

Techniques d'enquête

Qui demande? Effets de l'intervieweur sur la non-réponse totale dans la Household Finance and Consumption Survey

par Nicolas Albacete, Pirmin Fessler et Peter Lindner

Date de diffusion : le 23 décembre 2025



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

- | | |
|---|----------------|
| • Service de renseignements statistiques | 1-800-263-1136 |
| • Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants | 1-800-363-7629 |
| • Télécopieur | 1-514-283-9350 |

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « [Normes de service à la clientèle](#) ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Publication autorisée par la ministre responsable de Statistique Canada

© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par la ministre de l'Industrie, 2025

L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'[entente de licence ouverte](#) de Statistique Canada.

Une [version HTML](#) est aussi disponible.

This publication is also available in English.

Qui demande? Effets de l'intervieweur sur la non-réponse totale dans la Household Finance and Consumption Survey

Nicolas Albacete, Pirmin Fessler et Peter Lindner¹

Résumé

La présente étude permet d'examiner les effets de l'intervieweur sur la non-réponse des ménages dans le cadre de trois vagues de la Household Finance and Consumption Survey (HFCS ou *enquête sur les finances et la consommation des ménages* en français) en Autriche à l'aide d'un modèle multiniveau. Traiter la non-réponse à sa source est crucial pour maintenir la qualité et la représentativité des données d'enquête. Nos conclusions indiquent que la variation du comportement de réponse expliquée par les effets de l'intervieweur a diminué, passant d'un tiers à la première vague à 7 % à la troisième vague. Les intervieweurs efficaces tendent à être titulaires d'un grade universitaire, à être mariés, à être propriétaires et à avoir une plus grande charge de travail. De plus, une rémunération moyenne plus élevée dans la municipalité du ménage influe négativement sur la participation aux enquêtes. Ces renseignements soulignent l'intérêt d'une sélection ciblée des intervieweurs et de stratégies de formation pour améliorer les taux de réponse.

Mots-clés : Effets de l'intervieweur; enquête par intervieweur; HFCS; non-réponse totale.

1. Introduction

Les données d'enquête sont cruciales pour l'économie et les sciences sociales; elles sont souvent recueillies par des statisticiens et analysées par des économistes qui peuvent ne pas bien connaître le processus de collecte de données. La non-réponse totale est un enjeu important et croissant en matière de collecte de données d'enquête. La présente étude permet d'examiner les effets de l'intervieweur sur la non-réponse totale à l'aide des données de la Household Finance and Consumption Survey (HFCS ou *enquête sur les finances et la consommation des ménages* en français), une enquête complexe par interview sur place.

Kreuter (2008) relève quatre façons dont les intervieweurs influencent les réponses : la présence, les caractéristiques observables, le comportement verbal et non verbal, et les éventuelles erreurs. Les études connexes sur la non-réponse partielle comprennent celle de Blom et Korbmacher (2013).

Comprendre la façon dont les intervieweurs et les unités d'échantillonnage interagissent est important non seulement en matière de sélection et de formation des intervieweurs, afin de mettre en correspondance les intervieweurs et les unités d'échantillonnage ainsi que de surveiller et de récompenser les intervieweurs (Groves et Couper, 1998; De Leeuw, Hox et Dillman, 2008; Kennickell, 2006b; Kennickell, 2006a; Kennickell, 2008; Kreuter, 2008), mais également afin d'analyser statistiquement les résultats d'enquête (par exemple lors de la création de la pondération d'enquête de la HFCS en Autriche; voir Albacete, Dippenaar, Lindner et Wagner, 2018). Malgré son importance, peu de recherches ont été menées sur cette partie cruciale de la production de données.

1. Nicolas Albacete, Pirmin Fessler et Peter Lindner, Banque nationale d'Autriche, section de la recherche. Courriels : nicolas.albacete@oenb.at; pirmin.fessler@oenb.at; peter.lindner@oenb.at.

Des études, telles que celles de Durrant, Groves, Staetsky et Steele (2010) et de Hox et de Leeuw (2002), sont axées sur la prise de contact initiale entre l'intervieweur et l'unité d'échantillonnage et identifiant les comportements et les stratégies efficaces. Beerten (1999) ainsi que Jäckle, Lynn, Sinibaldi et Tipping (2013) analysent la relation entre les caractéristiques observables des intervieweurs et les réponses à une enquête, révélant que les intervieweurs enregistrant un moins grand nombre de refus enregistrent également un moins grand nombre d'échecs de prise de contact (Pickery et Loosveldt, 2002; O'Muircheartaigh et Campanelli, 1999).

Les taux de réponse sont plus élevés parmi les intervieweuses (O'Muircheartaigh et Campanelli, 1999; Hox et de Leeuw, 2002) et les intervieweurs plus âgés (Kennickell, 1999; O'Muircheartaigh et Campanelli, 1999; Hox et de Leeuw, 2002; Merkle et Edelman, 2002; Singer, Glassman et Frankel, 1983). Les effets d'autres caractéristiques, comme la voix (Schaeffer, Dykema et Maynard, 2010) et la race (Merkle et Edelman, 2002; Singer et coll., 1983), ne sont ni concluants ni significatifs. L'expérience, les connaissances et les attitudes positives en matière de persuasion sont associées positivement aux taux de réponse (Schaeffer et coll., 2010), alors que des mesures de la personnalité ne révèlent aucun effet robuste (Groves et Couper, 1998).

L'interaction entre l'intervieweur et le répondant est essentielle, en particulier entre la présentation et la décision de participation. L'improvisation accroît les taux de réponse (Houtkoop-Steenstra et van den Bergh, 2000; Morton-Williams, 1993). Des techniques, comme l'adaptation et le maintien de l'interaction, réduisent les taux de refus (Cialdini, Couper and Groves, 1992; Schaeffer et coll., 2010; Kennickell, 1999).

Pour obtenir des analyses documentaires complètes, voir Schaeffer et coll. (2010) ainsi que Jäckle et coll. (2013). Notre étude s'appuie sur des constatations de West et Blom (2017) publiées dans le *Journal of Survey Statistics and Methodology* et étend leur analyse des effets de l'intervieweur sur la non-réponse totale.

Notre étude contribue à la documentation existante au moyen de la modélisation de la non-réponse dans le cadre de la HFCS à partir de trois sources de données. En analysant les effets des caractéristiques des intervieweurs et de l'environnement social, nous soulignons le rôle significatif de la sélection et de la formation des intervieweurs. Nos résultats montrent que les intervieweurs ayant un niveau de scolarité plus élevé, étant mariés, étant propriétaires et ayant une plus grande charge de travail sont plus efficaces (dans le cadre d'enquêtes sur la richesse). Par conséquent, nous recommandons une affectation ciblée sur le terrain des intervieweurs présentant ces caractéristiques et la mise en place de programmes de formation adaptés pour améliorer leur efficacité. De plus, nous suggérons une surveillance et un soutien continus pour maintenir des taux de réponse élevés.

Nous utilisons des données d'une enquête-ménage à grande échelle portant sur un sujet délicat, la richesse, et analysons la non-réponse sélective en tenant compte d'un vaste ensemble de paradosés et d'informations auxiliaires disponibles pour toutes les unités échantillonnées, et non pour les répondants

seulement. La deuxième source est des données administratives régionales sur le revenu. La troisième est une enquête détaillée auprès des intervieweurs comprenant des caractéristiques et des traits de personnalité relatifs aux intervieweurs. La combinaison de ces trois ensembles de données nous permet d'utiliser une modélisation multiniveau pour déterminer la part de variation dans le comportement de réponse s'expliquant au niveau de l'intervieweur. Un test du rapport de vraisemblance des composantes de variance entraîne le rejet de l'hypothèse nulle en fonction d'une combinaison de distributions du χ^2 à des niveaux de signification conventionnels, ce qui justifie donc l'approche multiniveau. Cela nous permet également d'analyser l'effet des caractéristiques et des traits de personnalité des intervieweurs sur le comportement de réponse, tout en tenant compte d'autres facteurs déterminants importants qui ne sont ni des caractéristiques de l'intervieweur ou de l'unité d'échantillonnage, mais des paradosées et des informations auxiliaires servant de données substitutives à l'environnement social de l'unité d'échantillonnage (déterminé comme étant une variable de contrôle essentielle dans Groves et Couper, 1998, ainsi que dans Beerten, 1999), à la fois pour les unités d'échantillonnage participantes et non participantes.

La structure du présent article est la suivante : dans la section 2, nous fournissons un aperçu de notre plan d'étude; nous présentons ensuite les résultats dans la section 3 et la conclusion dans la section 4. Des tableaux et des figures supplémentaires sont accessibles dans l'annexe en ligne à l'adresse suivante (en anglais seulement) :

https://www.hfcs.at/dam/jcr:52e5e12d-8dfe-4083-983f-f7056bf07c48/AFL_OnlineAppendix.pdf.

2. Plan d'étude

Dans la section 2.1, nous présentons les grandes lignes du cadre théorique et des hypothèses; dans la section 2.2, nous détaillons les données relatives à l'enquête et aux intervieweurs; dans la section 2.3, nous décrivons la stratégie d'estimation empirique et dans la section 2.4, nous présentons les spécifications de modèle utilisées dans notre analyse.

2.1 Considérations théoriques

Notre travail vise à comprendre la décision de participer à une enquête et son interaction avec divers facteurs en vue d'améliorer de futures enquêtes. Trois facteurs sont pertinents pour cela : l'intervieweur, l'environnement social au sein duquel a lieu l'interview avec les répondants et les caractéristiques des unités d'échantillonnage, qui peuvent elles-mêmes être façonnées par l'environnement social. Un intervieweur ne peut pas sélectionner les caractéristiques des unités d'échantillonnage, donc il ne peut pas les influencer. Cependant, l'environnement social peut à la fois influencer d'une part sur l'interaction entre l'intervieweur et l'unité d'échantillonnage et d'autre part sur l'unité d'échantillonnage elle-même.

Sur le plan de l'environnement social, nous examinons divers facteurs sociaux au niveau du logement, de la zone et de la région pouvant influencer la participation. Au niveau de l'intervieweur, nous utilisons des caractéristiques, des traits de personnalité et l'expérience, qui peuvent influencer de manière significative sur l'interaction avec l'unité d'échantillonnage. La sélection et la formation des intervieweurs jouent, en outre, un rôle crucial (Groves et Couper, 1998). Nous prenons en compte les cinq grands traits de personnalité issus de la psychologie (l'ouverture à l'expérience, le caractère consciencieux, l'extraversion, l'agréabilité et le névrosisme), car ils peuvent influencer la participation (McCrae et John, 1992). Au niveau de l'unité d'échantillonnage, nous observons les décisions de participation et tenons compte des caractéristiques sociales et personnelles influençant la volonté de participer à l'enquête, en combinant les refus et les échecs de prise de contact pour représenter la non-participation.

Notre principal objectif est de quantifier l'influence de l'intervieweur sur la décision de participation en tenant compte de l'environnement social. À cette fin, il est important d'observer à la fois les répondants et les non-répondants. Notre deuxième objectif est de mieux comprendre les caractéristiques de l'intervieweur pouvant jouer un rôle dans le processus et, plus précisément, si l'expérience et les traits de personnalité mesurés à l'aide des cinq grands traits peuvent avoir une influence.

La compréhension de ces éléments peut contribuer à stimuler la participation aux enquêtes et à améliorer la formation et la sélection des intervieweurs, dans le but de faire correspondre l'intervieweur « adéquat » à un répondant afin de maximiser la qualité de l'interaction. On pourrait éventuellement tenir compte de caractéristiques telles que l'expérience de l'intervieweur, ses traits de personnalité ou des facteurs démographiques comme l'âge, le genre et le bagage culturel. Même si les systèmes de collecte actuels ne permettent pas de faciliter automatiquement une telle mise en correspondance, cela pourrait être intégré dans les plans d'enquêtes futures. Des limites pratiques comme une hausse des coûts ou des difficultés de recrutement peuvent atténuer les éventuels bénéfices, mais ces connaissances demeurent précieuses. Malgré ces défis, nous pouvons en tirer des recommandations pratiques pour améliorer les méthodologies d'enquête. En comprenant les caractéristiques principales et les besoins de formation d'intervieweurs efficaces, nous pouvons mettre en place des programmes de recrutement et de formation ciblés. Ces stratégies pourraient permettre d'améliorer la qualité des interactions entre les intervieweurs et les répondants pour ainsi accroître les taux de réponse et la qualité globale des données d'enquête.

2.2 Données et stratégie d'estimation

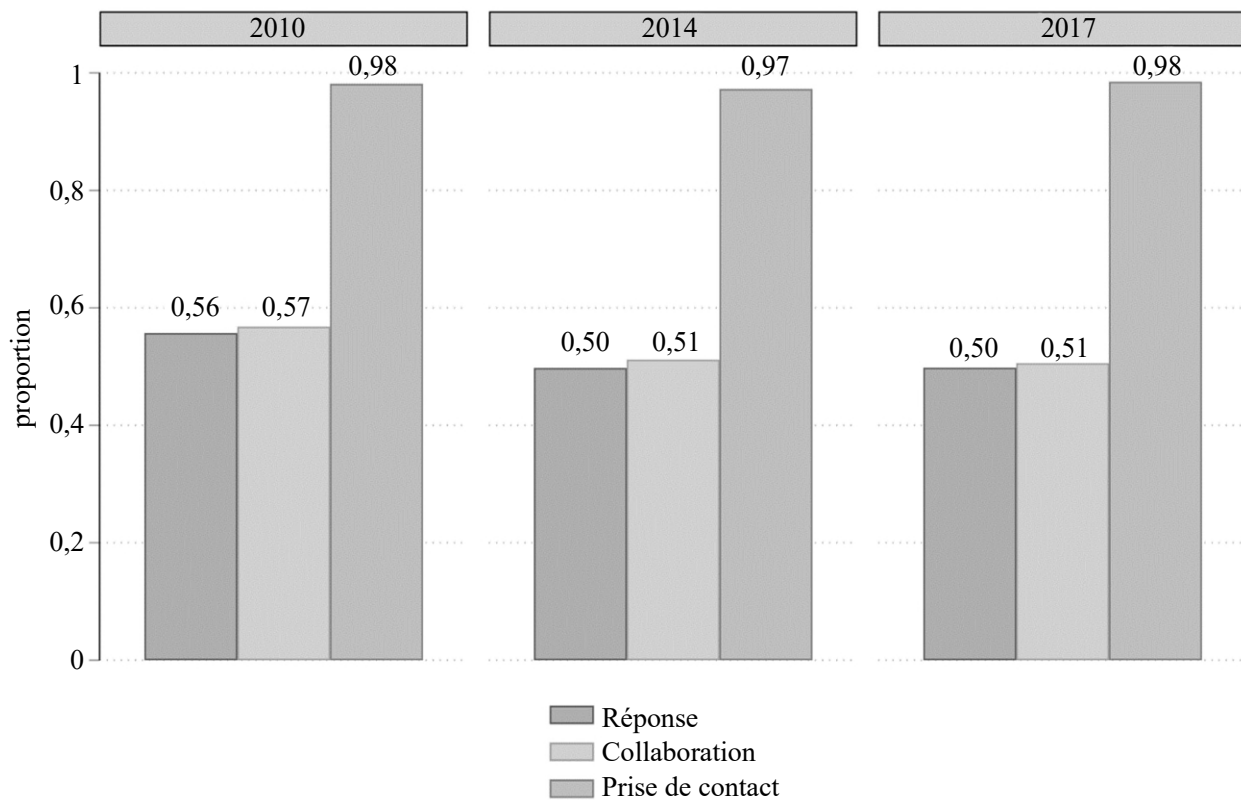
La présente étude repose sur la plus vaste enquête sur la richesse en Europe, à laquelle s'ajoutent des données administratives.

2.2.1 Household Finance and Consumption Survey

Nous utilisons trois vagues (échantillons représentatifs répétés) de la HFCS menée en Autriche en 2010, en 2014 et en 2017 (Albacete, Lindner, Wagner et Zottel, 2012; Albacete, Lindner et Wagner, 2016;

Albacete et coll., 2018; Fessler, Mooslechner et Schürz, 2012; Fessler, Lindner et Schürz, 2016; Fessler, Lindner et Schürz, 2018). Dans la partie de la HFCS relative à l'Autriche, on utilise un échantillonnage stratifié en grappes à deux degrés. La stratification des échantillons est fondée sur des renseignements géographiques (régions au niveau NUTS 3 [nomenclature des unités territoriales statistiques] : États fédérés et districts politiques) et des catégories de taille de municipalité donnant de 170 à 185 strates (selon la vague) très précises (à la médiane, seules deux grappes sont tirées aléatoirement par strate). Le plan d'échantillonnage à deux degrés comprend, d'abord, de sélectionner un échantillon aléatoire de districts de dénombrement (la plus petite unité géographique pour laquelle des données statistiques sont disponibles) à partir de chaque strate, ce qui donne de 422 à 619 grappes (selon la vague), puis de sélectionner un échantillon aléatoire de ménages à partir de chaque district de dénombrement échantillonné. Dans la mesure du possible, nous tenons compte du plan d'échantillonnage dans l'estimation. Les tailles des échantillons bruts étaient 4 436, 6 398 et 6 280, et les taux de réponse étaient d'environ 50 % à 56 % (voir la figure 2.1). Le nombre d'intervieweurs a diminué, passant de 85 à 70; tous ont reçu une formation d'une journée entière avant le travail sur le terrain.

Les ménages ont été attribués aléatoirement aux intervieweurs dans l'ensemble de leur État fédéré; les intervieweurs tendaient à ne pas interviewer de ménages dans d'autres États fédérés pour réduire les coûts. Sauf à partir de leur propre emplacement, les intervieweurs n'avaient aucune influence sur les caractéristiques des ménages leur étant attribués. En particulier, l'intervieweur ne pouvait pas sélectionner de ménages « faciles » du fait : 1) de l'exclusion des ménages substitués, les intervieweurs devaient donc utiliser les adresses strictement limitées; 2) d'un modèle de rémunération lié au rendement et des frais élevés d'établissement pour l'intervieweur (le temps et les efforts nécessaires pour participer à la formation des intervieweurs, pour participer à l'enquête auprès des intervieweurs et pour se familiariser avec le questionnaire d'enquête, sa mise en œuvre dans le système d'interview sur place assistée par ordinateur, les documents de l'intervieweur et les autres documents à l'appui, les stratégies de prise de contact, ou les processus tels que la surveillance du rendement des intervieweurs ou les vérifications de la cohérence), par conséquent, l'incitatif de traiter les ménages attribués était fort pour les intervieweurs, car sinon, outre le point 1, cela aurait réduit la productivité de leur investissement préalable en formation et en préparation; 3) de l'exigence, pour les chefs de zone, d'attribuer uniquement de nouveaux ménages si des efforts suffisants avaient été déployés auprès des ménages attribués; 4) d'une analyse experte continue après l'interview des ménages interrogés et de ceux ayant refusé de participer à l'enquête au cours de la période de travail sur le terrain (voir Albacete et coll., 2018, pour obtenir de plus amples renseignements). La réattribution de ménages a eu lieu à de rares occasions uniquement (par exemple en raison d'une maladie ou de l'abandon d'un intervieweur).

Figure 2.1 Indicateurs de comportement de réponse des ménages lors de chaque vague

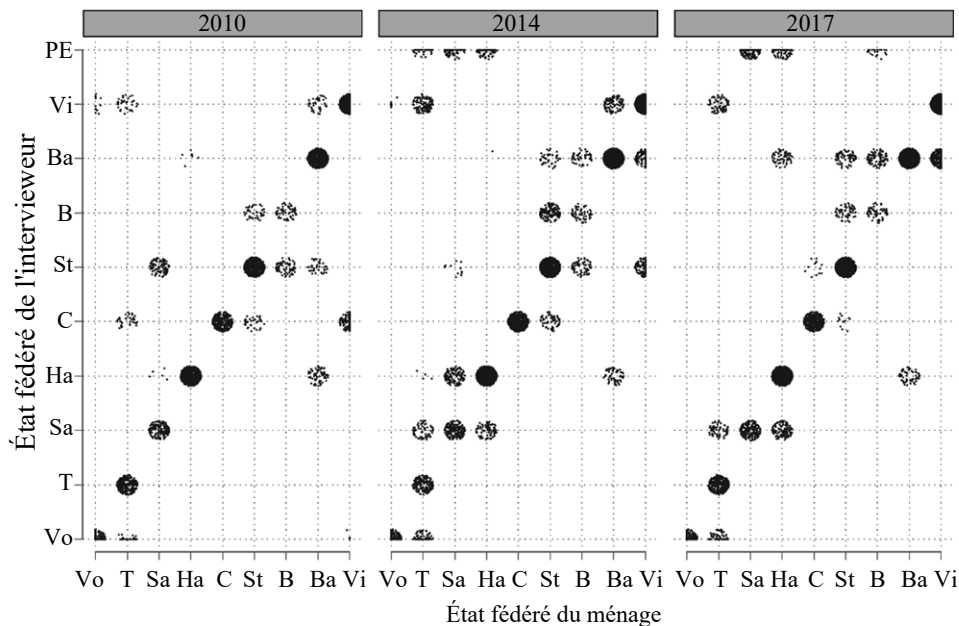
Note : Ce graphique présente la proportion de ménages de l'échantillon brut de chaque vague de la Household Finance and Consumption Survey (HFCS) ayant participé à l'enquête (réponse), la proportion de ceux que l'intervieweur a réussi à joindre (prise de contact) et la proportion de ceux ayant collaboré avec l'intervieweur lors de la prise de contact (collaboration).

Sources : HFCS menée en Autriche de 2010, de 2014 et de 2017, Banque nationale d'Autriche.

La figure 2.2 présente les États fédérés autrichiens où vivent les ménages et leurs intervieweurs, y compris quelques-uns en Allemagne menant des interviews dans les États fédérés autrichiens voisins, ce qui est pertinent pour notre modèle de la section 2.3.

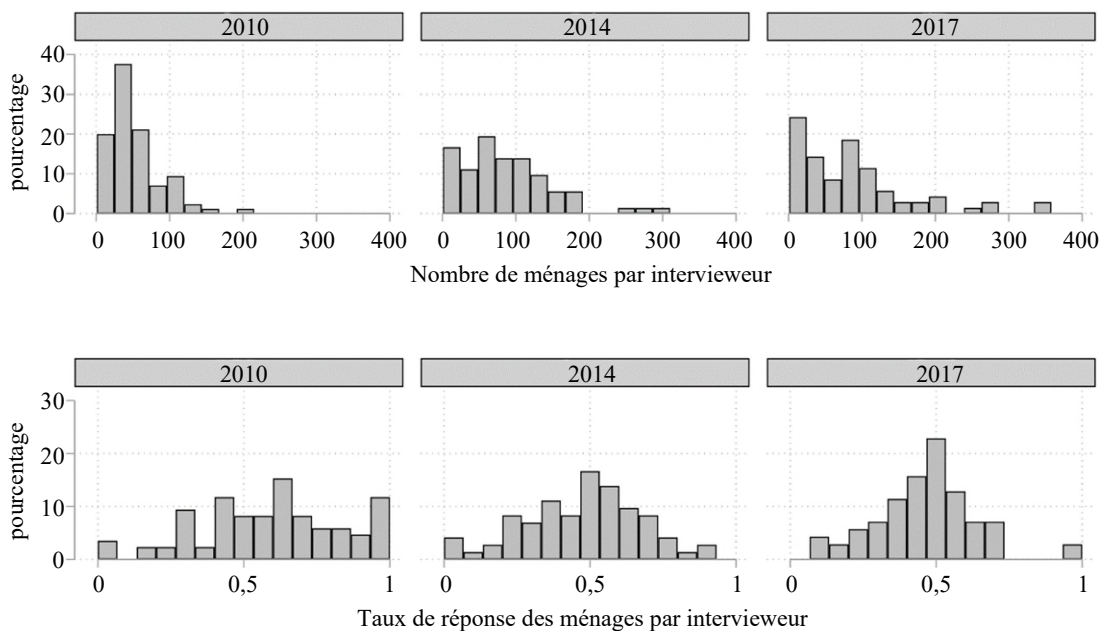
Les graphiques de la partie supérieure de la figure 2.3 présentent l'augmentation du nombre de ménages par intervieweur, passant d'une moyenne de 50 à 88; le maximum passe quant à lui de 205 à 358.

Les graphiques de la partie inférieure de la figure 2.3 présentent la répartition des taux de réponse des ménages par intervieweur, montrant la diminution de la dispersion au fil du temps, ce qui indique que le rendement est devenu moins dépendant des intervieweurs individuels, probablement du fait d'une plus grande expérience et d'une amélioration de la formation.

Figure 2.2 État fédéré des ménages et de leurs intervieweurs lors de chaque vague

Note : Ce graphique met en correspondance l'État fédéré de chaque ménage de l'échantillon brut de la Household Finance and Consumption Survey (HFCS) avec l'État fédéré de l'intervieweur correspondant auquel ce ménage a été attribué. Les abréviations désignent Vorarlberg (Vo), Tyrol (T), Salzbourg (Sa), Haute-Autriche (Ha), Carinthie (C), Styrie (St), Burgenland (B), Basse-Autriche (Ba), Vienne (Vi) et un pays étranger, c'est-à-dire l'Allemagne (PE). Comme les données de ce graphique sont catégoriques et comme bon nombre des points se chevaucheraient, ce qui ferait qu'il serait impossible de savoir si le point tracé représente une ou 1 000 observations, un bruit aléatoire sphérique a été ajouté aux données afin de produire ce graphique et d'éviter le chevauchement des points.

Sources : Household Finance and Consumption Survey (HFCS) menée en Autriche de 2010, de 2014 et de 2017, Banque nationale d'Autriche; enquête auprès des intervieweurs de 2010, de 2014 et de 2017, Banque nationale d'Autriche (données non disponibles au public).

Figure 2.3 Nombre de ménages et taux de réponse des ménages par intervieweur lors de chaque vague

Note : Ce graphique présente la répartition du nombre de ménages (en haut) et les taux de réponse des ménages (en bas) par intervieweur selon la vague de la Household Finance and Consumption Survey (HFCS).

Sources : HFCS menée en Autriche de 2010, de 2014 et de 2017, Banque nationale d'Autriche.

2.2.2 Paradonnées et informations auxiliaires de l'enquête

La HFCS en Autriche comprend diverses paradonnées et informations auxiliaires (Albacete et Schürz, 2014) disponibles à l'interne du fait d'exigences d'anonymisation. Le tableau 2.1 présente une liste de variables disponibles dans chaque vague pour les répondants et les non-répondants. Les informations auxiliaires, qui sont recueillies sans pénétrer dans les logements, comprennent des évaluations du type de bâtiment, de son emplacement, de son état, de la zone résidentielle et des mesures de sécurité. Malgré les éventuelles erreurs de mesure (Sinibaldi, Durrant et Kreuter, 2013), l'exactitude du type de logement dépasse 95 % pour les ménages avec lesquels le contact a été établi, ce qui nous permet de nous fier à ces renseignements. Les intervieweurs de la HFCS en Autriche sont formés en conséquence. Les variables des paradonnées comprennent les tentatives de prise de contact (date, heure, type, résultat) pour chaque interview. Les informations auxiliaires supplémentaires comprennent des données du plan d'échantillonnage, comme la région de niveau NUTS 3, la taille de la municipalité et le district de dénombrement.

Tableau 2.1

Paradonnées et informations auxiliaires pour les répondants et les non-répondants à la Household Finance and Consumption Survey (HFCS) en Autriche

Type de paradonnée et d'information auxiliaire	Précisions
Formulaire de prise de contact	Nombre de tentatives de prise de contact, type, date, heure et résultat de chaque tentative.
Variables du plan de sondage	Région NUTS 3, catégorie de taille de municipalité, district de dénombrement.
Évaluations de l'intervieweur	Bâtiment, type de construction du bâtiment, emplacement géographique du bâtiment, état du bâtiment, état du bâtiment par rapport à d'autres bâtiments du quartier, zone résidentielle, mesures de sécurité particulières.

Note : Ce tableau présente les variables de paradonnées et d'informations auxiliaires de la Household Finance and Consumption Survey (HFCS) en Autriche disponibles pour les répondants et les non-répondants.

Sources : HFCS menée en Autriche de 2010, de 2014 et de 2017, Banque nationale d'Autriche (données non disponibles au public).

Les statistiques descriptives relatives aux paradonnées et aux informations auxiliaires figurent dans l'annexe en ligne (tableaux A.1 à A.8). Au fil du temps, le suréchantillonnage des ménages urbains s'est accru, passant de 40 % dans les municipalités comptant au moins 50 000 habitants à la première vague à 47 % à la troisième vague.

2.2.3 Données administratives

Nous utilisons également une base de données des revenus fondée sur les données fiscales relatives à la rémunération pour toutes les municipalités autrichiennes, y compris les 23 districts de Vienne pour l'année 2011. Cette base de données comprend la moyenne, la médiane et le 90^e centile de la rémunération brute des contribuables de l'impôt sur le revenu (sans tenir compte des travailleurs autonomes), définie comme tout le revenu gagné en une année, y compris la rémunération supplémentaire et les cotisations de

sécurité sociale. L'ensemble de données est couplé à la HFCS au moyen de l'identificateur de municipalité (pour obtenir de plus amples renseignements, voir Moser et Schnetzer, 2014).

2.2.4 Enquête auprès des intervieweurs

Lors de chaque vague de la HFCS en Autriche, des renseignements sur les intervieweurs ont été systématiquement recueillis (Albacete et Schürz, 2013), comme le montre le tableau 2.2. Ce tableau présente une liste des variables relatives aux données sur les intervieweurs. Les données comprennent des renseignements socioéconomiques, la situation vis-à-vis de l'activité, les traits de personnalité et la situation financière. La participation des intervieweurs était de 72 sur 85 au cours de la première vague, de 55 sur 72 au cours de la deuxième et de 70 sur 70 au cours de la troisième; cette dernière a eu lieu au cours de la formation. Malgré une certaine non-réponse, les variables de base ont toujours été disponibles pour tous les intervieweurs, ce qui sous-entend une incidence minimale sur les résultats (voir les sections 2.4 et 3). Une autre variable au niveau de l'intervieweur systématiquement disponible pour tous les intervieweurs est la charge de travail, représentée par le nombre total de ménages échantillonnés attribués à chaque intervieweur.

Tableau 2.2
Données sur les intervieweurs de la Household Finance and Consumption Survey (HFCS) en Autriche

Type de donnée relative à l'intervieweur	Précisions
Caractéristiques sociodémographiques	Genre, âge, région, antécédents de migration, état matrimonial, niveau de scolarité, niveau de scolarité des parents.
Caractéristiques socioéconomiques	Propriété immobilière, emploi, profession, expérience en tant qu'intervieweur, expérience relative à des enquêtes semblables, revenu, richesse.
Évaluations	Confiance, profil psychologique selon les cinq grands traits (série de 25 questions), opinions sur la répartition du revenu et de la richesse.

Note : Ce tableau présente les variables relatives aux intervieweurs de l'enquête auprès des intervieweurs.

Sources : Enquête auprès des intervieweurs de 2010, de 2014 et de 2017, Banque nationale d'Autriche (données non disponibles au public).

Une certaine non-réponse partielle, c'est-à-dire que certains intervieweurs ne répondent pas pour certaines variables, doit être prise en compte dans l'analyse plus poussée. Par conséquent, dans les régressions, nous faisons interagir chaque variable explicative pour laquelle il manque des valeurs avec une variable nominale indiquant si l'observation de la valeur explicative est manquante ou non (de même pour les intervieweurs ayant refusé de participer à l'enquête). Ces variables nominales ont été prises en compte dans les modèles pour s'assurer que les données manquantes n'ont pas biaisé les résultats. En faisant interagir les variables nominales avec les caractéristiques respectives, nous avons pu tenir compte de l'incidence potentielle de données manquantes sur notre analyse, afin de maintenir la robustesse de nos conclusions. Dans le cas des variables de revenu et de richesse nette de l'intervieweur, lorsque ce dernier a fourni des renseignements sur les limites, nous avons imputé la moyenne entre les limites inférieure et supérieure (si les deux limites ont été fournies) ou nous avons imputé soit la limite inférieure, soit la limite

supérieure (si seule une limite a été fournie). Pour ces raisons, l'incidence de la non-réponse partielle des intervieweurs sur les résultats de l'enquête auprès des intervieweurs devrait également être limitée.

Les statistiques descriptives découlant des variables relatives aux intervieweurs figurent dans l'annexe en ligne (tableaux A.9 à A.16). Au fil des vagues, la durée de l'expérience des intervieweurs a augmenté, passant de 83 à 96 mois, malgré la diminution de l'âge moyen. Les intervieweurs sont devenus moins ouverts à l'expérience, mais plus tournés vers l'agréabilité et le caractère consciencieux, ce qui signifie qu'ils sont moins inventifs ou curieux, mais plus amicaux ou compatissants et efficaces ou organisés (Gerlitz et Schupp, 2005). La proportion d'intervieweuses a augmenté, passant de 49 % à 64 %.

2.3 Stratégie d'estimation

Comme cela a déjà été mentionné, nos principaux objectifs sont : 1) de déterminer l'ampleur de la variation du comportement de réponse des ménages qui s'explique au niveau de l'intervieweur; 2) d'analyser l'effet des caractéristiques et des traits de personnalité de l'intervieweur sur le comportement de réponse des ménages. Dans ce cadre, le recours à des modèles de régression normalisés n'est pas approprié, car le fait que les observations d'un même intervieweur sont généralement plus semblables entre elles que par rapport aux observations d'autres intervieweurs, par exemple en raison de l'utilisation de critères régionaux dans l'attribution des ménages aux intervieweurs (voir la section 2.2), est contraire à l'hypothèse d'indépendance de toutes les observations. Par conséquent, nous utilisons des modèles de régression multiniveau (pour obtenir de plus amples renseignements, voir Hox, 1994, West et Blom, 2017, ou Rabe-Hesketh et Skrondal, 2022; nous employons la même notation).

Contrairement au modèle de régression logistique normalisé estimé pour tous les ménages i , nous supposons un coefficient d'ordonnée à l'origine β_{0j} différent pour chaque intervieweur j , alors que nous supposons que le vecteur de coefficient de pente β_p est le même pour chaque intervieweur. Ainsi, imaginons que pour chaque ménage i et chaque intervieweur j , une variable latente continue Y_{ij}^* décrit la propension à répondre à l'enquête des ménages répartie comme suit :

$$Y_{ij}^* = \beta_{0j} + \beta_p X_{pij} + e_{ij}, \quad (2.1)$$

où X_{pij} est un vecteur des variables explicatives ($p=1, \dots, P$) au niveau du répondant et où l'on suppose une distribution logistique normalisée pour e_{ij} de moyenne nulle et de variance $\sigma_e^2 = \frac{\pi^2}{3}$. Les réponses binaires Y_{ij} sont déterminées par le modèle de seuil habituel :

$$Y_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{ij}^* > 0 \\ 0 & \text{autrement} \end{cases}. \quad (2.2)$$

De plus, nous expliquons la variation du coefficient de l'ordonnée à l'origine par :

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{0q} Z_{qj} + u_{0j}, \quad (2.3)$$

où $\mathbf{Z}_{qj}$ est un vecteur des variables explicatives ($q=1, \dots, Q$) au niveau de l'intervieweur, γ_{0q} est le vecteur de coefficient de pente correspondant, γ_{00} est le coefficient de l'ordonnée à l'origine et où l'on suppose une distribution normalisée pour $\mathbf{u}_{0j}$ de moyenne nulle et de variance σ_{u0}^2 . Après substitution de (2.3) dans (2.1), nous obtenons une seule équation de régression complexe (« modèle à ordonnée à l'origine aléatoire ») ayant des portions fixe et aléatoire :

$$\mathbf{Y}_{ij}^* = [\gamma_{00} + \gamma_{0q}\mathbf{Z}_{qj} + \beta_p\mathbf{X}_{pij}] + [\mathbf{u}_{0j} + \mathbf{e}_{ij}] \quad (2.4)$$

en supposant que $\mathbf{u}_{0j}$ est indépendant de $\mathbf{e}_{ij}$.

Ce modèle peut également être utilisé pour produire une estimation exprimant la mesure dans laquelle les observations dépendent des intervieweurs (premier objectif mentionné ci-dessus). Cela indique la proportion de la variance s'expliquant par la structure de regroupement des intervieweurs et s'appelle coefficient de corrélation interne :

$$\rho = \frac{\sigma_{u0}^2}{\sigma_{u0}^2 + \frac{\pi^2}{3}} \quad (2.5)$$

Pour tester l'hypothèse nulle selon laquelle le coefficient de corrélation interne ρ est 0, nous utilisons le test du rapport de vraisemblance pour savoir si la variance de la valeur résiduelle entre les intervieweurs σ_{u0}^2 est 0. Sa statistique n'est pas le khi carré habituel à un degré de liberté, mais plutôt une combinaison en parts égales d'un khi carré sans degré de liberté et d'un khi carré à un degré de liberté (voir Zhang et Lin, 2007). La valeur de p du test du rapport de vraisemblance en tient compte.

2.4 Spécifications de modèle

Nous estimons un modèle de régression logistique à ordonnée à l'origine aléatoire à deux niveaux comprenant des variables explicatives aux niveaux du répondant et de l'intervieweur. Même si le revenu régional provenant de la base de données des revenus est mesuré au niveau de la municipalité, nous l'incluons comme variable au niveau du répondant pour nous concentrer sur les niveaux de l'intervieweur et du répondant. Nous examinons les effets de l'intervieweur à l'aide des neuf spécifications suivantes. Dans la spécification 1, nous incluons uniquement la constante. La spécification 2 permet d'utiliser en plus les variables de base au niveau du répondant (type de logement, emplacement du logement, environnement du logement, état, taille de la municipalité et rémunération moyenne dans la municipalité). Les renseignements au niveau de l'intervieweur (genre, âge, situation, niveau de scolarité, expérience en mois en tant qu'intervieweur, expérience relative à des enquêtes semblables et charge de travail) permettent de pousser le modèle plus loin dans la spécification 3. À partir du modèle 3, les spécifications 4a à 4f comprennent séparément, au niveau de l'intervieweur, la situation d'emploi, l'état matrimonial, les antécédents de migration, le statut de propriété immobilière, les renseignements sur la personnalité (confiance et cinq grands traits de personnalité) et les ressources économiques (revenu et richesse nette du ménage de l'intervieweur). L'intention de ce scénario est d'afficher la stabilité des résultats selon la spécification de modèle.

Nous tenons (partiellement) compte des effets de stratification dans nos modèles en incluant les États fédérés (NUTS 2) et la catégorie de taille de municipalité comme variables explicatives. À titre de vérification de la robustesse, dans un ensemble distinct de modèles, nous tenons également compte des effets de grappe en ajoutant des grappes comme variables explicatives. Il convient de noter que, même si nous incluons des grappes comme variables explicatives fixes dans nos vérifications de la robustesse, nous reconnaissons que cela diffère de l'utilisation conventionnelle des effets aléatoires. Toutefois, du fait de la stratification extrêmement précise de notre plan d'échantillonnage, les effets de grappe sont probablement minimales étant donné la faible variabilité géographique et démographique au sein des strates. De plus, la faible ségrégation socioéconomique en Autriche, même dans les régions urbaines, réduit encore la variabilité du comportement de réponse au sein des strates. Enfin, l'affectation d'un intervieweur ou d'un très petit nombre d'entre eux à chaque grappe limite par nature la capacité à isoler l'intervieweur des effets de grappe.

3. Résultats

Le tableau 3.1 présente les principaux résultats pour l'échantillon regroupé et toutes les spécifications, y compris les variables nominales de vague pour tenir compte des différences d'année d'enquête. Ces résultats sont qualitativement robustes par rapport à la prise en compte supplémentaire des effets de grappe (voir le tableau A.28 de l'annexe en ligne), ce qui est probablement attribuable à la très petite taille des strates. L'estimation d'un modèle à ordonnée à l'origine aléatoire à trois niveaux tenant compte des États fédérés montre que les intervieweurs représentent également une part significative de la variance de la réponse au sein de ces régions. Les statistiques descriptives des taux de réponse moyens des ménages pour toutes les caractéristiques des intervieweurs et des ménages dans chaque vague et globalement figurent dans l'annexe en ligne (voir les tableaux A.17 à A.24), tout comme les résultats de l'estimation de ces modèles de régression pour chaque vague (voir les tableaux A.25 à A.27).

Les effets significatifs de l'intervieweur comprennent la propriété immobilière, le fait d'être marié, le fait d'être titulaire d'un grade universitaire et le fait d'avoir une plus grande charge de travail; ils augmentent tous la propension de réponse des ménages au niveau de signification à 5 %. La personnalité de l'intervieweur, en particulier le fait d'être moins ouvert, influe positivement sur la réponse, même si ce n'est que de façon faiblement significative du point de vue statistique (valeur de $p = 0,102$). Aucun effet significatif n'a été relevé pour l'âge, le genre ou l'expérience générale, mais le nombre ordinal d'interviews menées (« ordre d'interview des ménages ») augmente significativement la propension à répondre à l'enquête. Aucun effet significatif n'a été relevé pour les variables nominales indiquant si l'observation d'une variable explicative au niveau de l'intervieweur est manquante ou non (ne figure pas dans le tableau 3.1; voir la section 2.2.4 pour obtenir de plus amples renseignements), à l'exception de l'absence du niveau de scolarité de l'intervieweur et de la richesse nette du ménage de l'intervieweur (incidence négative), ainsi que de l'absence d'ouverture de la part de l'intervieweur (incidence positive).

L'environnement social influe de façon significative sur la propension à répondre à l'enquête. Une rémunération moyenne plus élevée dans la municipalité diminue la réponse au niveau de 1 %. Vivre dans une maison individuelle ou dans une ville plutôt qu'en région rurale influe également négativement sur la réponse au niveau de 1 %. De même, vivre dans l'État fédéré de Vienne plutôt que dans un autre influe négativement sur la réponse au niveau de 1 %.

Tableau 3.1

Estimation par régression logistique à ordonnée à l'origine aléatoire de la réponse des ménages (toutes les vagues)

	(1)	(2)	(3)	(4a)	(4b)	(4c)	(4d)	(4e)	(4f)
<i>Vague de l'enquête (réf. : 2010) :</i>									
2014	-0,600***	-0,561***	-0,572***	-0,535***	-0,531***	-0,549***	-0,509***	-0,556***	-0,497***
2017	-0,669***	-0,584***	-0,822***	-0,855***	-0,811***	-0,795***	-0,766***	-0,860***	-0,839***
<i>Renseignements au niveau ménage :</i>									
<i>Types de logement (réf. : appartement) :</i>									
Maison individuelle		-0,225***	-0,227***	-0,227***	-0,226***	-0,226***	-0,226***	-0,226***	-0,225***
Maison jumelée		-0,145*	-0,147**	-0,148**	-0,148**	-0,147**	-0,149**	-0,148**	-0,147**
Autre		0,283	0,273	0,271	0,272	0,272	0,274	0,263	0,275
<i>Emplacement du logement (réf. : région rurale) :</i>									
Centre-ville		-0,233***	-0,226***	-0,227***	-0,225***	-0,226***	-0,223***	-0,225***	-0,227***
Intermédiaire		0,129**	0,142**	0,142**	0,142**	0,142**	0,146**	0,142**	0,141**
Banlieue		-0,009	-0,003	-0,002	-0,001	-0,003	-0,002	-0,003	-0,003
<i>Classement de l'environnement (réf. : moyen) :</i>									
Luxe		0,650***	0,658***	0,659***	0,656***	0,658***	0,660***	0,657***	0,655***
Supérieur		0,298***	0,302***	0,301***	0,301***	0,302***	0,303***	0,303***	0,301***
Modeste		0,020	0,027	0,028	0,027	0,028	0,027	0,027	0,030
Faible revenu		0,370**	0,373**	0,373**	0,380**	0,374**	0,378**	0,367**	0,375**
Très faible revenu		-0,527	-0,537	-0,534	-0,531	-0,538	-0,532	-0,550	-0,544
Ordre d'interview du ménage		0,001***	0,001**	0,001**	0,001**	0,001**	0,001**	0,001**	0,001**
<i>État fédéré autrichien (réf. : Vienne) :</i>									
Vorarlberg		1,335***	1,574***	1,567***	1,583***	1,573***	1,565***	1,543***	1,563***
Tyrol		0,718***	0,698***	0,696***	0,704***	0,696***	0,695***	0,694***	0,695***
Salzbourg		0,605***	0,548***	0,551***	0,556***	0,551***	0,552***	0,541***	0,552***
Haute-Autriche		0,868***	0,862***	0,859***	0,861***	0,863***	0,860***	0,857***	0,864***
Carinthie		1,185***	1,372***	1,375***	1,362***	1,376***	1,369***	1,368***	1,373***
Styrie		1,148***	1,174***	1,177***	1,169***	1,174***	1,156***	1,141***	1,159***
Burgenland		1,113***	1,159***	1,163***	1,147***	1,161***	1,139***	1,135***	1,150***
Basse-Autriche		0,977***	1,119***	1,116***	1,109***	1,120***	1,118***	1,118***	1,119***
<i>Taille de municipalité (réf. : < 2 000) :</i>									
2 000 à 3 000		0,083	0,080	0,080	0,081	0,080	0,079	0,078	0,081
3 000 à 5 000		0,020	0,009	0,010	0,009	0,009	0,009	0,009	0,011
5 000 à 10 000		0,039	0,048	0,049	0,049	0,049	0,047	0,049	0,050
10 000 à 20 000		0,270***	0,270***	0,272***	0,274***	0,271***	0,272***	0,270***	0,275***
20 000 à 50 000		0,425***	0,448***	0,448***	0,445***	0,449***	0,448***	0,432***	0,452***
50 000 à 1 million		0,011	0,015	0,017	0,012	0,015	0,014	0,020	0,018
> 1 million		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Rémunération moyenne dans la municipalité (en millier)		-0,000***	-0,000***	-0,000***	-0,000***	-0,000***	-0,000***	-0,000***	-0,000***

Notes : - Ce tableau présente les estimations par la régression et le coefficient de corrélation interne de l'exécution d'une régression logistique à ordonnée à l'origine aléatoire de la réponse des ménages. Les variables suivantes comprennent une non-réponse partielle au niveau de l'intervieweur : l'expérience en tant qu'intervieweur, le névrosisme, l'extraversion, l'ouverture, l'agréabilité, le caractère consciencieux, le revenu et la richesse; les valeurs manquantes correspondantes ont été définies à « 0 » et ont interagi avec une variable nominale manquante dans les extraits de ce tableau.

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

Sources : Household Finance and Consumption Survey (HFCS) menée en Autriche de 2010, de 2014 et de 2017, enquête auprès des intervieweurs de 2010, de 2014 et de 2017, Banque nationale d'Autriche (données non disponibles au public), Lohnsteuerstatistik, 2011.

Tableau 3.1 (suite)**Estimation par régression logistique à ordonnée à l'origine aléatoire de la réponse des ménages (toutes les vagues)**

	(1)	(2)	(3)	(4a)	(4b)	(4c)	(4d)	(4e)	(4f)
<i>Renseignements au niveau de l'intervieweur :</i>									
Femmes			-0,125	-0,129	-0,123	-0,124	-0,131	-0,124	-0,131
Âge			0,004	0,007	-0,006	0,004	0,002	0,010	-0,002
Âge au carré			0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,000	0,000
<i>État fédéré (réf. : Vienne) :</i>									
Vorarlberg			-0,652*	-0,607*	-0,738**	-0,651*	-0,698*	-0,653*	-0,659*
Tyrol			0,148	0,174	0,089	0,180	0,114	0,091	0,134
Salzbourg			0,147	0,061	0,102	0,140	0,081	0,285	0,170
Haute-Autriche			-0,203	-0,224	-0,208	-0,182	-0,232	-0,280	-0,176
Carinthie			-0,505*	-0,486	-0,552*	-0,492	-0,578*	-0,600**	-0,479
Styrie			-0,147	-0,086	-0,223	-0,147	-0,236	-0,232	-0,113
Burgenland			-0,024	0,039	-0,070	0,003	-0,085	-0,036	0,035
Basse-Autriche			-0,600***	-0,560***	-0,600***	-0,586***	-0,668***	-0,611***	-0,609***
Pays étranger			0,581	0,695	0,664	0,597	0,514	0,541	0,684
<i>Niveau de scolarité (réf. : université) :</i>									
Enseignement primaire			0,254	0,255	0,138	0,254	0,280	0,212	0,200
École de métier ou formation d'apprenti			-0,208	-0,212	-0,291	-0,212	-0,207	-0,244	-0,198
Enseignement supérieur ou postsecondaire			-0,374**	-0,408**	-0,395**	-0,369**	-0,323*	-0,317*	-0,368**
Expérience en tant qu'intervieweur (en mois)			0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Aucune expérience relative à des enquêtes semblables			0,273	0,218	0,318	0,260	0,310	0,319	0,261
Charge de travail (nombre d'adresses)			0,002**	0,002**	0,002**	0,002**	0,002**	0,002**	0,002**
<i>Situation d'emploi (réf. : ayant un emploi) :</i>									
Travail autonome				-0,110					
Chômage				0,069					
Retraite				-0,238					
Autre				0,651					
Non marié					-0,307**				
Non migrant						-0,034			
Non propriétaire							-0,281**		
Confiance								0,097	
Névrosisme (en points)								-0,003	
Extraversion (en points)								0,015	
Ouverture (en points)								-0,024	
Agréabilité (en points)								0,028	
Caractère consciencieux (en points)								0,005	
Revenu du ménage (en milliers)									0,000
Richesse nette du ménage (en milliers)									0,000
Constante	0,476***	0,008	-0,305	-0,349	-0,075	-0,251	-0,377	-0,504	0,464
Variance de l'ordonnée à l'origine aléatoire	0,823***	0,736***	0,572***	0,564***	0,548***	0,571***	0,553***	0,531***	0,534***
Coefficient de corrélation interne	0,200	0,183	0,148	0,146	0,143	0,148	0,144	0,139	0,140
Test du rapport de vraisemblance ou modèle logistique (variable à tester)	1 458,10**	1 060,88**	807,25***	790,14***	731,47***	806,22***	778,46***	740,62***	725,34***
Logarithme du rapport de vraisemblance	-10 656	-10 457	-10 434	-10 432	-10 431	-10 434	-10 432	-10 428	-10 428
Critère d'information d'Akaike	21 319	20 975	20 970	20 977	20 968	20 974	20 970	20 981	20 967
Critère d'information bayésien	21 350	21 214	21 363	21 408	21 377	21 382	21 378	21 467	21 391
N	16 465	16 465	16 465	16 465	16 465	16 465	16 465	16 465	16 465

Notes : - Ce tableau présente les estimations par la régression et le coefficient de corrélation interne de l'exécution d'une régression logistique à ordonnée à l'origine aléatoire de la réponse des ménages. Les variables suivantes comprennent une non-réponse partielle au niveau de l'intervieweur : l'expérience en tant qu'intervieweur, le névrosisme, l'extraversion, l'ouverture, l'agréabilité, le caractère consciencieux, le revenu et la richesse; les valeurs manquantes correspondantes ont été définies à « 0 » et ont interagi avec une variable nominale manquante dans les extraits de ce tableau.

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

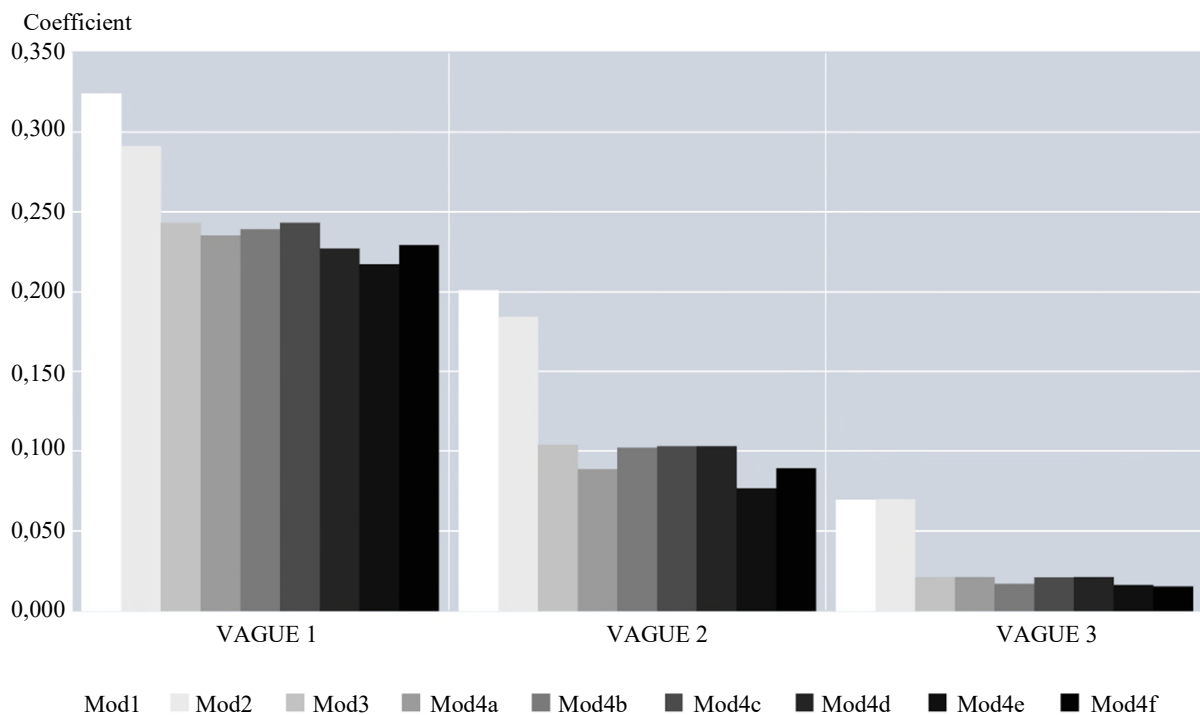
Sources : Household Finance and Consumption Survey (HFCS) menée en Autriche de 2010, de 2014 et de 2017, enquête auprès des intervieweurs de 2010, de 2014 et de 2017, Banque nationale d'Autriche (données non disponibles au public), Lohnsteuerstatistik, 2011.

Le tableau 3.1 présente les tests du rapport de vraisemblance pour l'hypothèse nulle selon laquelle la variance résiduelle entre les intervieweurs est égale à 0. Ils sont fondés sur une combinaison de distributions du khi carré, comme le décrit la section 2.3. Pour toutes les spécifications, la statistique du rapport de vraisemblance se situe entre 1 458 et 725, pour des valeurs de $p < 0,001$, ce qui indique qu'un modèle multiniveau est requis pour toutes les spécifications.

Le tableau 3.1 présente également le coefficient de corrélation interne (CCI), qui mesure la dépendance des réponses des ménages relativement aux intervieweurs (voir la section 2.3). Le CCI, variant de 0 (aucune dépendance) à 1 (dépendance complète), explique la variance de la réponse des ménages attribuable au regroupement des intervieweurs. À l'aide de l'échantillon regroupé, le CCI montre la dépendance relativement aux intervieweurs pour toutes les spécifications (voir le tableau 3.1). Dans la spécification 1, sans variables explicatives, le regroupement des intervieweurs explique un cinquième de la variance de la réponse des ménages. Au fur et à mesure de l'ajout de variables, le CCI diminue; par exemple, dans la spécification 4e, le reste de la variance inexpliquée relativement aux intervieweurs est 0,139.

Le CCI diminue au fur et à mesure des vagues, passant de 0,324 dans la première vague à 0,201 dans la deuxième et à 0,0696 dans la troisième (voir la figure 3.1 et les tableaux A.25 à A.27 de l'annexe en ligne). Cela indique une réduction significative de l'incidence du regroupement des intervieweurs sur la variance de la réponse des ménages selon les vagues.

Figure 3.1 Estimation du coefficient de corrélation interne pour toutes les spécifications de modèle de chaque vague



Note : Ce graphique présente le coefficient de corrélation interne estimé à l'aide du modèle de régression multiniveau pour chaque spécification et chaque vague. Ce coefficient explique la mesure dans laquelle la variance de la réponse des ménages peut s'expliquer par la structure de regroupement des intervieweurs dans l'échantillon des ménages et se situe entre 0 (aucune dépendance) et 1 (dépendance complète).

Sources : Household Finance and Consumption Survey (HFCS) menée en Autriche de 2010, de 2014 et de 2017, enquête auprès des intervieweurs de 2010, de 2014 et de 2017, Banque nationale d'Autriche (données non disponibles au public).

La tenue de l'enquête, la formation des intervieweurs et le plan d'échantillonnage sont demeurés stables, mais l'expérience des intervieweurs a diminué au fur et à mesure des vagues (voir la section 2.2). Les intervieweurs ayant peu d'expérience peuvent présenter une plus grande variance en raison de l'essai de différentes stratégies, alors que les intervieweurs ayant une grande expérience ont probablement recours à une stratégie systématique efficace.

Nous testons cette hypothèse en ajustant un modèle par les moindres carrés ordinaires du taux de réponse moyen des ménages par intervieweur et en présentant dans un graphique les valeurs résiduelles par rapport à l'expérience des intervieweurs. Le graphique A.1 de l'annexe en ligne étaye notre hypothèse : la variance pour les intervieweurs ayant peu d'expérience est supérieure à celle des intervieweurs ayant une grande expérience. Un test du rapport de vraisemblance pour l'hétéroscédasticité donne une statistique $\chi^2(1)$ de 6,64 qui confirme que cette relation est statistiquement significative. Exécuter à nouveau le modèle par les moindres carrés ordinaires pour un sous-échantillon d'intervieweurs ayant une très grande expérience montre que même après une certaine période de début (80 mois d'expérience), la variance supplémentaire continue à diminuer de manière significative (dans ce cas, un test du rapport de vraisemblance pour l'hétéroscédasticité donne une statistique $\chi^2(1)$ de 3,69). Ces résultats reflètent des constats antérieurs ne montrant aucune incidence de l'expérience sur les taux de réponse moyens, mais une incidence significative sur la variance.

D'autres facteurs omis peuvent expliquer la diminution de la corrélation interne au fil des vagues, ce qui dépasse la portée de la présente étude et est laissé pour de futures recherches.

4. Conclusions

La présente section résume nos principales constatations et propose des recommandations pratiques fondées sur notre analyse.

4.1 Résumé

Notre modèle multiniveau révèle une réduction significative de la variance du comportement de réponse attribuée aux effets de l'intervieweur, celle-ci passant d'environ un tiers dans la première vague à environ 7 % dans la troisième vague de la HFCS. Nous pensons que cette diminution est attribuable à l'expérience accrue des intervieweurs, menant à des stratégies d'enquête plus systématiques et efficaces. Les principales caractéristiques des intervieweurs influant positivement sur les taux de réponse des ménages comprennent un niveau de scolarité plus élevé, être marié, être propriétaire et avoir une plus grande charge de travail. De plus, une rémunération moyenne plus élevée dans une municipalité et pour des emplacements de logements en région urbaine est associée négativement aux taux de réponse. Ces constats soulignent l'importance de tenir compte des effets de l'intervieweur et des caractéristiques régionales dans l'analyse d'enquête.

4.2 Recommandations pratiques

Plusieurs recommandations clés pour améliorer les taux de réponse aux enquêtes et la qualité des données découlent de nos constats.

Tout d'abord, notre analyse souligne l'importance d'une affectation ciblée des intervieweurs sur le terrain. Les intervieweurs ayant un niveau de scolarité plus élevé et une situation matrimoniale stable et étant propriétaires sont associés à des taux de réponse plus élevés. Cela laisse à penser que les organismes d'enquête devraient donner la priorité au déploiement sur le terrain de personnes présentant ces caractéristiques afin d'améliorer la participation des répondants.

Ensuite, la mise en œuvre de programmes de formation complets est essentielle. Notre étude montre que l'expérience des intervieweurs influe de façon significative sur le comportement de réponse (par le nombre ordinal d'interviews menées au cours de la période sur le terrain) et sur sa variance (par l'expérience générale de l'intervieweur en mois). La formation devrait être axée sur des stratégies de mobilisation efficace, y compris l'explication du processus d'enquête, la motivation des répondants, la lecture des questions mot à mot et l'utilisation de techniques d'approfondissement non directives. Ces pratiques peuvent aider à réduire la variabilité du rendement des intervieweurs et améliorer les taux de réponse globaux.

Par ailleurs, nos résultats indiquent de tenir compte des caractéristiques socioéconomiques des régions d'enquête pour tenter d'atténuer les incidences négatives sur les taux de réponse. Par exemple, une rémunération moyenne plus élevée dans une municipalité et pour des emplacements de logements en région urbaine est associée à des taux de réponse plus faibles. Les organismes d'enquête devraient adapter leurs stratégies pour aborder ces défis régionaux particuliers, par exemple en fournissant un soutien ou des ressources supplémentaires dans les régions présentant un plus grand risque de non-réponse.

Enfin, intégrer des évaluations de la personnalité au processus de recrutement peut améliorer encore les taux de réponse. Selon notre étude, il y a peu de données indiquant que les intervieweurs étant moins ouverts à l'expérience seraient plus efficaces pour obtenir des réponses. En se concentrant sur les traits de personnalité influant positivement sur la participation des répondants, les organismes peuvent sélectionner des intervieweurs mieux adaptés aux exigences de la tenue d'enquêtes.

Alors que la non-réponse aux enquêtes a augmenté au fil du temps, particulièrement pour les interviews en personne, les méthodes présentées demeurent cruciales pour recueillir des données de grande qualité. Aborder à sa source le problème de la non-réponse est essentiel pour maintenir la représentativité des données d'enquête. De futurs travaux de recherche devraient porter sur l'interaction entre les intervieweurs et les répondants et reposer sur toutes les données disponibles afin de trouver des solutions adaptées pour atténuer la non-réponse.

Remerciements

Nous aimerions remercier tous les participants au séminaire de recherche sur la HFCN à Cracovie (juin 2019), le rédacteur en chef et les trois examinateurs anonymes pour leurs précieux commentaires et

pour avoir pris part aux discussions. Outre l'avis de non-responsabilité habituel, les opinions exprimées dans la présente étude représentent uniquement celles des auteurs et pas nécessairement le point de vue officiel de la Banque nationale d'Autriche ni celui de l'Eurosystème.

Bibliographie

- Albacete, N. et Schürz, M. (2013). *Interviewereffekte beim HFCS Austria 2010*: Statistiken.
- Albacete, N. et Schürz, M. (2014). *Paradaten im HFCS Austria 2010 – Teil I: Evaluierung von Non-Response-Fehlern*: Statistiken.
- Albacete, N., Lindner, P. et Wagner, K. (2016). Eurosystem Household Finance and Consumption Survey 2014. Methodological Notes for Austria (second wave). *Monetary Policy & the Economy*, Q2/16 – Addenda.
- Albacete, N., Dippenaar, S.T., Lindner, P. et Wagner, K. (2018). Eurosystem Household Finance and Consumption Survey 2017. Methodological Notes for Austria. *Monetary Policy & the Economy*, Q4/18 – Addenda.
- Albacete, N., Lindner, P., Wagner, K. et Zottel, S. (2012). Eurosystem Household Finance and Consumption Survey 2010. Methodological Notes for Austria. *Monetary Policy & the Economy*, Q3/12 – Addenda.
- Beerten, R. (1999). The effect of interviewer and area characteristics on survey response rates: An explanatory analysis. *Survey Methodology Bulletin*, 45, 7-15.
- Blom, A.G. et Korbmacher, J.M. (2013). Measuring interviewer characteristics pertinent to social surveys: A conceptual framework. *Survey Methods: Insights from the Field*, 1-16.
- Cialdini, R.B., Couper, M.P. et Groves, R.M. (1992). Understanding the decision to participate in a survey. *Public Opinion Quarterly*, 56, 4, 475-495.
- De Leeuw, E.D., Hox, J.J. et Dillman, D.A. (2008). International handbook of survey methodology. *European Association of Methodology Series*.
- Durrant, G.B., Groves, R.M., Staetsky, L. et Steele, F. (2010). Effects of interviewer attitudes and behaviors on refusal in household surveys. *Public Opinion Quarterly*, 74, 1-36.
- Fessler, P., Lindner, P. et Schürz, M. (2016). Eurosystem Household Finance and Consumption Survey 2014: First results for Austria (second wave). *Monetary Policy & the Economy*, Q2/16, 34-95.

- Fessler, P., Lindner, P. et Schürz, M. (2018). Eurosystem Household Finance and Consumption Survey 2017 for Austria. *Monetary Policy & the Economy*, Q4/18, 36-66.
- Fessler, P., Mooslechner, P. et Schürz, M. (2012). Eurosystem Household Finance and Consumption Survey 2010. First results for Austria. *Monetary Policy & the Economy*, Q3/12, 23-62.
- Gerlitz, J.-Y. et Schupp, J. (2005). Zur Erhebung der Big-Five-basierten Persönlichkeitsmerkmale im SOEP. *Research Notes*, 4, 1-36.
- Groves, R.M. et Couper, M.P. (1998). Nonresponse in household interview surveys. *Wiley Series in Survey Methodology*, John Wiley & Sons, Inc.
- Houtkoop-Steenstra, H. et van den Bergh, H. (2000). Effects of introductions in large-scale telephone survey interviews. *Sociological Methods and Research*, 28, 3, 251-280.
- Hox, J.J. (1994). Hierarchical regression models for interviewer and respondent effects. *Sociological Methods & Research*, 22, 3, 300-318.
- Hox, J.J. et de Leeuw, E. (2002). The influence of interviewers' attitude and behavior on household survey nonresponse: An international comparison. Dans *Survey Nonresponse*, (Éds., R.M. Groves, D.A. Dillman, J.L. Eltinge et R.J.A Little), New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Jäckle, A., Lynn, P., Sinibaldi, J. et Tipping, S. (2013). The effect of interviewer experience, attitudes, personality and skills on respondent co-operation with face-to-face survey. *Survey Research Methods*, 7, 1, 1-15.
- Kennickell, A. (1999). Analysis of nonresponse effects in the 1995 Survey of Consumer Finances. *Journal of Official Statistics*, 15, 2, 283-303.
- Kennickell, A. (2006a). How do we know if we aren't looking? An investigation of data quality in the 2004 SCF. *SCF Working Paper*, Federal Reserve Board, Washington.
- Kennickell, A. (2006b). Who's asking? Interviewers, their incentives, and data quality in field surveys. *SCF Working Paper*, Federal Reserve Board, Washington.
- Kennickell, A. (2008). Look and listen, but don't stop: Interviewers and data quality in the 2007 SCF. *SCF Working Paper*, Federal Reserve Board, Washington.
- Kreuter, F. (2008). Interviewer effects. Dans *Encyclopedia of Survey Research Methods*, (Éd., P.J. Lavrakas), SAGE Publications, Inc, Thousand Oaks, California, 1, 369-371.
- McCrae, R.R. et John, O.P. (1992). An introduction to the five-factor model and its applications. *Journal of Personality*, 60, 175-215.

- Merkle, D. et Edelman, M. (2002). Nonresponse in exit polls: A comprehensive analysis. Dans *Survey Nonresponse*, (Éds., R.M. Groves, D.A. Dillman, J.L. Eltinge et R.J.A. Little), New York: John Wiley & Sons, Inc, 243-258.
- Morton-Williams, J. (1993). *Interviewer Approaches*. Dartmouth Publishing Co Ltd, Dartmouth, Royaume-Uni.
- Moser, M. et Schnetzer, M. (2014). The geography of average income and inequality. Spatial evidence from Austria. *Department of Economics Working Paper*, 191.
- O'Muircheartaigh, C. et Campanelli, P. (1999). A multilevel exploration of the role of interviewers in survey non-response. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (Statistics in Society)*, 162, 3, 437-446.
- Pickery, J. et Loosveldt, G. (2002). A multilevel multinomial analysis of interviewer effects on various components of unit nonresponse. *Quantity and Quality*, 36, 4, 427-437.
- Rabe-Hesketh, S. et Skrondal, A. (2022). *Multilevel and longitudinal modeling using Stata*, 4th ed., StataCorp LP.
- Schaeffer, N.C., Dykema, J. et Maynard, D.W. (2010). Interviewers and Interviewing. Dans *Handbook of Survey Research*, (Éds., P.V. Marsden et J.D. Wright), Emerald, Bingley, United Kingdom, 437-470.
- Singer, E., Glassman, M.B. et Frankel, M.R. (1983). The effect of interviewer characteristics and expectations on response. *Public Opinion Quarterly*, 47, 1, 68-83.
- Sinibaldi, J., Durrant, G.B. et Kreuter, F. (2013). Evaluating the measurement error of interviewer observed paradata. *Public Opinion Quarterly*, 77, S1, 173-193.
- West, B.T. et Blom, A.G. (2017). Explaining interviewer effects: A research synthesis. *Journal of Survey Statistics and Methodology*, 5, 2, 175-211.
- Zhang, D. et Lin, X. (2007). Variance component testing in generalized linear mixed models for longitudinal/clustering data and other related topics. Dans *Model Selection in Linear Mixed Models*, (Éd., D. Dunson), Berlin Heidelberg New York: Springer.