DES VARIABLES SUR LA PROBABILITÉ QUE LA MÈRE AIT RÉPONDU À L'ENQUÊTE DANS CHAQUE VILLE (RAPPORTS DE RISQUES DES RÉGRESSIONS LOGISTIQUES)

Variables	Udine	Padoue	Florence	Messine	Ensemble
Ville de résidence					
<i>Udine (réf.)</i>					<i>1</i>
Padoue	–	–	–	–	1,906***
Florence	–	–	–	–	1,162
Messine	–	–	–	–	3,048***
Élève à scolarité normale					
<i>Oui (réf.)</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Non	0,600**	0,488**	0,510**	0,894	0,631***
Sexe					
<i>Masculin (réf.)</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Féminin	1,009	1,352	1,279	1,320*	1,222**
Nationalité de la mère					
<i>Italienne (réf.)</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Étrangère	0,966	0,630	0,711	0,691	0,724**
Niveau d'instruction du père					
<i>Inférieur au secondaire (réf.)</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Secondaire	0,867	1,091	0,940	1,094	1,015
Universitaire	0,833	0,651	0,535**	1,544**	0,845
Inconnu	0,647	0,684	0,405***	0,892	0,681***
Nombre d'enfants					
<i>1 ou 2 (réf.)</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
3 ou plus	0,649**	0,716	0,548***	0,640***	0,636***
Console de jeux					
<i>Non (réf.)</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Oui	0,645***	0,585***	0,701*	0,718**	0,672***
Ordinateur personnel					
<i>Non (réf.)</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Oui	1,685**	1,219	1,050	1,102	1,276**
Taille de l'échantillon	804	769	677	1 655	3 905
Déviance ^(a) [d° de liberté]	34,1 [9]	32,6 [9]	49,0 [9]	32,9 [9]	240,5 [12]

*** p < 0,01, ** 0,01 < p < 0,05, * 0,05 < p < 0,10.

(a) Déviance = – 2 (log-vraisemblance du modèle réduit au seul terme constant – log-vraisemblance du modèle testé).

Source : Enquête sur la fécondité urbaine (EFU), Italie, 2001-2002.

TABLEAU 5.— EFFET DES VARIABLES SUR LA FÉCONDITÉ, SELON QUE LA MÈRE A OU NON RÉPONDU À L'ENQUÊTE ET POUR L'ENSEMBLE DE L'ÉCHANTILLON (RAPPORTS DE RISQUES DES RÉGRESSIONS LOGISTIQUES)

Variables(a)	Un enfant / 2 enfants ou plus			Un ou 2 enfants / 3 enfants ou plus		
	QE ^(b)	QE _{MR}	QE _{MnR}	QE	QE _{MR}	QE _{MnR}
Ville de résidence						
<i>Udine (réf.)</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Padoue	0,856	0,803	1,017	0,922	0,841	0,933
Florence	1,043	1,111	0,858	1,101	1,148	0,973
Messine	0,308***	0,291***	0,356***	0,535***	0,472***	0,506***
Nationalité de la mère						
<i>Italienne (réf.)</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Étrangère	0,854	1,103	0,563	0,591***	0,783	0,502***
Statut d'activité de la mère						
<i>Sans emploi (réf.)</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
A un emploi	1,477***	1,527***	1,374	1,719***	1,729***	1,729***
Âge du père						
<i>Moins de 41 ans (réf.)</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
41-48 ans	0,996	0,992	1,013	0,882	0,887	0,877
Plus de 48 ans	0,768	0,806	0,680	0,599***	0,565***	0,724
Inconnu	1,496	1,120	2,643**	0,390***	0,323***	0,579
Âge de la mère						
<i>Moins de 37 ans (réf.)</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
37-44 ans	0,949	0,883	1,262	0,877	0,769*	1,164
Plus de 44 ans	0,972	0,812	1,783	0,776*	0,657**	1,154
Inconnu	0,554	0,656	0,467	1,644*	1,806	1,624
Niveau d'instruction du père						
<i>Inférieur au secondaire (réf.)</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Secondaire	0,971	1,034	0,783	1,357**	1,399**	1,225
Universitaire	0,871	0,913	0,766	1,251	1,326*	1,155
Inconnu	0,890	1,057	0,636	1,058	1,182	0,948
Niveau d'instruction de la mère						
<i>Inférieur au secondaire (réf.)</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Secondaire	1,602***	1,481**	2,136**	1,365***	1,418***	1,129
Universitaire	1,791***	1,743***	1,997*	1,751***	1,850***	1,379
Inconnu	1,268	1,022	2,343*	1,114	1,188	0,983
Téléphone portable						
<i>Non (réf.)</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Oui	1,642***	1,596***	1,801**	1,404***	1,518***	1,135
Console de jeux						
<i>Non (réf.)</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Oui	0,704***	0,688***	0,768	0,910	0,822**	1,371**
Beaucoup de livres à la maison						
<i>Non (réf.)</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Oui	0,799**	0,728***	1,029	0,776***	0,692***	0,944
Taille de l'échantillon	3 890	3 009	881	3 890	3 009	881
Déviance ^(a) [d° de liberté]	234,9 [10]	203,9 [10]	53,2 [10]	297,9 [20]	274,5 [20]	62,4 [20]

*** p < 0,01, ** 0,01 < p < 0,05, * 0,05 < p < 0,10.

(a) Déviance = -2 (log-vraisemblance du modèle réduit au seul terme constant - log-vraisemblance du modèle testé).

(b) QE : questionnaire-enfant ; QE_{MR} : questionnaire d'un enfant dont la mère a répondu à l'enquête ; QE_{MnR} : questionnaire d'un enfant dont la mère n'a pas répondu.

Source : Enquête sur la fécondité urbaine (EFU), Italie, 2001-2002.

Dans certains cas, la structure des associations basée sur les QE_{MnR} est très différente de celle indiquée par les QE_{MR} (tableau 5). Par exemple, l'influence de la nationalité sur la fécondité est nettement plus importante (quoique non significative) chez les femmes qui ont rempli le questionnaire ; il en va de même pour d'autres variables : bien qu'ils ne soient pas toujours significatifs, les rapports de risques (*odds ratios*) révèlent des effets directs en sens opposé chez les femmes des deux groupes en ce qui concerne l'âge de la mère, et un effet plus prononcé (ou moins prononcé dans certains modèles) de son niveau d'instruction.

Néanmoins, ces écarts restent suffisamment faibles et ne biaisent pas l'analyse des associations entre la fécondité et les autres variables. De fait, les rapports de risques calculés à partir des données des QE_{MR} sont très proches de ceux qui sont basés sur l'ensemble des QE .

III. Une méthode de redressement du biais de non-réponse aux questionnaires-mère : le recours aux questionnaires-enfant

Dans une enquête transversale, en l'absence de renseignements complémentaires, il est difficile d'évaluer l'ampleur et la nature du biais de non-réponse et il est plus difficile encore de redresser celui-ci. Dans notre enquête, les données recueillies auprès des enfants nous donnent quelques informations supplémentaires que l'on peut exploiter pour développer une procédure de redressement par pondération destinée à compenser un éventuel biais de ce type. On peut considérer l'EFU comme une enquête par panel (Kasprzyk *et al.*, 1989) en deux étapes : dans un premier temps, on interroge les enfants sur leur mère, et ensuite on s'adresse directement aux mères ; la taille de l'échantillon est réduite par le fait que certaines mères ne répondent pas à l'enquête lors de cette seconde étape⁽⁶⁾. Par conséquent, nous pouvons appliquer les procédures de correction utilisées pour compenser l'effet d'attrition de l'échantillon dans les enquêtes par panel (voir, par exemple, Kalton, 1986). Il s'agit de « pondérer » les questionnaires remplis pour tenir compte des questionnaires non remplis, en utilisant des informations recueillies lors d'une étape antérieure (Holt et Elliot, 1991). Ici, nous pouvons exploiter les données du premier volet (renseignements sur les mères collectés auprès des enfants) pour redresser celles du second volet (les questionnaires des mères).

Il existe plusieurs procédures de pondération susceptibles d'être appliquées pour compenser la déperdition d'échantillon dans les enquêtes par panel (Kalton, 1986). Nous proposons d'utiliser une procédure de pondération basée sur les scores de propension (*propensity scores*) (David *et al.*, 1983 ; Little, 1986). Dans les études *cas-témoin* consistant en l'observation suivie d'un groupe soumis à un traitement et celle d'un groupe témoin, le score de propension (Rosenbaum et Rubin, 1983) est la probabilité conditionnelle d'être soumis au traitement en fonction de certains facteurs ; il peut être utilisé à des fins d'ajustement en cas de

⁽⁶⁾ Comme le montre la figure 1, les données présentent la structure caractéristique des enquêtes par panel subissant une attrition (Little et Rubin, 2002).

procédure non aléatoire pour la sélection de l'échantillon ou la soumission au traitement. Dans une enquête par panel, le score de propension est la probabilité conditionnelle de participation à l'enquête en fonction de certains facteurs. On peut l'estimer au moyen d'une régression logistique (Hosmer et Lemeshow, 1989) appliquée aux données disponibles pour l'ensemble de l'échantillon (dans notre étude, les données de l'ensemble des questionnaires-enfant), dans laquelle la variable dépendante dichotomique est la participation ou la non-participation à la deuxième étape de l'enquête. L'inverse de cette probabilité estimée de participation de la mère à l'enquête, conditionnée par une série de variables (âge, nombre d'enfants, nationalité, etc.), peut alors servir de pondération pour compenser le biais dû aux questionnaires manquants.

Bien que les résultats de la section 1.2 garantissent que l'on peut utiliser les données des questionnaires des mères pour étudier les différences de fécondité, nous avons mis en œuvre la méthode de pondération qui vient d'être décrite. Les données relatives aux mères ont été pondérées par l'inverse du score de propension estimé (tableau 4) et nous avons comparé les distributions de quelques variables pondérées et non pondérées⁽⁷⁾. Le tableau 6 montre ce qu'il en est dans le cas de deux variables : le *nombre d'enfants* et la *nationalité*. Les distributions des données pondérées et celles des données non pondérées sont très semblables, ce qui confirme les résultats de la section précédente. Dans ce cas spécifique, on peut donc utiliser les données recueillies auprès des mères sans trop de problèmes, puisque les non-réponses n'ont pas d'effet sur l'association entre la fécondité et les variables explicatives, ni sur leurs distributions univariées.

TABLEAU 6. – DISTRIBUTIONS UNIVARIÉES (%), PONDÉRÉE ET NON PONDÉRÉE, DE DEUX VARIABLES OBSERVÉES AU MOYEN DU QUESTIONNAIRE-MÈRE

Variables	Questionnaire-mère	
	Non pondéré	Pondéré
Nombre d'enfants		
1	17,22	17,38
2	56,43	55,00
3	20,05	21,08
4 ou plus	6,30	6,53
Nationalité		
Italienne	95,58	94,59
Étrangère	4,42	5,41
Note : les pondérations utilisées sont les inverses des scores de propension à répondre.		
Source : Enquête sur la fécondité urbaine (EFU), Italie, 2001-2002.		

(7) En général, quand on estime des modèles conditionnels par rapport à des variables observées – les modèles de fécondité présentés plus haut en sont un exemple – il n'est pas nécessaire de recourir à des données pondérées. En effet, si le biais dû aux non-réponses dépend des facteurs observés, les modèles conditionnels en corrigent la plus grande partie. En revanche, dans le cas d'une analyse non conditionnelle (distributions univariées, moyennes), il est important d'utiliser des pondérateurs si l'on est exposé à un biais dû aux données manquantes.

Conclusion

La procédure en deux temps décrite dans cette note contrôle le biais dont peuvent souffrir certaines enquêtes du fait des non-réponses. L'idée centrale est de « simuler » une enquête par panel. La population-cible est constituée de mères ayant des enfants nés au voisinage d'une année donnée. D'abord, on recueille quelques données descriptives sur les mères auprès d'un échantillon aléatoire d'élèves de dernière année de l'école primaire (première étape) ; ensuite, on soumet aux mères un questionnaire plus étoffé (deuxième étape) en utilisant les enfants comme « messagers ». Les non-réponses des mères peuvent être assimilées à une déperdition de l'échantillon dans les enquêtes par panel, et on peut donc recourir aux méthodes classiques de redressement d'échantillon pour compenser les questionnaires manquants et obtenir des résultats représentatifs pour l'ensemble de la population. Les apports de cette procédure sont les suivants :

- si certaines questions sont identiques dans les deux questionnaires, on peut vérifier le degré de concordance entre les réponses de l'enfant et celles de sa mère ;

- si l'enfant doit indiquer certaines caractéristiques de sa mère, il est facile de voir si les mères qui répondent et celles qui ne répondent pas ont les mêmes caractéristiques ;

- si ces deux groupes sont différents, on peut ajuster les données des questionnaires-mère remplis en utilisant des pondérateurs construits à partir des données recueillies auprès des enfants. Grâce à cette procédure, les données ajustées deviennent statistiquement représentatives pour l'ensemble de la population-cible.

Cette procédure n'est utilisable que si la population-cible de l'enquête comprend au moins un membre de la famille de chaque élève (par exemple, les mères ayant un enfant né vers 1988, comme dans l'EFU italienne de 2001-2002). Un autre problème surgit néanmoins lorsque l'on utilise des questionnaires auto-administrés, car il n'est pas possible de s'assurer que les questions ont été bien comprises. Ceci impose également de se limiter à une structure simple du questionnaire : il faut en particulier éviter les questions conditionnées par des filtres complexes. Cependant, on peut chercher à affiner la procédure de collecte des données pour lever ces contraintes. Par exemple, lors de la soumission du questionnaire aux élèves, on pourrait recueillir leur numéro de téléphone ou l'adresse de leurs parents ou d'un membre de la famille. À la seconde étape, on pourrait interroger des membres de la famille par téléphone ou par entretien en face-à-face, en utilisant les données fournies par les enfants pour pallier le problème de sélection dû aux non-réponses et aux refus.

Il ne faut pas sous-estimer les biais causés par les non-réponses. Si, dans l'EFU, ce phénomène n'a pas influencé les résultats, c'est essentiellement à cause de sa fréquence relativement faible (23 %). Mais si on ne recueille pas de données complémentaires sur l'ensemble de la population-cible, le problème peut être grave, car les données fournies par le sous-groupe des personnes qui répondent au questionnaire peut donner une représentation biaisée de la réalité.

RÉFÉRENCES

- AGRESTI A., 1990, *Categorical Data Analysis*, New York, Wiley.
- BANCA D'ITALIA, 2000, « I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 1998 », *Supplemento al Bollettino Statistico* (nuova serie), Rome, Banca d'Italia.
- BANCA D'ITALIA, 2002, « I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 2000 », *Supplemento al Bollettino Statistico* (nuova serie), Rome, Banca d'Italia.
- DALLA ZUANNA G., SALVINI S., 2001, « L'indagine 'Troppi o nessuno' : dalle ipotesi alle possibili verifiche », communication au séminaire sur *La bassa fecondità italiana tra costrizioni economiche e cambio di valori*, Département de statistique, Université de Florence, 8-9 novembre 2001.
- DALLA ZUANNA G., SALVINI S., 2003, « Un quadro generale della fecondità nelle realtà urbane », in M. Breschi et M. Livi Bacci (éd.), *La bassa fecondità italiana tra costrizioni economiche e cambio di valori. Presentazione delle indagini e dei risultati*, Udine, Forum, p. 77-106.
- DAVID M., LITTLE R.J.A., SAMUHEL M., TRIEST R., 1983, « Nonrandom nonresponse models based on the propensity to respond », *Proceedings of the Business and Economic Section*, American Statistical Association, p. 168-173.
- DE SANDRE P., ONGARO F., RETTAROLI R., SALVINI S., 1997, *Matrimonio e Figli: Fra Rinvio e Rinuncia*, Bologne, Il Mulino.
- FESTY P., PRIOUX F., 2002, *An Evaluation of Fertility and Family Survey Project*, New York et Genève, Nations unies.
- GIRALDO A., 2003, « Qualità dei dati nei questionari 'Donne' e 'Bambini' », in M. Breschi et M. Livi Bacci (éd.), *La bassa fecondità italiana tra costrizioni economiche e cambio di valori. Presentazione delle indagini e dei risultati*, Udine, Forum, p. 43-56.
- GIRALDO A., DALLA ZUANNA G., 2005, « A simple two-stage data collection procedure to handle unit non-response in social surveys », *Working Paper Series*, n° 11, Département de statistique, Université de Padoue.
- HOLT D., ELLIOT D., 1991, « Methods of weighting for unit non response », *The Statistician*, 40, p. 333-342.
- HOSMER D.W., LEMESHOW S., 1989, *Applied Logistic Regression*, New York, Wiley.
- ISTAT, 2002, *I consumi delle famiglie, Anno 2001* (www.istat.it).
- KALTON G., 1986, « Handling wave nonresponse in panel surveys », *Journal of Official Statistics*, 2, p. 303-314.
- KASPRZYK D., DUNCAN G.J., KALTON G., SINGH M.P. (éd.), 1989, *Panel Surveys*, New York, Wiley.
- LAVALLEE P., 2002, *Le sondage indirect ou la méthode généralisée du partage des poids*, Bruxelles, Éditions de l'université de Bruxelles.
- LITTLE R.J.A., 1986, « Survey nonresponse adjustment for the estimates of means », *International Statistical Review*, 54, p. 139-157.
- LITTLE R.J.A., RUBIN D.B., 2002, *Statistical Analysis with Missing Data*, 2^e éd., New York, Wiley.
- LIVI BACCI M. (éd.), 2004, « Italian low fertility between economic constraints and changes of values », *Genus*, numéro spécial, LX, 1.
- MENCARINI L., TANTURRI M.L., 2004, « Time use, family role-set and childbearing among Italian working women », *Genus*, LX, 1, p. 111-137.
- ROSENBAUM P.R., RUBIN D.B., 1983, « The central role of the propensity score in observational studies for causal effects », *Biometrika*, 70, p. 41-55.

Remerciements. Nous tenons à remercier pour leurs commentaires utiles : Enrico Rettore, les deux lecteurs anonymes de la revue et les participants au séminaire *Item Non-response and Data Quality in Large Social Surveys* qui s'est tenu à Bâle (Suisse) du 9 au 11 octobre 2003.

GIRALDO Anna, DALLA ZUANNA Gianpiero. – Une procédure de redressement du biais de non-réponse : le cas de l'enquête italienne sur la fécondité urbaine, 2001-2002

Cette note examine le biais de sélection dû à la non-réponse dans le cas d'une enquête auprès d'un échantillon de mères, et propose un mode de collecte en deux étapes ainsi qu'une méthode de redressement pour pallier ce problème. Dans un premier temps, un bref questionnaire auto-administré est soumis à un échantillon d'élèves ; puis chaque élève est chargé de remettre à sa mère le questionnaire plus complexe qu'il devra rapporter à l'école. En appariant les informations collectées par les deux questionnaires, on peut évaluer et redresser le biais de non-réponse en recourant aux techniques statistiques couramment employées pour compenser l'attrition de l'échantillon dans les enquêtes par panel. Ce mode de collecte de données est à recommander car les taux de non-réponse, parfois très élevés dans des enquêtes classiques, provoquent des biais de sélection difficiles à redresser ; en outre, le coût de la procédure présentée ici est faible. Les auteurs ont appliqué cette technique à l'enquête sur la fécondité urbaine (EFU) réalisée en 2001-2002 dans quatre villes italiennes.

GIRALDO Anna, DALLA ZUANNA Gianpiero. – Investigation of a Unit Non-Response Adjustment Procedure: The Case of the Urban Fertility Survey, Italy, 2001-2002

The aim of this paper is to discuss and try to address the unit non-response selection problem in the case of a population of interest composed of mothers. A two-stage procedure is used. In the first stage, a short self-compiled questionnaire is administered to a sample of students aged 13. They are then asked to hand to their mothers a more complex questionnaire to be filled in and brought back to school. By linking the two questionnaires, we manage to solve non-response selection problems by means of the same statistical techniques used to control attrition in panel surveys. This type of data collection procedure is recommended for the following reasons: (i) the proportion of unit non-response in standard surveys is sometimes very high, and this can lead to a non-response selection bias which is not easy to control; (ii) the cost of this procedure is very low. This technique was applied to the Urban Fertility Survey (UFS) conducted in 2001-02 in four Italian cities.

GIRALDO Anna, DALLA ZUANNA Gianpiero. – Análisis de un método de ajuste para casos de no-respuesta: el ejemplo de la Encuesta de Fecundidad Urbana, Italia, 2001-2002

Este artículo se propone discutir y abordar el problema de selección causado por los casos de no-respuesta, basándose en una muestra de madres y utilizando un método de dos fases. En la primera fase, distribuimos un cuestionario corto de realización propia a una muestra de estudiantes de 13 años; en la segunda fase pedimos a los estudiantes que den a sus madres un cuestionario más complejo que más adelante volverán a traer a la escuela. Uniendo los dos cuestionarios logramos resolver los problemas de selección debidos a no-respuesta utilizando los mismos métodos estadísticos que se usan para controlar atrición en las encuestas de panel. Este método de colecta de datos es recomendable por varias razones: (i) en algunas encuestas estándar, la proporción de casos de no-respuesta es muy elevada y puede resultar en sesgos de selección que no son fáciles de identificar y controlar; (ii) el coste de aplicar este método es muy bajo. En este artículo hemos aplicado este método a la Encuesta de Fecundidad Urbana (UFS) llevada a cabo en 2001-2002 en cuatro ciudades italianas.