Techniques d'enquête, juin 2004
Vol. 30, N° 1, pp. 127-137
Statistique Canada, N° 12-001-XPB au catalogue

Prise de contact et coopération dans l'Enquête belge sur la fécondité et la famille

Marc Callens et Christophe Croux [1]

Résumé

Des données recueillies lors de l'Enquête sur la fécondité et la famille réalisée en Belgique sont combinées à des données sur les répondants et les non-répondants aux niveaux individuel et municipal provenant du Recensement de la population de la Belgique de 1991 pour estimer des modèles de régression logistique multiniveaux de la possibilité de prise de contact et de la propension à la coopération. Une sélection de caractéristiques indirectes, dont aucune ne peut être contrôlée directement par les chercheurs, sont introduites comme covariables. Contrairement aux études antérieures, nous constatons que le statut socioéconomique est positivement associé à la coopération. Un autre résultat inattendu est l'absence de tout effet important des corrélats environnementaux, tels que l'urbanité.

Mots clés : Non-réponse; analyse multiniveaux; enquête sur la fécondité et la famille.

1. Introduction

L'objectif du présent article est d'évaluer empiriquement l'importance relative des corrélats des taux de prise de contact et de coopération dans l'Enquête sur la fécondité et la famille en Belgique (EFF Belgique 1991).

Le cadre conceptuel et théorique de non-réponse utilisé pour l'étude a été proposé par Groves et Couper (G et C 1998). Selon ces auteurs, la non-réponse due à l'absence de prise de contact est directement influencée par les caractéristiques de conception de l'enquête, comme le nombre d'appels et le moment de ceux-ci. Conditionnellement à ces caractéristiques de conception de l'enquête, d'autres caractéristiques importantes, comme les obstacles physiques que présentent les unités de logement et les profils d'accessibilité des répondants prospectifs au domicile, qui sont les uns et les autres mesurés indirectement par divers attributs socioenvironnementaux et sociodémographiques, jouent aussi un rôle important. La décision de collaborer ou de refuser de participer à l'enquête est considérée avant tout comme une fonction directe d'un processus social de communication dynamique entre l'intervieweur et la personne interviewée. Les caractéristiques de conception de l'enquête, de l'intervieweur principal, de la personne échantillonnée et de l'environnement social sont considérées comme ayant une influence indirecte sur les taux de coopération.

Nous utilisons des données de niveau individuel ainsi que municipal provenant du Recensement de 1991, appariées à la variable de résultat du travail sur le terrain, c'est-à-dire répondant ou non-répondant, de l'EFF belge de 1991. Dans cette enquête, l'unité d'échantillonnage est l'individu. Il s'agit d'une enquête avec interview sur place pour laquelle le taux de non-prise de contact est faible (4 %) et le taux de refus de participation, modéré (22 %). Nous considérons que nos données sont emboîtées hiérarchiquement, les unités d'échantillonnage correspondant au niveau le plus faible et les municipalités, au niveau le plus élevé. Nous incluons des covariables au deux niveaux et nous estimons des modèles de régression logistique multiniveaux pour la possibilité de prise de contact et la propension à la coopération. Les covariables sont une série de caractéristiques indirectes sur aucune desquelles les chercheurs n'exercent un contrôle direct.

Certains résultats sont curieux, à savoir 1) les indicateurs de statut socioéconomiques, comme le niveau d'études, sont positivement corrélés à la coopération et 2) les facteurs environnementaux, y compris l'urbanité, ne sont pas corrélés à la non-réponse. Ces résultats contredisent ceux d'une étude réalisée antérieurement aux États-Unis.

2. Une théorie de la possibilité de prise de contact et de la coopération

Le processus de réalisation d'une interview comprend deux éléments importants, à savoir le processus de prise de contact avec une personne échantillonnée et, sous réserve de cette prise de contact, le processus de coopération de la personne à qui l'on demande de participer à l'enquête.

1. Marc Callens, Centre d'étude de la population et de la famille (CBGS), Markiesstraat 1, B-1000 Bruxelles, Belgique et Département d'économie appliquée, Katholieke Universiteit Leuven, Naamsestraat 69, B-3000 Leuven, Belgique. Courriel : Marc.Callens@cbgs.be; Christophe Croux, Département d'économie appliquée, Katholieke Universiteit Leuven, Naamsestraat 69, B-3000 Leuven, Belgique. Courriel : Christophe.Croux@econ.kuleuven.ac.be.

Groves et Couper (G et C 1998) ont proposé un cadre théorique multiniveaux séduisant pour étudier la possibilité de prise de contact et la coopération.

2.1 Possibilité de prise de contact

Chronologiquement, le processus de prise de contact avec une personne échantillonnée est celui qui survient en premier lieu. Certaines de ces personnes ne sont jamais rejointes par les intervieweurs et, donc, ne prennent jamais de décision quant à leur participation à l'enquête. Comparativement au processus de coopération, le processus de prise de contact avec une personne échantillonnée est assez simple.

G et C (1998) considèrent que la possibilité de prise de contact, ou « contactabilité », dépend de trois facteurs, à savoir 1) l'existence ou non d'obstacles physiques qui empêchent l'intervieweur d'entrer en contact avec la personne échantillonnée, 2) la présence ou non de la personne échantillonnée à son domicile et 3) le moment et le nombre de fois que l'intervieweur essaye de prendre contact avec la personne échantillonnée. Le nombre et le moment des appels faits par l'intervieweur et le profil d'accessibilité de la personne échantillonnée à son domicile sont les causes proximales de la possibilité de prise de contact. Le profil d'accessibilité de la personne échantillonnée à son domicile dépend de l'existence d'obstacles physiques (par exemple présence d'un téléphone), d'attributs sociodémographiques (par exemple, le temps de déplacement pour se rendre au travail et en revenir) et d'attributs socioenvironnementaux (par exemple, criminalité). En outre, certaines caractéristiques du plan d'enquête, comme la durée de la période de collecte des données et la charge de travail de l'intervieweur, peuvent influer sur les taux de prise de contact.

2.2 Coopération

À l'étape qui suit la prise de contact, la question centrale est de savoir pourquoi les personnes échantillonnées acceptent ou non de coopérer avec l'intervieweur. Dans le modèle élaboré par Groves-Couper pour étudier la coopération, les causes proximales de la décision de coopérer ou de refuser de participer se situent au niveau du chef du ménage et de l'interaction de celui-ci avec l'intervieweur. Une autre composante du cadre théorique de G et C (1998) est l'ensemble de caractéristiques de conception de l'enquête, comme les moyens de collecte des données, l'annonce préalable de la demande de participation à l'enquête, l'importance du sujet, *etc.*

G et C (1998) tiennent également compte de deux facteurs ne relevant pas du contrôle du concepteur de l'enquête, à savoir l'influence exercée par la personne échantillonnée et par le contexte socioenvironnemental. Ils considèrent non pas que ces variables exercent une influence causale directe sur la coopération, mais qu'elles donnent une mesure indirecte de constructs essentiellement sociopsychologiques. À cet égard, des constructs théoriques importants sont le coût de renonciation, l'échange social et l'isolement social.

2.2.1 Coût de renonciation

La notion de coût de renonciation sous-entend que les personnes échantillonnées évaluent le coût de renonciation associé au fait d'accepter de consacrer de leur temps à répondre à une enquête. Un élément important de la théorie du coût de renonciation est le temps de loisir dont dispose la personne échantillonnée pour participer à l'enquête. Les personnes dont le temps de loisir est limité sont moins susceptibles de se sentir libre de participer à une enquête. Certains indicateurs indirects de la quantité de temps de loisir sont l'inverse du nombre d'adultes dans le ménage et la (quantité de) participation au marché du travail. Naturellement, il existe d'autres obligations que celles associées à l'emploi, comme les engagements à l'égard d'amis et de parents, qui sont également susceptibles d'accroître le coût de renonciation lié à la participation à une enquête.

2.2.2 Échange social

La théorie de l'échange social considère la valeur perçue de l'équité des associations de longue durée entre personnes ou entre une personne et des institutions sociétales (Blau 1964). Au cœur de toutes les conceptualisations de l'échange social, on trouve la notion selon laquelle, contrairement aux échanges économiques, tous les produits sociaux font partie d'un système de comptabilité intuitif dans lequel les dettes (par exemple, les obligations) et les crédits (par exemple les attentes) sont pris en compte (G et C 1998). La perspective de l'échange social peut être appliquée dans tous les cas où existe une relation courante entre l'organisme d'enquête et la personne échantillonnée (par exemple, enquête gouvernementale).

Les personnes qui reçoivent peu de services gouvernementaux pourraient, si l'on considère l'effet cumulatif de contacts multiples avec le gouvernement, se sentir moins obligées de coopérer. Puisque les services gouvernementaux sont prodigués de façon inégale dans les diverses strates socioéconomiques, les indicateurs du statut socioéconomique (SSE) devraient refléter l'influence des échanges sur la participation aux enquêtes. Toutefois, un problème important de la théorie de l'échange social est qu'on peut en déduire deux hypothèses alternatives du lien entre le SSE et la coopération (G et C 1998). D'une part, on peut soutenir que les groupes dont le SSE est faible ont sans doute la plus grande dette envers l'État en raison de l'aide

publique qu'ils reçoivent. Les groupes à SSE plus élevé, quant à eux, se sentent nettement moins redevables de quoi que ce soit. Dans cette perspective, la relation entre le statut socioéconomique et la propension à coopérer est négative. D'autre part, on peut émettre l'hypothèse d'une relation curvilinéaire entre le SSE et la coopération. Selon cette hypothèse, les groupes à SSE faible considèrent qu'ils sont systématiquement défavorisés comparativement aux personnes plus fortunées, tandis que les groupes à SSE élevé ont le sentiment que leur temps et leur argent sont sans cesse sollicités, mais qu'ils reçoivent peu en retour. Sous cette hypothèse, les groupes ayant le SSE le plus élevé et le SSE le plus faible se sentent l'un et l'autre relativement défavorisés dans leur relation avec les grandes institutions sociales et ont tendance à refuser de coopérer aux enquêtes.

2.2.3 Isolement social

L'hypothèse de l'isolement social est étroitement reliée à l'hypothèse de l'échange social. Les personnes socialement isolées sont déphasées par rapport à la culture dominante d'une société et ont tendance à se comporter selon des normes sous-culturelles ou à rejeter explicitement celles de la culture dominante. Elles sont considérées comme étant moins susceptibles que les autres de participer à diverses activités sociales et politiques, y compris répondre à des enquêtes (Couper, Singer et Kulka 1997). En ce qui concerne le SSE, la théorie de l'isolement social implique une relation positive entre le SSE et la coopération, les groupes dont le SSE est faible éprouvant du ressentiment à l'idée de dépendre de l'État et ceux dont le SSE est élevé manifestant un sens plus prononcé de devoir civique. Cette relation positive entre le SSE et l'isolement social est l'opposé de celle prévue par la théorie de l'échange social.

Les indicateurs démographiques de l'isolement social sont la race, l'ethnicité, l'âge et le sexe, les minorités, les personnes âgées et les hommes étant dans le rôle des personnes assez isolées. Au niveau individuel (micro), les indicateurs d'isolement social incluent le fait que la personne échantillonnée vive ou non dans un ménage ne comptant qu'une seule personne, le fait qu'elle ait ou non des enfants, le fait qu'elle ait ou non déménagé récemment et le fait qu'elle vive ou non dans un grand immeuble à logements multiples.

2.2.4 Urbanité

Au niveau communautaire, nous émettons l'hypothèse que les facteurs contextuels tels que l'urbanité, la densité de population, le taux de criminalité et le manque de cohésion sociale exercent une influence sur la participation à une enquête. Le taux de coopération des résidents des régions rurales a tendance à être plus élevé que celui des habitants des villes. Cependant, le mécanisme responsable de cet effet d'urbanité reste à préciser. Il pourrait être dû à la plus forte densité de population, le taux plus élevé de criminalité et le niveau plus élevé de désorganisation sociale associés à la vie dans les régions urbaines. On suppose que la densité de population réduit la coopération à cause de l'expérience de surpeuplement. La crainte de la criminalité peut être à l'origine du refus de fournir des renseignements à des étrangers. Enfin, la vie urbaine est associée à la désorganisation sociale, caractérisée par l'affaiblissement des réseaux locaux de parenté et d'amitié et la réduction de la participation aux affaires locales.

3. Données et méthode

3.1 Données

La présente étude porte à la fois sur des données agrégées et des microdonnées provenant du Recensement de la population de la Belgique de 1991 couplées à la variable de situation de réponse pour les répondants et les non-répondants à l'Enquête sur la fécondité et la famille en Belgique (EFF-Belgique 1991) réalisée peu après les opérations du recensement.

3.1.1 L'EFF de 1991

L'Enquête sur la fécondité et la famille en Belgique a été organisée par le Centre d'étude de la population et de la famille (CBGS), un institut scientifique créé par le gouvernement de la Communauté flamande. La collecte des données a eu lieu d'avril à octobre 1991, période qui est très proche de la date du recensement décennal, à savoir le 1er avril de la même année. Le projet de l'EFF met principalement l'accent sur le comportement de procréation, qu'il convient toutefois d'examiner dans le contexte général des antécédents d'union consensuelle et d'antécédents familiaux, et de l'interaction entre l'activité économique et la procréation (Cliquet et Callens 1993; Callens 1995). La population cible comprend les hommes et les femmes de nationalité belge, nés entre 1951 et 1970 et dont la résidence principale se situe dans la région flamande de Belgique.

Un plan d'échantillonnage en grappes à deux degrés a été utilisé pour échantillonner séparément les hommes et les femmes. Lors d'une première étape, les municipalités ont été sélectionnées à partir de diverses strates socio-économiques (Vanneste 1989). Puis, dans chaque municipalité sélectionnée, des individus ont été échantillonnés au hasard. De cette façon, 2 975 femmes et 1 989 hommes ont été sélectionnés pour participer à l'enquête. Une méthode sur le terrain a été appliquée pour compenser

pour la non-réponse, à savoir le remplacement aléatoire stratifié des non-répondants de l'échantillon cible par des personnes sélectionnées à partir d'un échantillon de réserve (Chapman 1983; Vehovar 1999).

L'échantillon final, c'est-à-dire y compris l'opération de substitution, comptait 4 776 personnes (2 897 femmes et 1 879 hommes). Dans la présente étude, nous utilisons les cas de réponse et de non-réponse de l'échantillon cible initial, ainsi que de l'opération de substitution sur le terrain ($N = 6\,847$).

Aussi bien chez les hommes que chez les femmes, dans sept cas sur dix, la non-réponse peut être attribuée à un refus de participer à l'enquête. Dans deux cas sur dix, elle est due au fait qu'il a été impossible de prendre contact avec la personne sélectionnée et dans un cas sur dix, l'interview n'a pas été possible à cause d'une maladie, de difficultés linguistiques ou d'autres raisons.

3.1.2 Appariement des données au niveau de la personne du Recensement de 1991 (1991)

Notre source principale d'information sur les cas de réponse et de non-réponse est le Recensement de 1991.

Pour nous efforcer de concilier la protection des renseignements personnels et les intérêts scientifiques, nous avons utilisé une technique simple pour apparier les données du recensement au niveau de la personne aux données d'enquête anonymes. Nous avons fourni à l'Institut national de statistique (INS) un ensemble de données contenant uniquement le numéro d'identification national et la situation de réponse pour chaque cas répondant et non répondant. Suite à l'opération d'appariement réalisée par l'INS, nous avons reçu une sélection de données du Recensement de 1991 enrichies au moyen de données sur deux variables d'enquête uniquement, à savoir la variable de situation de réponse et un indicateur précisant si la personne fait partie de l'échantillon de base ou de l'échantillon de substitution.

Les données de niveau individuel du Recensement de 1991 dont nous disposons sont celles du questionnaire individuel et du questionnaire sur l'unité de logement. Le questionnaire individuel contient des renseignements sur le lieu de résidence, la nationalité, la situation d'activité, le premier mariage, l'année de naissance des enfants, ainsi que les activités scolaires et professionnelles. Le questionnaire sur l'unité de logement comprend des renseignements sur l'unité de logement du ménage, dont le type d'unité de logement, le nombre d'unités de logement dans l'immeuble, la propriété, la date de construction, le nombre de pièces et le nombre de mètres carrés correspondant, la présence d'un téléphone et des indicateurs de confort, comme le nombre de salles de bain.

3.1.3 Possibilité de prise de contact et ses déterminants

Idéalement, pour étudier le processus de la possibilité de prise de contact, il faut posséder des données sur les résultats de toutes les tentatives successives de prise de contact avec les personnes échantillonnées. Pour la présente étude, nous ne disposons malheureusement pas de renseignements aussi détaillés; nous ne connaissons que le résultat final de chaque demande de participation à l'enquête. Par conséquent, nous pouvons étudier la probabilité de jamais prendre contact avec la personne échantillonnée (code 1 = prise de contact et code 0 = non-prise de contact), mais non s'il a été facile ou difficile d'établir le contact. Nous considérons les personnes échantillonnées que l'on sait ne pas (ou ne plus) résider à l'adresse échantillonnée comme ayant été rejointes. Pour 241 des 6 847 unités échantillonnées (3,52 %), toutes les tentatives de prise de contact ont échoué.

Les données que nous utilisons sont produites à deux niveaux, c'est-à-dire les niveaux individuel ($n = 6\,847$) et municipal ($n = 123$). Au niveau de la personne échantillonnée, nous considérons trois types de variables, à savoir les obstacles physiques à la prise de contact avec la personne échantillonnée, les raisons pour lesquelles les personnes échantillonnées sont présentes à leur domicile et les variables de contrôle.

Comme nous ne disposons d'aucune observation directe des intervieweurs sur les obstacles physiques, nous devons nous appuyer uniquement sur les indicateurs d'obstacle physique qui existent dans les données du recensement. Les trois variables utilisées sont le fait que l'unité de logement soit ou non un immeuble unifamilial, le fait que l'immeuble comprenant l'unité de logement soit grand (plus de 10 unités) ou non, et le fait que la personne échantillonnée soit abonnée ou non au téléphone.

Dans la présente étude, les déterminants du profil de présence au domicile sont l'état civil (non-marié(e), marié(e) et divorcé(e)), l'âge (20 à 24 ans, 25 à 29 ans, 30 à 34 ans, et 35 à 39 ans) et la situation d'activité (inactif(ve) c. autre). Pour les femmes uniquement, nous considérons aussi le nombre d'enfants (0, 1, 2 et 3+). Pour les personnes faisant partie de la population active, nous avons aussi des renseignements détaillés sur le travail à temps partiel *vs.* travail à temps plein, le nombre d'heures travaillées par semaine (<21, 21 à 35, 36 à 42, >42 heures), le type d'emploi (employé(e) c. à son propre compte), l'existence d'un deuxième emploi ou non, et le travail à domicile ou non.

Nous utilisons aussi deux variables de contrôle, à savoir la substitution (le fait qu'une personne échantillonnée provienne de l'échantillon cible de base ou de l'échantillon

de substitution) et le sexe (le fait qu'une personne échantillonnée provienne de l'échantillon de femmes ou de l'échantillon d'hommes).

Au niveau municipal (n = 123), nous utilisons cinq variables, à savoir la densité de population (nombre d'habitants par kilomètre carré pour le lieu de résidence de la personne échantillonnée), la situation urbaine (les villes d'Anvers et de Gand c. les autres municipalités), le pourcentage d'immeubles à logements multiples (par quartile : <7,13; 7,13 à 15,14; 15,14 à 27; >27), le pourcentage de logements occupés par le propriétaire (par quartile : <64,5; 64,5 à 71; 71 à 77,7; >77,7) et le pourcentage de personnes appartenant à une race minoritaire (par quartile : <0,90; 0,9 à 2,22; 2,22 à 5,29; >5,29).

3.1.4 Coopération et ses déterminants

Nous souhaitons déterminer la probabilité de jamais obtenir une coopération (code 1 = coopération et code = 0 non-coopération), conditionnellement à une prise de contact, et non s'il a été facile ou difficile d'obtenir la coopération de la personne échantillonnée. Pour 1 399 des 6 606 personnes échantillonnées avec lesquelles il y a eu prise de contact (21,18 %), toute tentative en vue d'obtenir leur coopération a échoué.

De nouveau, les données que nous utilisons sont mesurées à deux niveaux, à savoir ceux de l'individu et de la municipalité. Au niveau de la personne échantillonnée, nous disposons d'indicateurs pour l'hypothèse du coût de renonciation, l'hypothèse d'échange social et l'hypothèse d'isolement social. Nous utilisons la substitution comme variable de contrôle.

Pour l'hypothèse du coût de renonciation, les indicateurs sont la situation d'activité (inactif(ve) c. autre), le travail à temps partiel c. le travail à temps plein, le nombre d'heures travaillées par semaine (<21, 21 à 35, 36 à 42, >42 heures) et le type d'emploi (employé(e) c. à son propre compte).

Nos indicateurs de statut socioéconomique sont l'aire des pièces de séjour (en mètres carrés) (<65; 65 à 84; 85 à 104; 105 à 124; >125), le nombre de salles de bain (0, 1 et 2+) et le niveau d'études (primaire, secondaire – premier cycle, secondaire – deuxième cycle, supérieur – non universitaire et supérieur – universitaire). Les autres indicateurs pour l'hypothèse de l'échange social sont le fait de recevoir ou non un revenu de remplacement de l'État et le fait d'être ou non propriétaire du logement occupé.

Pour l'hypothèse de l'isolement social, les indicateurs sont le sexe, l'état civil (non marié(e), marié(e) ou divorcé(e)), l'âge (20 à 24 ans, 25 à 29 ans, 30 à 34 ans et 35 à 39 ans), le logement dans un immeuble unifamilial et, pour les femmes uniquement, le nombre d'enfants (0, 1, 2 et 3+) et la présence d'enfants de moins de cinq ans. Enfin, la substitution est incluse comme variable de contrôle.

Au niveau municipal, nous utilisons les cinq mêmes variables qu'à la section 3.1.3, c'est-à-dire la situation d'urbanité, la densité de population, le pourcentage d'immeubles à logements multiples, le pourcentage de logements occupés par le propriétaire et le pourcentage de personnes appartenant à une race minoritaire.

3.2 Méthode d'analyse

3.2.1 Test du χ^2 bivarié

Dans le cadre d'une première série d'analyses exploratoires des corrélats de la possibilité de prise de contact et de la coopération, nous calculons les pourcentages pour des tableaux de contingence à double entrée et incluons les résultats pour le test du χ^2 d'indépendance contre association. Comme tout test de signification, ce test du χ^2 indique le degré d'évidence de l'existence d'une association, mais non la force de cette dernière. Si au moins une variable est ordinale, il est possible d'utiliser des tests d'indépendance plus poussés que le test du χ^2, comme le test de tendance linéaire, mais, par souci de simplicité de l'exposé, nous ne les utilisons pas ici.

3.2.2 Régression logistique multiniveaux

Dans une deuxième série d'analyses, nous utilisons la régression logistique multiniveaux pour estimer simultanément l'effet de divers déterminants (Snijders et Boskers 1999). Nous optons pour une méthode multiniveaux, parce que nos données sont emboîtées hiérarchiquement, les individus correspondant au niveau inférieur (niveau 1) et les municipalités, au niveau supérieur (niveau 2).

Soit p_{ij} la probabilité qu'un individu i appartenant à la municipalité j soit rejoint (ou coopère). Nous considérons quatre modèles distincts pour expliquer cette probabilité, à savoir le modèle aléatoire nul, deux versions du modèle à ordonnée à l'origine aléatoire et le modèle de régression logistique standard.

Le modèle vide ou non conditionnel ne tient pas compte des variables explicatives. Nous spécifions le modèle de façon que les probabilités transformées logit p_{ij} suivent une loi normale :

$$\text{logit}(p_{ij}) = 1/(1+\exp(p_{ij})) = \gamma_0 + \boldsymbol{u_{0j}}$$

où γ_0 est la moyenne de population et $\boldsymbol{u_{0j}}$, l'écart aléatoire par rapport à cette moyenne pour le groupe j. Nous supposons que les écarts $\boldsymbol{u_{0j}}$ sont des variables aléatoires indépendantes et normalement distribuées de moyenne nulle et de variance τ_0^2.

Quand il existe r variables au niveau individuel qui pourraient expliquer les résultats observés, elles sont intégrées sous forme de fonction linéaire dans le modèle à ordonnée à l'origine aléatoire :

$$\text{logit}(p_{ij}) = \gamma_0 + \sum_{h=1}^{r} \gamma_h x_{hij} + \boldsymbol{u_{0j}}$$

où $\gamma_1, \ldots, \gamma_r$ sont les paramètres de pente mesurant l'effet des variables explicatives.

Si nous laissons tomber les effets aléatoires $\boldsymbol{u_{0j}}$, nous obtenons un modèle de régression logistique standard :

$$\text{logit}(p_{ij}) = \gamma_0 + \sum_{h=1}^{r} \gamma_h x_{hij} .$$

En incluant également s variables au niveau communautaire, nous obtenons un modèle à ordonnée à l'origine comprenant des covariables de niveau 1 et de niveau 2 :

$$\text{logit}(p_{ij}) = \gamma_0 + \sum_{h=1}^{r} \gamma_h x_{hij} + \sum_{k=1}^{s} \gamma_k x_{kij} + \boldsymbol{u_{0j}} .$$

Nous utilisons SAS Proc Nlmixed (SAS Institute 1999) pour estimer les paramètres. Dans SAS Proc Nlmixed, une version adaptative de la quadrature de Gauss-Hermite (intégration numérique) est utilisée pour résoudre le problème d'estimation du maximum de vraisemblance. Pour vérifier si un paramètre particulier est nul, on utilise un test du χ^2 du rapport des vraisemblances.

4. Résultats

4.1 Possibilité de prise de contact

Le tableau 1 donne les résultats bivariés pour le test du χ^2 du pourcentage de personnes pour lesquelles il n'y a eu aucune prise de contact selon divers indicateurs d'obstacle physique. Un corrélat important est le fait que le logement soit ou non un immeuble unifamilial, le taux de non-prise de contact étant nettement plus élevé pour les unités de logement dont la structure n'est pas unifamiliale (8,1 %) que pour les autres (2,4 %). En outre, le taux de non-prise de contact a tendance à être plus élevé pour les personnes échantillonnées vivant dans de grands immeubles à logements multiples (11 %) que pour celles ne vivant pas dans ce genre d'immeuble (3,1 %). Un autre corrélat important est l'existence d'un téléphone, aucun contact n'ayant été établi avec 9,7 % de personnes non abonnées au téléphone.

Le tableau 2 donne les résultats bivariés pour la possibilité de prendre contact selon la « raison d'être présent au domicile ». Une proportion relativement plus élevée de personnes échantillonnées non mariées (4,4 %) et divorcées (6,9 %) que de personnes mariées (2,9 %) ne sont jamais rejointes. Le taux de non-prise de contact est beaucoup plus faible pour les personnes inactives (0,9 %) que pour les autres (3,5 %). Le fait d'avoir au moins trois enfants donne un taux de non-prise de contact faible (0,9 %), comparativement au fait d'avoir deux enfants (2,6 %) ou au moins un enfant (4 %). Le taux de non-prise de contact est également un peu plus faible pour les personnes qui travaillent à domicile (1,5 %) et pour celles qui travaillent à leur propre compte (1,9 %) que pour celles qui travaillent ailleurs (3,6 %) ou qui sont employées (3,6 %), respectivement. L'âge, le nombre d'heures travaillées par semaine, le travail à temps partiel par opposition au travail à temps plein et le fait d'avoir ou non un deuxième emploi n'ont aucun effet significatif sur la possibilité de prise de contact.

Table 1
Pourcentage de personnes qui n'ont jamais été rejointes selon le type d'« obstacle physique »

Type d'obstacle physique	Pourcentage de personnes jamais rejointes	χ^2	*ddl*	*p*
Immeuble unifamilial		97,6	1	<0,0001
Non	8,1			
Oui	2,4			
Grand immeuble à logements multiples (>10)		38,4	1	<0,0001
Non	3,1			
Oui	11,0			
Téléphone		88,9	1	<0,0001
Non	9,7			

Tableau 2
Pourcentage de personnes qui n'ont jamais été rejointes selon la « raison de la présence au domicile »

Raisons de la présence au domicile	Pourcentage de personnes jamais rejointes	χ^2	*ddl*	*p*
État civil		19,4	2	<0,0001
Non marié(e)	4,4			
Marié(e)	2,9			
Divorcé(e)	6,9			
Inactif(ve) c. autre		4,0	1	0,04
Inactif(ve)	0,9			
Autre	3,5			
Nombre d'enfants[a]		14,5	3	0,0023
0	4,3			
1	4,0			
2	2,6			
3+	0,9			
Lieu d'emploi[b]		4,6	1	0,03
À domicile	1,5			
Ailleurs	3,6			
Type d'emploi[b]		4,0	1	0,05
Employé(e)	3,6			
À son propre compte	1,9			

[a] Sous-échantillon de femmes uniquement ($n = 4\,098$)
[b] Sous-échantillon de personnes actives uniquement ($n = 5\,368$)

En outre, la substitution est associée à un taux plus élevé de non-prise de contact (5,9 %) que pour l'échantillon de

base (2,6 %). Aucune différence significative n'est observée pour les sous-échantillons d'hommes et de femmes.

Dans un modèle de régression logistique multiple des effets combinés des indicateurs au niveau individuel ayant un effet bivarié marginal sur la possibilité de prise de contact, seul les attributs immeuble unifamilial ($\chi^2 = 35{,}75$, $p \leq 0{,}0001$), téléphone ($\chi^2 = 52{,}63$, $p \leq 0{,}0001$) et substitution ($\chi^2 = 28{,}59$, $p \leq 0{,}0001$) restent significatifs.

Au tableau 3, nous présentons les taux de non-prise de contact pour divers attributs environnementaux. Le taux de non-prise de contact est plus élevé pour les villes (6,6 %) que pour les régions non urbaines (3,1 %). Le pourcentage de personnes avec lesquelles il n'est jamais pris contact est plus élevé pour les zones à forte densité de population (5,4 %) que pour celles à faible densité (1,7 %). L'existence d'immeubles à logements multiples et la présence de personnes d'autres nationalités ont tendance à faire augmenter le taux de non-prise de contact. Enfin, il existe une association négative entre le pourcentage de logements occupés par le propriétaire et le taux de non-prise de contact.

Tableau 3
Pourcentage de personnes qui n'ont jamais été rejointes selon l'attribut « environnemental »

Attribut environnemental	Pourcentage de personnes jamais rejointes	χ^2	*ddl*	*p*
Situation d'urbanité		24,0	1	<0,0001
Ville	6,6			
Autre	3,1			
Densité de population		34,4	3	<0,0001
Quartile inférieur	1,7			
Deuxième quartile	3,2			
Troisième quartile	3,8			
Quartile supérieur	5,4			
Pourcentage d'immeubles à logements multiples		50,4	3	<0,0001
Quartile inférieur	2,0			
Deuxième quartile	2,2			
Troisième quartile	4,0			
Quartile supérieur	5,9			
Pourcentage de personnes d'autres nationalités		23,1	3	<0,0001
Quartile inférieur	2,5			
Deuxième quartile	2,3			
Troisième quartile	4,3			
Quartile supérieur	4,8			
Pourcentage de logements occupés par le propriétaire		64,4	3	<0,0001
Quartile inférieur	6,4			
Deuxième quartile	3,6			
Troisième quartile	1,6			
Quartile supérieur	2,7			

Nous complétons maintenant l'analyse bivariée par une analyse multivariée. Au tableau 4, nous présentons quatre modèles de la prise de contact relativement à la non-prise de contact. Le modèle 1 est le modèle aléatoire nul au niveau de la municipalité. Le modèle 2 est un modèle de régression logistique multiple dans lequel nous avons inclus les effets au niveau de la personne qui demeurent significatifs dans un contexte multivarié (c'est-à-dire immeuble unifamilial, téléphone et substitution) et la variable de situation d'activité à cause de son importance théorique. Le modèle 3 est une version à ordonnée à l'origine aléatoire du modèle 2. Dans le modèle 4, nous étendons le modèle 3 au moyen de la variable immeubles à logements multiples (en pourcentage) au niveau de la municipalité uniquement.

Tableau 4
Résultats des modèles de régression logistique (multiniveaux) de la possibilité de prise de contact

Résultats	Modèle 1 : aléatoire nul	Modèle 2 : régression logistique	Modèle 3 : ordonnée à l'origine aléatoire niveau 1	Modèle 4 : ordonnée à l'origine aléatoire niveaux 1 et 2
Ordonné à l'origine	4,01***	3,08***	3,68***	4,15***
	(0,16)	(0,73)	(0,77)	(0,79)
Caractéristiques individuelles				
Immeuble unifamilial		1,16***	1,02***	0,92***
		(0,15)	(0,17)	(0,17)
Téléphone		1,19***	1,25***	1,26***
		(0,16)	(0,17)	(0,17)
Inactif(ve) c. autre		−1,23	−1,34	−1,33
		(0,72)	(0,75)	(0,74)
Échantillon de substitution		−0,78***	−0,64***	−0,62***
		(0,14)	(0,15)	(0,15)
Caractéristiques municipales				−0,02*
Immeubles à logements multiples (%)				(0,01)
Variances estimées				
Var (ordonnée à l'origine)	1,03		0,82	0,79
Qualité de l'ajustement				
Somme des carrés des écarts	1 720	1 658	1 606	1 599

Nota: Les erreurs-types sont présentées entre parenthèses.
**p*<0,05, ** *p*<0,01, ****p*<0,001, tests unilatéraux.

Les effets des covariables au niveau de la personne introduites dans les modèles 2, 3 et 4 concordent avec les observations de l'analyse bivariée. Le fait de vivre dans un immeuble unifamilial et l'existence d'un téléphone ont une influence positive sur la possibilité de prise de contact,

tandis que l'effet de la situation d'activité n'est pas significatif. L'effet de la substitution sur le terrain est négatif. Nous notons aussi une réduction (assez faible) de la valeur du coefficient de régression pour l'habitation d'un immeuble unifamilial et la substitution dans les modèles multiniveaux 3 et 4. Ces deux modèles ont une composante de variance pour l'ordonnée à l'origine. Pour tester l'hypothèse nulle selon laquelle la variance à l'ordonnée à l'origine est nulle, nous utilisons le test du rapport des vraisemblances et comparons le modèle logit classique (modèle 2) au modèle à ordonnée à l'origine aléatoire (modèle 3). La différence entre les sommes des carrés des écarts des deux modèles est importante (52). Par conséquent, il pourrait exister dans l'ordonnée à l'origine une certaine variance que l'on devrait expliquer au moyen de covariables de niveau municipal. En introduisant les caractéristiques de la municipalité une à la fois, nous pouvons tester quels effets sont significatifs en calculant les différences entre les sommes des carrés des écarts du modèle 4 et du modèle 3. La seule différence importante est celle observée pour la variable « immeuble à logements multiples » (sept unités de différence). Aucune différence entre les sommes des carrés des écarts n'est observée pour l'introduction des autres variables de niveau 2 (situation d'urbanité, pourcentage de logements occupés par le propriétaire, densité de population et pourcentage de personnes d'autres nationalités).

Nous considérons que les modèles 3 et 4 sont les meilleurs. Selon ces modèles multiniveaux, le taux de non-prise de contact varie considérablement selon la municipalité. Cependant, les covariables de niveau municipal considérées dans notre étude ne permettent d'expliquer qu'une faible part de cette variation.

4.2 Coopération

Au tableau 5, nous présentons les résultats bivariés pour les indicateurs de l'hypothèse du coût de renonciation. Le fait d'être inactif ou non ne semble pas avoir d'effet sur le taux de coopération. Cependant, si nous utilisons des indicateurs de temps de loisir, comme le travail à temps partiel par opposition au travail à temps plein ou le nombre d'heures travaillées par semaine, les résultats bivariés confirment la relation négative prévue. En outre, le taux de coopération est plus faible pour les travailleurs autonomes que pour les employés.

Les prévisions fondées sur la théorie de l'échange social ne s'observent pas dans les résultats bivariés présentés au tableau 6. Les indicateurs de SSE, comme l'aire des pièces de séjour et le nombre de salles de bain, sont associés non pas négativement, mais positivement, à la coopération. Naturellement, ces mesures ne sont pas parfaites, parce qu'il nous est impossible de tenir compte de la taille du ménage. Le résultat pour le niveau d'études est une autre indication d'une association positive entre la coopération et le SSE. Le fait de recevoir ou non un revenu de remplacement de l'État et d'être ou non propriétaire du logement n'ont pas d'effet sur le taux de coopération.

Tableau 5
Pourcentage de coopération selon les indicateurs de l'« hypothèse du coût de renonciation »

Indicateurs de coût de renonciation	Percentage cooperated	χ^2	*ddl*	*p*
Inactif(ve) c. autre		0,41	1	0,52
Inactif(ve)	77,0			
Autre	78,9			
Temps partiel c. temps plein[b]		10,04	1	0,001
Temps partiel	82,3			
Temps plein	77,4			
Nombre d'heures travaillées[b]		15,3	3	0,0016
<20	80,1			
21-35	84,7			
36-42	77,6			
>43	75,7			
Situation d'emploi[b]		4,2	1	0,04
Employé	78,7			
Travailleur autonome	74,6			

[b] Sous-échantillon de personnes actives uniquement ($n = 5\ 180$)

Tableau 6
Pourcentage de coopération selon les indicateurs de l'« hypothèse d'échange social »

Indicateurs d'échange	Pourcentage de cooperation	χ^2	*ddl*	*p*
Aire des pièces de séjour (m^2)		26,8	4	<0,0001
< 65	74,8			
65 à 84	77,6			
85 à 104	78,6			
105 à 124	79,9			
> 125	83,1			
Nombre de salles de bain		7,9	2	0,02
0	74,2			
1	78,6			
2	83,5			
Niveau de scolarité		46,7	4	<0,0001
Primaire	76,6			
Secondaire, premier cycle	74,5			
Secondaire, deuxième cycle	78,7			
Supérieur, non universitaire	85,1			
Supérieur, universitaire	82,2			
Revenu de remplacement		0,3	1	0,58
Non	78,7			
Oui	79,5			
Logement occupé par le propriétaire		3,4	1	0,06
Non	77,4			
Oui	79,4			

Dans un modèle de régression logistique multiple des effets combinés des indicateurs d'échange social qui ont un effet bivarié marginal sur la coopération, seuls les effets du niveau d'études ($\chi^2 = 39{,}35$, $ddl = 4$, $p < 0{,}0001$) et l'aire des pièces de séjour ($\chi^2 = 13{,}4$, $ddl = 4$, $p = 0{,}0095$) demeurent significatifs.

À la section sur l'hypothèse de l'échange social, nous dégageons certaines preuves que les personnes dont le SSE est faible coopèrent moins aux enquêtes que celles dont le SSE est élevé. Ce genre de relation positive entre le SSE et la coopération est prévu par l'hypothèse d'isolement social. Les indicateurs démographiques de la théorie de l'isolement social sont le sexe, l'état civil et l'âge (voir le tableau 7). Nous n'observons aucun effet pour le sexe, l'état civil (cependant, les personnes divorcées sont probablement moins coopératives) ni la vie dans un immeuble unifamilial. L'âge semble avoir un effet négatif sur la coopération. Pour les femmes uniquement, nous disposons aussi de données sur la présence d'enfants dans le ménage. Nous constatons que le nombre d'enfants a un effet positif sur le taux de coopération. L'âge des enfants est également important, la présence de jeunes enfants étant associée à un taux plus élevé de coopération.

Tableau 7
Pourcentage de coopération selon
les indicateurs de l'« hypothèse d'isolement social »

Indicateurs d'isolement social	Pourcentage de coopération	χ^2	*ddl*	*p*
Sexe		1,56	1	0,21
Masculin	78,1			
Féminin	79,3			
État civil		3,11	2	0,21
Non-marié	79,8			
Marié	78,6			
Divorcé	75,4			
Immeuble unifamilial		0,76	1	0,38
Non	78,9			
Oui	77,7			
Âge		17,5	3	0,0006
20-24	80,8			
25-29	80,7			
30-34	78,3			
35-39	75,5			
Nombre d'enfants[a]		18,2	3	0,0004
0	77,9			
1	76,3			
2	81,7			
3+	84,9			
Présence de jeunes enfants[a]		12,3	1	0,0005
Non	77,8			
Oui	82,8			

[a] Sous-échantillon de femmes uniquement ($n = 3\,955$)

La variable de contrôle de substitution a un effet légèrement négatif sur la coopération ($\chi^2 = 4{,}24$, $p = 0{,}039$), le taux de coopération étant plus faible pour l'échantillon de substitution (77,3 %) que pour l'échantillon de base (79,5 %).

Le tableau 8 contient les résultats bivariés pour les différences de coopération selon l'environnement social. La densité de population a un effet curvilinéaire sur la coopération. Le fait de résider dans une grande région métropolitaine n'a aucun effet. Donc, les preuves données dans la littérature que le surpeuplement et le niveau élevé de stimulation sont négativement associées à la coopération sont discutables.

Tableau 8
Pourcentage de coopération selon l'attribut « environnemental »

Attribut environnemental	Pourcentage de coopération	χ^2	*ddl*	*p*
Situation d'urbanité		0,84	1	0,36
Ville	80,1			
Autre	78,7			
Densité de population		10,7	3	0,014
Quartile inférieur	80,0			
Deuxième quartile	79,9			
Troisième quartile	76,0			
Quartile supérieur	79,4			
Pourcentage d'immeubles à logements multiples		3,1	3	0,38
Quartile inférieur	80,1			
Deuxième quartile	79,2			
Troisième quartile	77,9			
Quartile supérieur	78,1			
Pourcentage de logements occupés par le propriétaire		12,3	3	0,0063
Quartile inférieur	79,7			
Deuxième quartile	76,2			
Troisième quartile	78,5			
Quartile supérieur	80,9			
Pourcentage de personnes d'autres nationalités		5,2	3	0,16
Quartile inférieur	77,7			
Deuxième quartile	77,6			
Troisième quartile	79,6			
Quartile supérieur	80,2			

L'effet des indicateurs de cohésion sociale n'est pas clair. Seule la variable de pourcentage de logements occupés par le propriétaire a un effet (curvilinéaire). Les variables de pourcentage de personnes d'autres nationalités et de pourcentage d'immeubles à logements multiples semblent n'avoir aucun effet.

Enfin, nous présentons au tableau 9 une série de modèles de régression pour la coopération comparable à ceux de la section 4.1. Dans ces modèles, nous avons inclus quatre covariables de niveau individuel, à savoir l'aire des pièces de séjour (<84, >84 m²), le niveau d'études (jusqu'au

niveau secondaire – deuxième cycle c. niveau supérieur), l'âge (20 à 29 ans, 30 à 39 ans) et l'échantillon de substitution. Nous avons choisi l'aire des pièces de séjour et le niveau d'études comme seuls indicateurs de l'hypothèse de l'échange social dans le modèle de régression logistique multiple décrit antérieurement. L'âge est la seule variable dont l'effet est significatif pour les résultats bivariés pour l'hypothèse d'isolement social. Enfin, la substitution est introduite pour tenir compte des effets éventuels du travail sur le terrain. L'effet légèrement négatif de la substitution dans le modèle 2 pourrait indiquer que la substitution sur le terrain a un effet négatif sur la coopération. Cependant, cet effet disparaît entièrement si l'on introduit une ordonnée à l'origine aléatoire (modèles 3 et 4). Les effets des autres covariables de niveau individuel concordent avec les résultats de l'analyse bivariée et sont les mêmes pour les modèles 2 à 4. Les indicateurs de SSE, comme le niveau d'études et l'aire des pièces de séjour ont un effet positif et l'âge a un effet négatif sur la coopération. Ces effets confirment l'hypothèse de l'isolement social plutôt que celle de l'échange social.

Tableau 9
Résultats des modèles de régression logistique (multiniveaux) de la coopération

Résultats	Modèle 1 : aléatoire nul	Modèle 2 : régression logistique	Modèle 3 : ordonnée à l'origine aléatoire niveau 1	Modèle 4 : ordonnée à l'origine aléatoire niveaux 1 et 2
Ordonné à l'origine	1,41***	1,24***	1,30***	1,39***
	(0,06)	(0,06)	(0,08)	(0,10)
Caractéristiques individuelles				
Échantillon de substitution		−0,15*	−0,03	−0,02
		(0,07)	(0,07)	(0,07)
L'aire des pièces de séjour		0,23***	0,24***	0,24***
		(0,06)	(0,06)	(0,06)
Niveau d'études		0,45***	0,47***	0,47***
		(0,08)	(0,08)	(0,08)
Âge		−0,23***	−0,23***	−0,23***
		(0,06)	(0,06)	(0,06)
Caractéristiques municipales				−0,006
Immeubles à logements multiples (%)				(0,004)
Variances estimées				
Var (ordonnée à l'origine)	0,21		0,21	0,21
Qualité de l'ajustement				
Somme des carrés des écarts	6 664	6 664	6 596	6 594

Nota: Les erreurs-types sont présentées entre parenthèses. * p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001, tests unilatéraux.

La seule variable de niveau 2 ayant une importance (modérée) est celle des immeubles à logements multiples (en pourcentage), qui a été retenue dans le modèle 4. Le test du rapport des vraisemblances pour l'introduction de cette variable donne une différence de deux unités en ce qui concerne la somme des carrés des écarts à la moyenne. L'introduction d'une ou de plusieurs autres variables de niveau 2 donne des différences entre les résultats des tests du rapport des vraisemblances s'approchant de zéro en ce qui concerne la somme des carrés des écarts. Nous considérons les modèles 3 et 4 comme étant les plus appropriés. La différence entre les sommes des carrés des écarts à la moyenne des modèles 3 et 2 est de huit unités, résultat qui est significatif. La variance du terme d'ordonnée à l'origine est modérée (0,21). L'introduction de covariables de deuxième niveau (y compris celle d'immeubles à logements multiples) ne modifie pour ainsi dire pas ce terme de variance. Par conséquent, nous pouvons déclarer que les attributs environnementaux, comme l'urbanité, ne jouent pas un rôle important dans l'explication de la coopération.

5. Discussion

Le présent article décrit l'utilisation de données du Recensement de 1991 de niveaux individuel et municipal appariées aux données sur la variable de situation de réponse de l'Enquête sur la fécondité et la famille réalisée en Belgique pour analyser l'importance relative des corrélats de la prise de contact et de la coopération.

L'analyse est structurée conformément au cadre conceptuel de Groves-Couper. À l'étape de l'analyse bivariée, nous observons essentiellement le même type de corrélats que ceux prévus et effectivement observés lors d'une analyse américaine portant sur plusieurs enquêtes (G et C 1998). Une différence importante entre la présente étude et les résultats américains semble tenir à la nature de l'effet des indicateurs de SSE (par exemple, le niveau d'études) sur la coopération. Nous constatons une relation positive alors que l'étude américaine a abouti à l'observation d'une relation inverse. Nous pouvons imaginer deux explications différentes de ces résultats contradictoires. La première est fondée sur les effets de la conception de l'enquête, comme l'importance du sujet. L'EFF de la Belgique est peut-être atypique en ce sens qu'elle pourrait intéresser disproportionnément la population la plus instruite à cause de son contenu particulier. La répétition de la présente analyse pour des enquêtes portant sur des sujets variés permettrait de tester facilement cette hypothèse. Une autre hypothèse est que les effets du niveau d'études sur la collaboration à l'enquête varient d'une société à l'autre. S'il en est ainsi, le défi consiste à découvrir pourquoi cette relation varie selon

le pays. Ce genre d'hypothèse est nettement moins facile à vérifier, car elle nécessite des données sur plusieurs pays.

À l'étape de l'analyse par régression logistique multiniveaux, l'effet de tous les facteurs contextuels, sauf un, disparaît complètement. Seul l'effet de la variable de pourcentage d'immeubles à logements multiples présente une certaine résistance, quoique faible, au caractère aléatoire environnemental présent dans les modèles à ordonnée à l'origine aléatoire, résultat qui nous paraît fort curieux. La variation aléatoire environnementale au niveau municipal semble dominer en grande partie, même la dichotomie région urbaine-région rurale. Une explication éventuelle est que la variation au niveau communautaire est dominée par les effets d'intervieweur et non par les facteurs environnementaux.

Remerciements

Le présent article est le fruit de nos activités relatives à la conception et à l'organisation des enquêtes menées au Centre d'étude de la population et de la famille (CBGS), un institut scientifique de la Communauté flamande de Belgique. Nous sommes reconnaissants à l'Institut national de statistique de la Belgique, aux autorités locales et au Registre national de leur collaboration. Nous remercions aussi le rédacteur et deux examinateurs anonymes de leurs suggestions et commentaires constructifs. Enfin, l'étude a été financée par une bourse du programme Bijzondere Doctoraatsbeurs 2002–2003 du FWO.

Bibliographie

Blau, P.M. (1964). *Exchange and Power in Social Life*. New York: John Wiley & Sons, Inc.

Callens, M. (1995). *De 'Fertility and Family Survey' in Vlaanderen (Nego V, 1991), De gegevensverzameling*. Brussel: CBGS-document. 1995, 4.

Chapman, D.W. (1983). The impact of substitution on survey estimates. Dans *Incomplete Data in Sample Surveys, Proceedings of the Symposium*, (Éds. W.G. Madow et I. Olkin). New York: Academic, 2, 45-61.

Cliquet, R.L., et Callens, M. (Éd.) (1993). *Gezinsvorming in Vlaanderen. Hoe en Wanneer*? Brussel: CBGS Monografie 1.

Couper, M.P., Singer, E. et Kulka, R.A. (1997). Participation in the decennial census: Politics, privacy, pressures. *American Politics Quarterly*, 26, 59-80.

Groves, R.M., et Couper, M. (1998). *Nonresponse in Household Interview Surveys*. New York: John Wiley & Sons, Inc.

SAS Institute Inc. (1999). *SAS/STAT® User's Guide*. Version 8, Cary, NC: SAS Institute Inc.

Snijders, T.A.B., et Boskers, R.J. (1999). *Multilevel Analysis, an Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. London: Sage Publications.

Vanneste, D. (1989). *Economische Typering Van de Belgische Gemeenten*. Leuven: Leuvense Geografische Papers.

Vehovar, V. (1999). Field substitution and unit nonresponse, *Journal of Official Statistics*, 15, 2, 335-350.