

Article

Examen de la participation aux enquêtes et de la qualité des réponses : l'importance de l'intérêt du sujet et des primes d'incitation

par Lazarus Adua et Jeff S. Sharp

Juin 2010



Examen de la participation aux enquêtes et de la qualité des réponses : l'importance de l'intérêt du sujet et des primes d'incitation

Lazarus Adua et Jeff S. Sharp ¹

Résumé

Le biais dû à la non-réponse est un problème examiné de longue date dans le domaine de la recherche sur les enquêtes (Brehm 1993 ; Dillman, Eltinge, Groves et Little 2002), et de nombreuses études ont eu pour objectif de préciser les facteurs qui ont une influence sur la non-réponse partielle ainsi que totale. Dans le but de contribuer à la réalisation de l'objectif plus général consistant à réduire au minimum la non-réponse aux enquêtes, nous examinons dans la présente étude plusieurs facteurs pouvant avoir une incidence sur cette non-réponse, en utilisant les données de l'Animal Welfare Survey de 2007 réalisée en Ohio, aux États-Unis. En particulier, nous examinons la mesure dans laquelle l'intérêt du sujet et les primes d'incitation influent sur la participation aux enquêtes et sur la non-réponse partielle, en nous inspirant de la théorie du levier et de la saillance (*leverage-saliency theory*) (Groves, Singer et Corning 2000). Nous constatons que la participation à une enquête est influencée par le contexte du sujet (car celui-ci exerce un effet de levier positif ou négatif sur les unités échantillonnées) et par les primes d'incitation prépayées, ce qui est en harmonie avec la théorie du levier et de la saillance. La constatation que la non-réponse partielle, notre mesure indirecte de la qualité de la réponse, varie en fonction de la proximité par rapport à l'agriculture et l'environnement (lieu de résidence, connaissances sur la production des aliments et opinions quant à l'importance du bien-être des animaux) confirme aussi nos attentes. Cependant, les données laissent entendre que la non-réponse partielle ne varie pas selon qu'un répondant reçoit ou non une prime d'incitation.

Mots clés : Non-réponse aux enquêtes ; participation aux enquêtes ; levier et saillance ; primes d'incitation prépayées ; non-réponse partielle ; données manquantes.

1. Introduction

Le biais dû à la non-réponse est un problème étudié depuis longtemps en recherche sur les enquêtes car il touche tous les travaux effectués dans ce domaine, quel que soit le mode de collecte des données (Nathan 2001). Par conséquent, de nombreux chercheurs ont tenté de déterminer les facteurs qui influent sur la réponse et la non-réponse, partielle ou totale, sous divers modes de collecte (Groves 2006 ; Trussell et Lavrakas 2004 ; Davern, Rockwood, Sherrod et Campbell 2003 ; Teitler, Reichman et Sprachman 2003 ; Singer, Van Hoewyk et Maher 2000 ; Singer, Van Hoewyk, Maher 1998 ; James et Bolstein 1992). Si ces études ont fourni des renseignements éclairants et utiles sur les facteurs qui influencent la participation aux enquêtes, les questions ayant trait à la non-réponse aux enquêtes restent pertinentes dans le domaine de la recherche sur les enquêtes en général et dans nos travaux de recherche fondamentale en particulier. Nous souhaitons poursuivre les réflexions de Groves et coll. (2000) en cherchant à déterminer si des caractéristiques particulières des unités ou sous-populations démographiques échantillonnées en regard du contexte thématique d'une enquête ont une incidence sur les schémas de réponse. Dans le cadre de notre étude permanente des attitudes et comportements du grand public en ce qui a trait au domaine de l'agriculture et de l'environnement, les niveaux constatés de participation à l'enquête et de non-réponse

partielle nous inquiètent de plus en plus. Dans le cas qui nous occupe, l'une des craintes est que la non-réponse totale et partielle pourrait varier selon que les personnes ou les ménages sont plus ou moins proches, physiquement ou socialement, du paysage agricole, qui est le domaine cible de nos sondages d'opinion publique.

Afin de contribuer à la réalisation de l'objectif plus général de réduire au minimum la non-réponse totale et partielle, et d'aborder certaines des questions qui nous préoccupent, nous procédons à un nouvel examen de plusieurs facteurs qui ont une incidence sur la participation aux enquêtes et la non-réponse partielle. En particulier, nous examinons les effets du contexte du sujet d'une enquête (c'est-à-dire le domaine cible principal) sur la participation à l'enquête et la non-réponse partielle. Nous nous attendons à ce que la participation à une enquête soit systématiquement influencée par l'intérêt (saillance) que présente le sujet de l'enquête pour chaque unité échantillonnée. Nous nous inspirons à cet égard de la théorie du levier et de la saillance (*leverage-saliency theory*) (Groves et coll. 2000), selon laquelle un ensemble de facteurs liés aux caractéristiques principales d'une enquête ou à des caractéristiques rendues saillantes durant l'administration du questionnaire devrait avoir une incidence sur la participation. Notre étude comprendra aussi le réexamen des effets des primes d'incitation prépayées sur la réponse à l'enquête. Comme l'offre de primes d'incitation aux unités échantillonnées demeure une

1. Lazarus Adua, Ohio State University, Agricultural Administration Building, pièce 330, 2120, Fyffe Road, Columbus, OH 43210, États-Unis. Courriel : adua.1@buckeyemail.osu.edu ; Jeff S. Sharp, Ohio State University, Agricultural Administration Building, pièce 254, 2120, Fyffe Road, Columbus, OH 43210, États-Unis.

pratique persistante et très répandue dans le secteur des sondages, nous pensons qu'il appartient aux spécialistes de la recherche par sondage de réévaluer périodiquement la relation entre les primes d'incitation et la participation aux enquêtes, dans des contextes variés. Cette évaluation continue de l'utilité des primes d'incitation dans les enquêtes est importante, parce que nous ne pouvons présumer que ces primes donneront toujours les résultats attendus.

À la section suivante, nous décrivons brièvement le problème de la non-réponse aux enquêtes, puis nous passons en revue la recherche portant sur la façon dont l'augmentation de la saillance de certaines caractéristiques de l'enquête et l'offre de primes d'incitation prépayées influencent la participation et la non-réponse partielle. Les deux dernières sections traitent de la conception de l'étude et des résultats de cette dernière.

2. Non-réponse aux enquêtes et conséquences éventuelles

La non-réponse à une enquête décrit la situation où une unité échantillonnée ne participe pas du tout à l'enquête (non-réponse totale) ou ne répond par à une ou à plusieurs questions (non-réponse partielle). La non-réponse aux enquêtes est un problème abordé de longue date dans le domaine de la recherche sur les enquêtes. Singer (2006) observe que, selon une analyse des revues statistiques archivées dans JSTOR, le premier article sur la non-réponse remonte à 1945 et que la référence la plus ancienne dans l'index de la revue *Public Opinion Quarterly* remonte à 1948 (page 637). Cependant, malgré cette sensibilisation au problème, tant les projets d'enquête bien établis que les projets naissants connaissent une baisse régulière des taux de réponse. Par exemple, la Survey of Consumer Attitudes (SCA) de l'Université du Michigan a vu son taux de réponse passer d'environ 72 % en 1979 à environ 60 % en 1996 et à un creux de 48 % en 2003 (Curtin, Presser et Singer 2005).

La non-réponse aux enquêtes, aussi bien totale que partielle, pose un défi majeur en recherche par sondage, étant donné la possibilité qu'elle introduise des erreurs non dues à l'échantillonnage dans les estimations des paramètres (Brehm 1993 ; Dillman et coll. 2002 ; Groves et Couper 1998). Par exemple, la non-réponse peut donner lieu à des estimateurs ponctuels entachés d'un biais, à un accroissement de la variance des estimateurs ponctuels et à des biais dans les estimateurs de précision (Dillman et coll. 2002 ; Groves et Couper 1998). Bien que la non-réponse totale et la non-réponse partielle soient considérées comme conceptuellement différentes dans les travaux sur les enquêtes, leurs effets sur une estimation statistique sont généralement les mêmes (Groves, Fowler Jr., Couper, Lepkowski, Singer et Tourangeau 2004).

Même si selon un certain nombre d'études récentes, un faible taux de réponse (totale) pourraient ne pas avoir d'effet indésirable grave sur la qualité des données (Curtin, Presser et Singer 2000 ; Keeter, Miller, Kohut, Groves et Presser 2000 ; Visser, Krosnick, Marquette et Curtin 1996), il n'en reste pas moins que la non-réponse totale peut avoir des conséquences négatives sur les estimations statistiques dans certaines circonstances. Par conséquent, trouver des moyens créatifs d'accroître les taux de réponse de manière à ce que tous les types d'unités échantillonnées soient représentés adéquatement dans l'échantillon demeure un objectif clé de la recherche sur les enquêtes. Pour la non-réponse partielle, il est vrai que des techniques applicables après la cueillette des données pour traiter les données manquantes, comme les imputations de type 'hot-deck' ou 'cold-deck', l'imputation par la moyenne, l'imputation multiple combinée ou non à la suppression ont permis d'atténuer les défis que pose ce problème. Cependant, l'idéal serait de réduire le plus possible la non-réponse partielle. En fait, il s'agit là d'un des objectifs principaux de la conception et de la mise en œuvre des enquêtes. Il en est ainsi parce que, dans certains domaines, surtout en microéconomie, la norme consiste à utiliser uniquement les données originales (Cameron et Trivedi 2009).

3. Rendre saillantes les caractéristiques clés d'une enquête et participation à l'enquête

La mesure dans laquelle une unité échantillonnée considère comme plus ou moins importantes certaines caractéristiques d'une enquête influe sur la probabilité que cette unité participe à l'enquête (Groves et coll. 2000). Groves et coll. (2000) commentent les techniques d'interview des intervieweurs chevronnés, soutenant que ce que font effectivement ceux-ci quand ils adaptent leurs requêtes ou remarques aux préoccupations des répondants consiste à rendre plus saillantes certaines caractéristiques de la requête, celles qui, selon eux, seront accueillies favorablement par le ménage (page 299). Étouffant les travaux de Groves et Couper (1998), Groves et coll. (2000) proposent ce qu'ils appellent la théorie du levier et de la saillance (*leverage-saliency theory*) pour expliquer comment les unités échantillonnées prennent la décision de participer ou de refuser de participer à une enquête. Cette théorie énonce essentiellement que certains attributs (levier) d'une enquête peuvent être considérés négativement ou positivement par le répondant et que la façon dont ces attributs sont rendus saillants durant le processus de demande de participation à l'enquête influe sur la probabilité de participation. Si les attributs perçus positivement par une unité échantillonnée (levier positif) sont rendus saillants durant la demande de participation à l'enquête, il existe plus de chances que la personne

accepte de participer, toutes choses étant égales par ailleurs. D'autre part, la probabilité qu'une unité échantillonnée participe à une enquête diminuera si les attributs qu'elle perçoit négativement sont rendus saillants durant la demande de participation à l'enquête.

Groves et coll. (2000) appuient empiriquement cette position théorique. Ils présentent l'engagement civique (mesuré par la participation à la vie communautaire) et les mesures d'incitation comme des leviers agissant sur la participation à l'enquête et réussissent à montrer que ces deux attributs influent positivement sur la probabilité de participation, l'effet des primes d'incitation diminuant chez les unités échantillonnées dont l'engagement civique est plus important. En utilisant l'engagement civique comme mesure de l'effet de levier d'une enquête sur les unités échantillonnées, Groves et coll. (2000) reconnaissent que l'effet de levier n'est pas mesuré directement. Il peut plutôt être glané en considérant certaines caractéristiques des répondants relatives à l'enquête ou les caractéristiques de celle-ci, qui peuvent exercer une influence positive ou négative sur la probabilité de participation. Il y a aussi des indications que si les demandes de participation à l'enquête sont personnalisées en fonction des préoccupations des unités échantillonnées ou de ce qu'elles considèrent comme important, la probabilité de leur participation est accrue (Dillman 2000 ; Groves et Couper 1998).

En nous appuyant sur la proposition théorique du levier et de la saillance, nous nous attendons à observer des taux de participation plus élevés chez les répondants dont les caractéristiques les rendent plus susceptibles de percevoir positivement des attributs. De manière correspondante, nous nous attendons aussi à ce que les unités dont les caractéristiques les rendent moins susceptibles de percevoir positivement ces attributs aient un taux plus faible de participation à l'enquête. Dans notre domaine particulier de recherche, nous prévoyons que la mesure dans laquelle les unités échantillonnées sont proches du paysage agricole et rural (le thème contextuel de notre enquête permanente) aura une incidence sur la participation à l'enquête et sur la non-réponse partielle. Ce raisonnement s'applique également à nos attentes au sujet des répondants qui font état d'une connaissance plus vaste de la façon dont les aliments sont produits et qui accordent également de l'importance au bien-être des animaux (un sous-thème essentiel de cette étude particulière). Nous nous inspirons donc de la théorie du levier et de la saillance pour proposer les hypothèses qui suivent.

1. La concentration de notre enquête sur l'agriculture et l'environnement, qui a été rendue saillante dans la conception de l'enquête, devrait avoir un effet de levier positif sur les répondants qui sont plus proches, socialement et physiquement, de l'agriculture et de

l'environnement rural (c'est-à-dire ceux qui résident dans des localités plus rurales). Nous émettons donc l'hypothèse que le taux de participation variera en fonction du lieu de résidence.

2. Nous nous attendons à ce que les répondants qui sont plus proches de l'agriculture et du paysage rural répondent à l'enquête de manière plus appliquée que ceux qui n'en sont pas proches, car les premiers sont plus susceptibles d'être motivés par le sujet de l'enquête (c'est-à-dire sont effet de levier positif). Nous émettons donc l'hypothèse que la non-réponse partielle variera selon la proximité par rapport à l'agriculture et au paysage rural.
3. Les unités échantillonnées qui ont une plus vaste connaissance de la façon dont les aliments sont produits, ainsi que celles qui estiment que le bien-être des animaux est important produiront un moins grand nombre de non-réponses partielles. Ces répondants manifesteront sans doute un plus grand intérêt pour les thèmes de l'agriculture et de l'environnement sur lesquels porte l'enquête et, par conséquent, répondront à l'enquête avec plus de diligence.

4. Primes d'incitation et participation à l'enquête

L'utilisation de diverses formes de prime d'incitation, particulièrement des primes d'incitation (financières) prépayées est devenue une pratique courante de la recherche par sondage. Alors que la raison pratique de l'offre de primes d'incitation aux unités échantillonnées est de les encourager à participer, l'origine théorique de cette pratique remonte, en partie, à la *théorie des échanges sociaux* (Dillman 1978). Cette théorie repose sur le postulat que les actions d'une personne soient motivées principalement par le rendement qu'elle en attend ou qu'elle en obtient (Weisberg 2005). Gouldner (1960) se penche sur la norme de réciprocité, qui s'apparente à la théorie des échanges sociaux, observant que, dans la mesure où les hommes se conforment à une telle règle de réciprocité, quand une partie agit d'une manière qui profite à une autre, une obligation est créée. Le bénéficiaire est alors *endetté* à l'égard du donneur et le demeure jusqu'à ce qu'il rembourse sa dette (page 174). Dans la perspective de Gouldner, la norme de réciprocité exerce deux demandes sur les individus : 1) les individus devraient aider ceux qui les ont aidés et 2) les individus ne devraient pas nuire à ceux qui les ont aidés (Gouldner 1960, page 171).

Dillman (1978) s'appuie sur la théorie des échanges sociaux et en particulier sur la norme sociale de réciprocité, pour défendre la notion selon laquelle des gestes relativement petits (tel que des lettres personnalisées, des primes

d'incitation et des lettres de rappel) peuvent susciter une réciprocité de la part des ménages échantillonnés en termes de propension à participer à une enquête. En outre, Weisberg (2005) constate que l'échange social est une théorie qui pourrait expliquer la relation entre les primes d'incitation et la participation aux enquêtes, observant que, dans cette perspective, donner aux répondants une prime d'incitation financière pour qu'ils participent à l'enquête peut être perçu comme une gentillesse qui évoque une norme de réciprocité (page 165).

Afin de concevoir « des façons et des moyens » d'accroître les taux de réponse aux enquêtes et pour éprouver la théorie des échanges sociaux en regard de l'utilisation de primes d'incitation dans la recherche par sondage, un certain nombre d'études expérimentales ont été réalisées en vue d'examiner la relation entre l'offre de primes d'incitation aux répondants et la participation aux enquêtes. Alors que certaines de ces études portaient principalement sur les effets des primes d'incitation sur le taux de réponse et la non-réponse partielle (Groves, Couper, Presser, Singer, Tourangeau, Acosta et Nelson 2006 ; Trussell et Lavrakas 2004 ; James et Bolstein 1992 ; Church 1993 ; Singer 2000 ; Yammarino, Skinner et Childers 1991 ; Fox, Crask et Kim 1988), d'autres examinaient les effets des primes d'incitation sur les attentes des répondants et leurs opinions au sujet des enquêtes (James et Bolstein 1990 ; Singer et coll. 1998). Corroborant la proposition principale de la théorie des échanges et la norme de réciprocité, nombre de ces études révèlent une relation positive entre les primes d'incitation et les taux de réponse (Singer et coll. 2000 ; Groves, Couper, Presser, Singer, Tourangeau, Acosta et Nelson 2006 ; Church 1993 ; Trussell et Lavrakas 2004 ; Goyder 1982 ; Yu et Cooper 1983).

Bien que de nombreuses études confirment l'importance des primes d'incitation pour ce qui est d'encourager la participation aux enquêtes, le verdict fondé sur les données empiriques quant à la relation entre les primes d'incitation et la participation aux enquêtes est loin d'être unanime. Dans une méta-analyse des études expérimentales et quasi expérimentales portant sur diverses mesures d'incitation, Church (1993) mentionne que 1 % des études couvertes par l'analyse n'avaient mis en évidence aucune preuve que les primes d'incitation ont une incidence sur la participation. Il signale aussi que 10 % des 74 études analysées ont effectivement révélé une relation négative entre les mesures d'incitation et la participation à l'enquête. En fait, c'est en partie face à cette réalité que Groves et coll. (2000) ont proposé la théorie du levier et de la saillance pour essayer d'expliquer pourquoi « les primes d'incitation fonctionnent parfois » et « parfois pas » (page 299). Étant donné que les constatations concernant les effets des primes d'incitation sur la participation aux enquêtes sont quelque peu contradictoires, et

que le domaine spécialisé sur lequel porte l'enquête que nous étudions diffère de celui de nombreuses études antérieures, nous jugeons nécessaire d'évaluer les effets des primes d'incitation sur la participation à l'enquête en même temps que nous examinons la relation entre la proximité par rapport à l'agriculture (le thème contextuel de notre enquête) et la réponse. En outre, nous croyons qu'il est important d'évaluer périodiquement l'utilité de l'utilisation de primes d'incitation dans la recherche par sondage, même si beaucoup d'attention a été accordée à ce sujet dans le passé.

Une autre question importante liée aux primes d'incitation est l'effet négatif possiblement plus prononcé sur la non-réponse partielle qui peut avoir lieu lorsqu'on incite des répondants réticents à participer à une enquête (voir Hansen 1980). Le dommage potentiel tient au fait que recourir à des moyens de persuasion tels que ces primes pourrait mener à recueillir de l'information auprès de répondants qui sont négligents ou indifférents quand ils répondent aux questions, nuisant ainsi en fin de compte à la qualité de l'information obtenue de cette façon (Singer et coll. 2000). En réponse à cette préoccupation, un certain nombre d'études ont pour but d'examiner la relation entre les primes d'incitation et la non-réponse partielle, et bon nombre d'entre elles donnent à penser que les primes d'incitation ne nuisent pas sérieusement à la qualité de la réponse ; autrement dit, les primes d'incitation ne produisent pas des taux plus élevés de non-réponse partielle (Singer et coll. 2000 ; Singer et coll. 1998 ; Shettle et Mooney 1999 ; Davern et coll. 2003). En fait, Singer et coll. (2000) rapportent que les primes d'incitation prépayées aident à réduire la non-réponse partielle, qui est une mesure indirecte souvent utilisée de la qualité de la réponse ou des données. Cependant, ils signalent aussi que les répondants qui ont reçu des primes d'incitation étaient plus susceptibles de donner des réponses optimistes dans certains cas et d'être plus pessimistes dans d'autres (au sujet de variables différentes). En ce qui concerne notre enquête, une préoccupation essentielle est que les citoyens qui sont incités à participer pourraient fournir des données de moins bonne qualité (mesurée par la non-réponse) que les répondants plus proches du paysage agricole et rural.

Pour résumer la revue, nous constatons que les travaux de recherche donnent généralement à penser que les primes d'incitation aident à améliorer les taux de réponse aux enquêtes, en n'ayant que peu d'effet, voire aucun, sur la non-réponse partielle. Bien qu'il en soit habituellement ainsi, certains résultats s'écartent de cette attente (Church 1993). En outre, alors que les auteurs de nombreuses études constatent que l'offre de primes d'incitation prépayées n'a pas d'incidence sur la non-réponse partielle, les travaux de Singer et coll. (2000) suggèrent que donner des primes d'incitation peut compromettre la qualité des données par la

voie du biais d'optimisme ou de pessimisme. Étant donné ces mises en garde et le fait que la plupart des travaux antérieurs portant sur la relation entre les primes d'incitation et la participation aux enquêtes étaient fondés sur une analyse bivariée (prime d'incitation et participation à l'enquête), nous jugeons nécessaire de réexaminer l'effet des primes d'incitation sur la non-réponse aux enquêtes en tenant compte du lieu de résidence dans le contexte spatial et socioéconomique. Donc, en nous inspirant de ces travaux de recherche sur la façon dont les primes d'incitation sont liées à la participation aux enquêtes et à la non-réponse partielle, nous formulons les hypothèses qui suivent.

1. Les répondants qui reçoivent une prime d'incitation auront un taux de participation à l'enquête plus élevé que ceux qui n'en reçoivent pas, en tenant compte des effets de la proximité par rapport au paysage agricole et rural, et du statut socioéconomique.
2. Les primes d'incitation seront négativement associées à la non-réponse partielle. Autrement dit, les questionnaires auxquels auront répondu les personnes ayant reçu une prime d'incitation contiendront un plus petit nombre de points de données manquants que ceux remplis par des personnes qui n'ont pas reçu de prime d'incitation, en neutralisant les effets de la proximité du répondant par rapport au sujet de l'enquête et d'autres covariables.

5. Conception de l'étude

Le présent article s'appuie sur un sondage d'opinion publique portant sur des questions relatives aux aliments, à l'agriculture et à l'environnement, en se concentrant spécialement sur le bien-être des animaux d'élevage. L'enquête avait pour population cible les ménages de l'Ohio. Un échantillon initial de 3 000 répondants (avec leur adresse de résidence) a été sélectionné par échantillonnage aléatoire stratifié, la moitié (1 500) provenant des 22 comtés métropolitains à noyau urbain, et la deuxième moitié (1 500), des 66 comtés métropolitains périphériques et non métropolitains. Le nombre de ménages dans les comtés métropolitains à noyau urbain différait de ceux dans les comtés métropolitains périphériques et non métropolitains, donnant donc un échantillon aléatoire disproportionné. Afin de tenir compte des probabilités inégales de sélection dans les deux strates, nous avons effectué une analyse pondérée pour les besoins du présent article.

Nous avons obtenu l'échantillon utilisé pour l'étude auprès de la firme Experian, un bureau d'évaluation du crédit et vendeur de listes privées ayant son siège aux États-Unis. L'échantillon a été tiré d'une base de sondage (base de données) comprenant les ménages de l'Ohio ainsi que leurs

adresses de résidence. Nous ne prétendons, certes, pas que cette base de sondage couvre tous les ménages de l'Ohio, mais nous pensons qu'il s'agit de l'une des listes et bases de données les plus fiables et les plus à jour à partir desquelles on peut tirer un échantillon aux États-Unis. Selon Experian, la base de données est mise à jour mensuellement.

L'enquête a été réalisée suivant un plan personnalisé modifié (Dillman 2000) comprenant jusqu'à quatre envois par la poste aux répondants prospectifs durant le printemps de 2007. Le premier envoi était une lettre de préavis envoyée à chaque unité échantillonnée, qui a été suivie peu à près par l'envoi d'une trousse d'enquête. Le troisième envoi était une carte de rappel adressée aux répondants pour les remercier de leur participation à l'étude ou les encourager à remplir le questionnaire et à le renvoyer, s'ils ne l'avaient pas encore fait. Le quatrième envoi, contenant une trousse d'enquête de remplacement, a été adressé aux répondants qui n'avaient pas renvoyé le questionnaire dûment rempli dix jours environ après l'envoi de la carte de rappel. Trois de ces quatre prises de contact avec les répondants contenaient des renseignements axés spécialement sur le sujet ou le thème de l'enquête. La lettre de préavis et les lettres de couverture accompagnant la trousse d'enquête initiale et celle de remplacement communiquaient spécifiquement aux répondants le sujet de l'enquête. En outre, le graphisme figurant sur la page de couverture du questionnaire (image d'animaux d'élevage) avait été sélectionné afin de renforcer la communication de ce sujet.

Les adresses des unités échantillonnées ont été géocodées et classées dans un secteur locationnel (voir les détails plus loin dans cette section) afin de les localiser géographiquement sur le continuum rural-urbain. Cela nous a permis d'effectuer une analyse pour déterminer la relation existante entre la proximité des unités échantillonnées par rapport au paysage agricole et la probabilité de participer à l'enquête. Nous reconnaissons que certains citoyens peuvent avoir de fréquentes interactions sociales et physiques avec l'agriculture et le paysage rural ; cependant, ce genre d'interaction et ses effets sur le soutien de l'agriculture et de l'environnement sont les plus prononcés chez les personnes résidant dans des lieux plus ruraux et en pleine campagne (Freudenburg 1991 ; Sharp et Adua 2009). Nous avons intégré dans l'enquête une expérience randomisée comportant des primes d'incitation. La première trousse d'enquête, envoyée à une moitié sélectionnée aléatoirement des unités échantillonnées, contenait une prime d'incitation de 2 \$ (deux billets d'un dollar), tandis que l'autre moitié de l'échantillon a reçu la même trousse, mais sans prime d'incitation. L'objectif pragmatique de cette expérience était d'évaluer l'efficacité de notre pratique consistant à inclure de modestes primes d'incitation financière dans les trousse d'enquête en vue d'améliorer la participation à nos enquêtes permanentes

auprès du public de l'Ohio. Tout comme Groves et coll. (2000) s'attendaient à observer un effet de l'engagement communautaire sur les niveaux de participation, nous attendions à ce que les ménages résidant dans un lieu très proche de l'agriculture et du paysage rural aient un taux élevé de participation dans notre étude, indépendamment de la prime d'incitation, peut être au point qu'une prime d'incitation financière symbolique pourrait être jugée inutile pour les futures éditions de l'enquête.

5.1 Stratégie d'analyse

Deux ensembles d'analyses statistiques sont effectués dans la présente étude. Le premier ensemble est axé sur la participation à l'enquête (taux de réponse). Pour commencer, nous examinons la proportion d'unités échantillonnées contactées avec succès qui ont rempli et renvoyé le questionnaire, selon le lieu de résidence le long du continuum rural-urbain, qui est une mesure indirecte de la proximité géographique par rapport aux régions agricoles et rurales de l'État (hypothèse que nous justifions dans une section ultérieure) et selon la situation concernant la prime d'incitation. Conformément aux lignes directrices de l'American Association of Public Opinion Research (AAPOR) de 2008 pour les codes de classification, nous définissons les unités échantillonnées contactées avec succès comme étant i) celles pour lesquelles nous avons reçu un questionnaire rempli à la fin de la phase de collecte des données du projet et ii) celles pour lesquelles nous n'avons reçu en retour ni un questionnaire rempli ni la trousse d'enquête accompagnée d'un avis de colis non distribuable du United States Postal Service (USPS). Lors de nos communications avec l'USPS, nous avons demandé que tous les envois qui ne pouvaient être distribués à cause d'une adresse incorrecte ou de l'absence d'une adresse de réexpédition nous soient renvoyés. Les unités échantillonnées auxquelles ces envois non distribuables étaient adressés ont été considérées comme les unités avec lesquelles nous n'avons pas réussi à prendre contact. Nous recourons aussi à la régression logistique pour analyser plus en détail la probabilité de participation à l'enquête (code 1 = a répondu ; 0 = n'a pas répondu), en utilisant le lieu de résidence le long du continuum rural-urbain et la situation concernant la prime d'incitation comme prédicteurs principaux et en neutralisant simultanément les effets du statut socioéconomique au niveau du groupe d'îlots du répondant défini conformément au recensement de la population des États-Unis de 2000. Nous neutralisons l'effet du statut socioéconomique, parce que des études antérieures laissent entendre qu'il existe une certaine relation entre celui-ci et la participation aux enquêtes (Davern et coll. 2003 ; Singer et coll. 2000).

Le deuxième ensemble d'analyses porte sur la non-réponse partielle. Nous avons procédé à une analyse par

régression logistique ordonnée proportionnelle partielle (logit ordonné généralisé) sur les deux premières variables de non-réponse partielle (0 = aucune question manquante ; 1 = quelques questions manquantes ; 2 = de nombreuses questions manquantes), en employant de nouveau le lieu de résidence le long du continuum rural-urbain et la situation concernant la prime d'incitation comme variables indépendantes principales tout en neutralisant les effets de plusieurs autres variables. Nous utilisons le logit ordonné généralisé (rapports des cotes partiellement proportionnels) plutôt que le logit ordonné, parce que certains prédicteurs figurant dans ces modèles violaient l'hypothèse des rapports des cotes proportionnels de la régression logistique ordonnée. En utilisant un modèle à rapports des cotes partiellement proportionnels, nous arrivons à contraindre la relation entre les variables indépendantes et dépendantes satisfaisant à l'hypothèse des rapports des cotes proportionnels de la régression logistique ordonnée, tout en permettant aux relations ne satisfaisant pas à cette hypothèse de varier. Pour analyser la troisième variable de non-réponse, nous avons employé une régression logistique. Cette variable a été recodée sous forme d'une variable binaire (voir la section sur l'opérationnalisation des variables pour plus de renseignements).

5.2 Opérationnalisation des variables dépendantes

Participation à l'enquête : La participation à l'enquête (taux de réponse) est mesurée en calculant le nombre de questionnaires remplis renvoyés par les répondants (cas admissibles participants) en proportion du nombre d'unités échantillonnées contactées avec succès (total des cas admissibles). Cette mesure de la participation à l'enquête est conforme aux lignes directrices de l'AAPOR pour la mesure des taux de réponse. Les questionnaires non livrables retournés par l'USPS sans renseignements supplémentaires tels qu'une adresse de réexpédition ou une correction d'adresse ont été traités comme des cas inadmissibles. Les cas pour lesquels nous avons reçu soit le questionnaire rempli soit toute nouvelle information au sujet du cas fournie par l'USPS ont été traités comme des cas admissibles sur la base des définitions normalisées révisées de 2008 des codes de classement des cas et des taux de résultat recommandées par l'AAPOR. Pour exécuter l'analyse par régression logistique de la probabilité de réponse, nous avons donné à toutes les unités échantillonnées contactées avec succès (cas admissibles) le code de 1 (a retourné un questionnaire rempli) ou de 0 (n'a pas retourné un questionnaire rempli). Nous ne fournissons aucune statistique descriptive pour cette variable ici, car la section réservée à l'analyse, spécialement les valeurs de marge des tables de contingence, donne une bonne idée de la distribution de cette variable.

Qualité de la réponse : La qualité de la réponse est mesurée par l'occurrence de la non-réponse partielle (voir

Davern et coll. 2003 ; Kaldenberg, Koenig et Becker 1994). Pour calculer la non-réponse partielle, nous avons calculé le nombre total de points de données manquants pour l'ensemble des répondants participant à l'enquête sur trois sous-ensembles de questions figurant dans le questionnaire afin de produire trois variables de non-réponse partielle : non-réponse partielle I, non-réponse partielle II et non-réponse partielle III. La variable de non-réponse partielle I a été créée pour les questions qui, à notre avis, exerçaient sur les répondants la demande cognitive comparativement la plus faible, y compris des questions telles que celles sur les caractéristiques démographiques et les questions d'opinion ne nécessitant pas beaucoup d'introspection. La variable de non-réponse partielle II a été créée pour les questions qui exerçaient sur les répondants une demande cognitive comparativement plus élevée que celles utilisées pour créer la variable de non-réponse partielle I, comme celles nécessitant des efforts de mémorisation importants et les questions d'opinion demandant un haut niveau d'introspection. La troisième variable est construite en s'appuyant sur les questions exerçant sur les répondants la demande cognitive comparativement la plus élevée, comme des questions sur les connaissances et des questions nécessitant une certaine compréhension des concepts associés à l'élevage.

Dans les sommations sur ces variables, nous n'avons pas traité les réponses « Ne sait pas » comme une non-réponse partielle, étant donné que le questionnaire contenait une ou deux questions sur les connaissances pour lesquelles une réponse « Ne sait pas » pouvait être légitime. La variable de non-réponse partielle ne contient pas non plus les cas de « refus de répondre », car cette option n'a pas été offerte dans les questions utilisées pour créer les variables. Nous avons également exclu de ces variables les questions que les répondants avaient l'instruction d'omettre s'ils jugeaient qu'elles n'étaient pas applicables.

Étant donné que la distribution de ces variables était fortement asymétrique (voir le tableau 1), les variables de non-réponse partielle I et de non-réponse partielle II ont été regroupées en trois catégories ordinales (0 = aucune réponse manquante ; 1 = certaines réponses manquantes ; 2 = nombreuses questions manquantes) et analysées en utilisant le logit ordonné généralisé. La première catégorie (0) englobait les cas sans aucune non-réponse partielle, tandis que la deuxième catégorie (1) englobait les cas comptant de 1 à 9 occurrences de non-réponse. La troisième catégorie (2) comprenait les cas comptant 10 occurrences ou plus de non-réponse. Pour les besoins de notre analyse, nous avons également regroupé la variable de non-réponse partielle III en deux catégories : 0 (aucune réponse manquante) et 1 (une ou plusieurs réponses manquantes). Cette variable a été regroupée différemment des deux premières, parce que très peu de cas (19 seulement) satisfaisaient les critères

de classification dans la catégorie « nombreuses réponses manquantes » (tableau 1). Afin de vérifier si notre regroupement de ces variables masquait des variances dans la non-réponse partielle à l'intérieur des groupes (cas regroupés) pouvant être expliquées par nos deux variables indépendantes (lieu de résidence, c'est-à-dire un indicateur de l'intérêt pour le sujet de l'enquête, et prime d'incitation), nous avons effectué une analyse de variance à un facteur de ces cas groupés. À l'intérieur de ces groupes, aucune des trois variables de non-réponse partielle ne variait de manière significative selon le lieu de résidence ou l'offre d'une prime d'incitation. Les statistiques descriptives pour les trois variables de non-réponse partielle sont présentées au tableau 1.

Tableau 1
Statistiques descriptives des variables de non-réponse partielle

	Non-réponse partielle I	Non-réponse partielle II	Non-réponse partielle III
<i>Statistiques avant le recodage</i>			
N	971	971	971
Moyenne	3,11	2,34	1,60
Écart-type	5,06	5,93	3,25
Valeur minimale	0	0	0
Valeur maximale	44	48	29
<i>Statistiques après le recodage</i>			
<i>par groupe</i>			
Aucune manquante	30,07 %	59,53 %	54,69 %
Quelques-unes manquantes	62,31 %	32,65 %	43,36 %
Nombreuses manquantes	7,62 %	7,83 %	1,96 %

5.3 Opérationnalisation des variables indépendantes et de contrôle

Lieu de résidence : Le thème de l'enquête axé sur les questions agricoles et environnementales a été rendu saillant durant la demande de participation à l'enquête (au moyen de la lettre de préavis, des lettres de couverture et de la conception du questionnaire), ce qui peut avoir une incidence négative ou positive sur la participation, selon le lieu de résidence du répondant le long du continuum rural-urbain. Le lieu de résidence est un indicateur de la proximité sociale et physique différentielle du répondant par rapport à l'agriculture et au paysage rural, parce que la proximité peut accroître les interactions sociales et (ou) physiques avec le sujet de l'enquête. L'association entre la proximité et la préoccupation au sujet de l'environnement a été proposée et testée à de nombreuses reprises par les spécialistes des sciences sociales (Dunlap et Heffernan 1975 ; Freudenburg 1991 ; Sharp et Adua 2009). Nous faisons un pas de plus et émettons l'hypothèse de différences attitudinales associées à la proximité, et prévoyons des niveaux différents de participation à l'enquête ; en effet, nous supposons que les unités échantillonnées résidant plus près des régions agricoles et du paysage rural auront un taux plus élevé de participation à l'enquête que celles vivant dans les localités urbaines. Par conséquent, nous nous attendons à ce que le sujet spécialisé

de notre enquête agisse comme un levier positif sur les unités échantillonnées résidant près des zones agricoles et du paysage rural. Même s'il ne s'agit pas d'une mesure directe du levier, elle est en harmonie avec la suggestion de Groves et coll. (2000) selon laquelle l'effet de levier qu'exerce une enquête donnée sur une unité échantillonnée peut être mesuré indirectement en s'appuyant sur des caractéristiques pertinentes de cette unité. En utilisant les caractéristiques spatiales de résidence des unités échantillonnées, nous nous appuyons sur le fait que celles résidant dans des régions plus rurales et en pleine campagne sont plus susceptibles d'avoir une interaction sociale et physique avec le paysage agricole et rural que celles résidant dans des lieux plus urbanisés (voir le tableau 2). En 2006 ainsi qu'en 2007, de plus fortes proportions de résidents des cantons exurbains et des régions rurales (une combinaison de villes/villages ruraux et de cantons ruraux) que de résidents des localités urbaines ont visité une ferme en exploitation, comme le montre le tableau 2. Nous reconnaissons que cela peut poser problème d'utiliser l'information provenant de nos propres répondants pour montrer l'association entre le lieu de résidence et les visites dans des fermes. Cependant, cette information est corroborée par celle provenant d'un échantillon différent, celui de la Ohio Survey de 2006.

Afin de déterminer le lieu de résidence des unités échantillonnées, nous avons géocodé le lieu de résidence de chaque répondant et l'avons assigné à l'un de quatre secteurs de localisation – urbain, suburbain, exurbain ou rural – en utilisant le géocodage ArcView de l'ESRI. Les unités échantillonnées appartenant aux secteurs exurbain et rural ont été en outre classifiées comme résidant dans des localités constituées en corporation (ville/village) ou dans des localités cantonales (pleine campagne). Ce mode de classification des unités échantillonnées comme vivant dans des localités urbaines, suburbaines, exurbaines ou rurales a été employé antérieurement avec succès dans le domaine de la science régionale (Audirac 1999 ; Sharp et Clark 2008).

Dans la présente étude, cette variable a été groupée en cinq catégories : 1) localité urbaine, 2) localité suburbaine, 3) ville/village exurbain, 4) canton exurbain et 5) localité rurale (villes/villages et cantons). Le classement par ordre des catégories ne suggère pas l'existence d'un ordre croissant monotone en fonction de la proximité par rapport à l'agriculture et au paysage rural entre les catégories 1 à 5. Cette variable devrait plutôt être considérée comme une variable nominale dont les catégories peuvent être groupées en blocs en se basant sur la proximité par rapport à l'agriculture et au paysage rural : bloc 1 (catégories 1 et 2) ayant la proximité la plus faible, bloc 2 (catégorie 3) ayant une proximité intermédiaire et bloc 3 (catégories 4 et 5) ayant la plus grande proximité. D'un bloc à l'autre, les catégories présentent une

croissance monotone en ce qui concerne la proximité par rapport à l'agriculture et au paysage rural, mais à l'intérieur des blocs le profil est moins certain. De nouveau, ici, nous ne fournissons pas de statistique descriptive pour cette variable, car la section réservée à l'analyse donne une très bonne idée de la façon dont elle est distribuée.

Connaissance de la production des aliments et soutien pour le bien-être des animaux : Deux autres indicateurs du levier exercé par le sujet de l'enquête utilisés dans l'analyse sont les deux questions destinées à mesurer les connaissances des unités échantillonnées concernant la production des aliments qu'elles consomment et leurs opinions au sujet de l'importance du bien-être des animaux. La première question était « Dans quelle mesure savez-vous comment vos aliments sont produits ? Veuillez indiquer sur une échelle allant de 1 à 7 votre niveau de connaissance. » Pour cette question, le score moyen était de 4,47 avec un écart-type de 1,60. La deuxième question était : « En pensant aux animaux d'élevage en général, quelle importance cette question a-t-elle pour vous ? Veuillez l'indiquer sur une échelle allant de 1 (pas importante) à 7 (très importante). » Pour cette question, le score moyen était de 4,50 avec un écart-type de 1,68. Ces deux indicateurs ne sont utilisés que dans les analyses portant sur les variables de non-réponse partielle.

Situation concernant les primes d'incitation : La situation des unités échantillonnées concernant les primes d'incitation (a reçu ou n'a pas reçu une prime d'incitation) est une variable indépendante principale dans les modèles de régression. La situation concernant les primes d'incitation est codée comme une variable binaire prenant les valeurs 0 (n'a pas reçu de prime d'incitation) et 1 (a reçu une prime d'incitation). Une fois de plus, nous ne fournissons aucune statistique descriptive pour cette variable, parce que l'analyse donne une bonne idée de sa distribution.

Variables de contrôle : Les variables de contrôle opérationnalisées dans une ou plusieurs des analyses effectuées dans la présente étude comprennent l'âge (l'âge du répondant à son dernier anniversaire) ; le niveau de scolarité (plus haut niveau de scolarité atteint), l'ethnicité (race blanche = 1 ; toutes les autres = 0) et le sexe (masculin = 0 et féminin = 1), ainsi que le revenu par habitant et le revenu médian disponible du ménage au niveau du groupe d'îlots auquel appartient chaque unité échantillonnée, d'après les données du recensement de la population de 2000. Nous introduisons des variables de contrôle pour les effets de ces variables, parce que des études antérieures indiquent qu'elles peuvent avoir une incidence sur la non-réponse partielle (Davern et coll. 2003 ; Singer et coll. 2000). Les statistiques descriptives pour ces variables purement de contrôle sont présentées au tableau 3.

Tableau 2
Fréquence des visites dans une ferme en exploitation

Lieu de résidence	Ohio Survey de 2006 ^a			Animal Welfare Survey de 2007 ^b		
	Jamais/ rarement	Occasionnellement/ fréquemment	Total ^c	Jamais/ rarement	Occasionnellement/ fréquemment	Total ^c
Localité urbaine	90,4 %	9,6 %	100 % (185)	81,0 %	19,0 %	100 % (121)
Localité suburbaine	87,5 %	12,5 %	100 % (536)	83,7 %	16,3 %	100 % (285)
Ville/village exurbain (constitué en corporation)	78,6 %	21,4 %	100 % (217)	76,4 %	23,6 %	100 % (124)
Canton exurbain (non constitué en corporation)	74,9 %	25,1 %	100 % (434)	67,9 %	32,1 %	100 % (264)
Localité rurale	73,1 %	26,9 %	100 % (238)	70,6 %	29,4 %	100 % (136)
Total	80,6 %	19,4 %	100 % (1 610)	74,2 %	25,8 %	100 % (930)

^a Khi-deux avec correction du second ordre (3,61) = 43,3 ; $P = 0,0000$ (correction pour les effets du plan de sondage)

^b Khi-deux avec correction du second ordre (3,67) = 16,7 ; $P = 0,001$ (correction pour les effets du plan de sondage)

^c Le nombre total de cas admissibles pour chaque catégorie résidentielle est entre parenthèses.

Tableau 3
Statistiques descriptives pour les variables de contrôle

	Moyenne/pour cent	Écart-type
<i>Niveau de scolarité :</i>		
Études secondaires ou moins	36,8 %	-
Études collégiales partielles	32,3 %	-
Baccalauréat	13,7 %	-
Études postsecondaires/travail professionnel et plus élevé	17,2 %	-
<i>Sexe :</i>		
Masculin	48,2 %	-
Féminin	51,8 %	-
<i>Ethnicité :</i>		
Blanche	91,7 %	-
Non blanche	8,3 %	-
<i>Âge :</i>		
Revenu moyen du ménage au niveau du groupe d'îlots, 2000	49 842,3	25 258,7
Revenu médian du ménage au niveau du groupe d'îlots, 2000	42 616,3	16 728,6

6. Résultats

Afin d'évaluer la participation à l'enquête, nous avons recouru à l'analyse bivariée (tableaux de contingence) et à la modélisation de régressions logistiques. Pour les tableaux de contingence, nous avons utilisé comme statistique le khi-deux de Pearson corrigé des effets du plan de sondage au moyen de la correction du deuxième ordre de Rao et Scott (1984). Nous utilisons cette correction parce que les caractéristiques du plan de sondage, comme la stratification et la mise en grappes, peuvent avoir une influence sur les tests d'association (Lohr 1999). Afin de limiter la longueur de l'article, nous suivons un plan d'analyse différent pour l'ensemble de variables de non-réponse partielle. Pour cet ensemble, nous effectuons uniquement une analyse multivariée (régression logistique). Le passage direct à l'analyse multivariée nous permet d'examiner les effets partiels des divers prédicteurs utilisés dans les modèles tout en maintenant la brièveté de l'article.

6.1 Résultats bivariés pour la participation à l'enquête

L'analyse bivariée donne à penser que la participation à l'enquête varie de manière significative en fonction de la proximité par rapport au paysage agricole et rural (lieu de résidence le long du continuum rural-urbain). Comme le montre le tableau 4, les répondants résidant dans des localités géographiquement plus rurales (résidents des cantons ruraux et exurbains) ont un taux de participation à l'enquête plus élevé que ceux résidant dans des localités géographiquement plus urbaines (résidents des localités urbaines et des localités suburbaines). L'analyse montre aussi que ceux résidant dans les localités constituées en corporations exurbaines intermédiaires (villes et villages) étaient un peu plus susceptibles de participer à l'enquête que les résidents des localités urbaines. Un test du khi-deux avec correction du second ordre (Rao et Scott 1984) de la relation entre la participation à l'enquête et le lieu de résidence a produit un résultat significatif ($\chi = 14,2$; ddl = 3,7 ; $p = 0,003$).

Notre analyse est en harmonie avec les résultats d'études antérieures, montrant aussi que les primes d'incitation prépayées accroissent significativement la participation à l'enquête (tableau 5). En dépit du fait que le contexte de l'enquête utilisé pour notre analyse diffère sensiblement de celui des études antérieures examinant les effets des primes d'incitation, nous constatons que le taux de réponse pour les bénéficiaires d'une prime d'incitation contactés avec succès était de 43,7 % comparativement à 26,9 % pour les unités échantillonnées contactées avec succès qui n'ont pas reçu de prime d'incitation prépayée. Le test du khi-deux avec correction du second ordre de cette relation bivariée est également statistiquement significatif ($\chi = 73,8$; ddl = 1 ; $p = 0,000$). En fait, notre analyse donne à penser que l'élimination complète des primes d'incitation nuit au taux de participation dans toutes les catégories de répondants, quelle que soit la proximité par rapport au paysage agricole et rural, quoique cet effet soit le plus prononcé chez les résidents des localités urbaines (tableau 6). Cette constatation appuie notre pratique courante consistant à utiliser des primes d'incitation financière prépayées pour essayer

d'accroître les taux de réponse sans distinction entre les répondants vivant en région rurale ou en région urbaine. Elle confirme aussi l'importance des primes d'incitation en recherche par sondage.

6.2 Modèle de régression logistique pour la participation à l'enquête

L'analyse multivariée suggère en outre que la probabilité de participer à l'enquête varie significativement en fonction de la proximité par rapport à l'agriculture et au paysage rural, si l'on maintient statistiquement constants les effets de la situation concernant les primes d'incitation (a reçu ou n'a pas reçu de prime d'incitation). Les résidents des localités suburbaines, des cantons exurbains et des localités rurales sont significativement plus susceptibles de participer à l'enquête que ceux des localités urbaines (tableau 7). Par exemple, les résidents des cantons exurbains et des localités rurales ont plus de chances (logarithmes du rapport des cotes de 0,60 et de 0,37, respectivement) de participer que ceux des localités urbaines.

Tableau 4
Taux de participation selon le lieu de résidence

Lieu de résidence	A répondu	N'a pas répondu	Total ^a
Localité urbaine	29,5 %	70,5 %	100 % (424)
Localité suburbaine	32,6 %	67,4 %	100 % (917)
Ville/village exurbain (constitué en corporation)	33,1 %	66,9 %	100 % (379)
Canton exurbain (non constitué en corporation)	40,5 %	59,5 %	100 % (684)
Localité rurale	35,8 %	64,2 %	100 % (405)
Total	35,4 %	65,6 %	100 % (2 809)

Khi-deux avec correction du second ordre (3,7) = 14,2 ; $P = 0,003$ (correction pour les effets du plan de sondage)

^a Le nombre total de cas admissibles pour chaque catégorie de résidence est entre parenthèses.

Tableau 5
Réponse à l'enquête selon la situation concernant la prime d'incitation

Situation de prime d'incitation	A répondu	N'a pas répondu	Total ^a
Prime d'incitation	43,7 %	56,3 %	100 % (1 410)
Pas de prime d'incitation	26,9 %	73,1 %	100 % (1 401)
Total	35,4 %	64,6 %	100 % (2 811)

Khi-deux avec correction du second ordre (1) = 73,8 ; $P = 0,000$ (correction pour les effets du plan de sondage)

^a Le nombre total de cas admissibles selon la situation concernant la prime d'incitation est entre parenthèses.

Tableau 6
Taux de réponse selon la prime d'incitation et le lieu de résidence le long du continuum rural-urbain

	A reçu une prime d'incitation	N'a pas reçu de prime d'incitation	Différence entre les réponses
Localité urbaine	0,41	0,19	0,22
Localité suburbaine	0,41	0,24	0,17
Ville/village exurbain	0,39	0,27	0,12
Canton exurbain	0,48	0,31	0,17
Localité rurale	0,44	0,27	0,17
Total	0,43	0,26	0,17

L'analyse de régression logistique semble également confirmer notre constatation antérieure voulant que la probabilité de participer varie significativement selon que l'unité échantillonnée a reçu ou non une prime d'incitation. Les chances de participer à l'enquête étaient plus élevées pour les répondants ayant reçu une prime d'incitation (logarithme du rapport des cotes de 0,73) que pour ceux qui n'en avaient pas reçu, en neutralisant les effets de la proximité par rapport à l'agriculture et au paysage agricole, ainsi que du sexe (féminin = 1) du membre du ménage sélectionné aléatoirement comme première option pour remplir et renvoyer le questionnaire (tableau 7).

Comme le statut socioéconomique varie significativement selon le lieu géographique de résidence (Lobao 1990) et a une incidence sur la réponse à l'enquête (Davern et coll. 2003 ; Singer et coll. 2000), nous avons cherché à contrôler les effets éventuels du revenu par habitant et du revenu du ménage (statut socioéconomique) sur la probabilité de participer à l'enquête en utilisant un modèle linéaire hiérarchique (MLH). Pour cela, nous avons relié les répondants à leur groupe d'îlots et aux caractéristiques de ce dernier (spécialement, le revenu par habitant au niveau du groupe d'îlots et le revenu médian du ménage au niveau du groupe d'îlots) établies d'après les données du recensement de la population des États-Unis de 2000. Pour l'analyse MLH, nous avons d'abord estimé un modèle entièrement non conditionnel (c'est-à-dire une ANOVA) pour déterminer si la probabilité de participer à l'enquête variait de manière significative selon le groupe d'îlots. En modélisation linéaire hiérarchique, l'estimation d'un modèle entièrement non conditionnel (modèle sans les prédicteurs à tous les niveaux de l'analyse) est habituellement effectuée pour déterminer si la variable dépendante varie selon l'unité d'analyse de niveau 2 (ou plus élevé) telle que le quartier, le groupe d'îlots ou le district scolaire. Ce modèle initial (ANOVA) aide souvent les chercheurs à déterminer s'il faut procéder à l'analyse multiniveaux. Notre analyse MLH initiale (ANOVA) n'a révélé aucune variation significative de la probabilité de participer à l'enquête selon le groupe d'îlots ($\tau = 0,04$; $p = 0,493$). Bien que ce résultat donne à penser que la probabilité moyenne de participation à l'enquête est à peu près la même pour tous les groupes d'îlots malgré les différences de revenu par habitant et de revenu médian disponible du ménage, nous reconnaissons que ce modèle MLH pourrait être instable, étant donné que le nombre de cas échantillonnés par groupe d'îlots était généralement faible. C'est peut-être pour cette raison que nous ne constatons aucune variation significative de la probabilité de participation selon le groupe d'îlots (erreur de type II possible). Malgré ce problème éventuel de notre modèle entièrement non conditionnel, nous n'avons pas effectué d'analyse multiniveaux entièrement conditionnelle.

6.3 Modèle de régression logistique pour la non-réponse partielle

Comme nous l'avons mentionné plus haut dans cette section, nous avons limité notre analyse de la non-réponse partielle à la modélisation multivariée et ce, principalement pour que l'article reste bref tout en respectant notre objectif d'évaluer les effets partiels de nos principales variables indépendantes. Les données laissent entendre que le levier attendu du sujet de l'enquête n'est que moyennement relié à la non-réponse partielle. En ce qui concerne la non-réponse partielle I (c'est-à-dire la variable créée d'après les questions exerçant la demande cognitive la plus faible sur les répondants à l'enquête), l'analyse suggère qu'elle est plus faible chez les répondants résidant dans les cantons exurbains (logarithme du rapport des cotes de -0,74) que chez ceux résidant dans les localités urbaines, bien que cette différence disparaisse aux valeurs plus élevées de cette variable (tableau 8, colonnes 2 et 3). Par contre, pour la non-réponse partielle II (la variable de non-réponse partielle créée d'après les questions les plus cognitivement exigeantes que celles utilisées pour créer la variable de réponse partielle I), nous constatons qu'elle est plus susceptible d'être élevée chez les résidents des cantons exurbains et des localités rurales (logarithmes des rapports des cotes de 0,85 et 0,82, respectivement) que chez les résidents des localités urbaines (tableau 8, colonne 4). En ce qui concerne la non-réponse partielle III (variable de non-réponse créée d'après les questions les plus cognitivement exigeantes), l'analyse ne révèle aucune différence significative selon le lieu de résidence, qui est notre mesure indirecte du niveau d'intérêt pour le sujet de l'enquête.

Confirmant l'effet prévu de l'intérêt pour le sujet de l'enquête sur la non-réponse partielle, l'analyse indique aussi que les connaissances des répondants sur la façon dont les aliments sont produits sont reliées significativement à la non-réponse partielle. Dans le cas de la non-réponse partielle II, les données montrent que le logarithme du rapport des cotes est plus faible (-0,13) pour les répondants qui ont déclaré savoir comment les aliments sont produits que pour ceux qui ont dit en savoir moins (tableau 8 colonne 4). Cette relation est plus forte aux valeurs plus élevées de la variable : les connaissances sur la production des aliments donnent un logarithme du rapport des cotes exprimant les chances de non-réponse partielle (-0,35) plus faible quand la valeur de la catégorie passe de 0 à 1 (tableau 8, colonne 5). Ce résultat suggère que le levier positif du sujet de l'enquête pourrait avoir pour effet une plus grande minutie dans la réponse au questionnaire chez les répondants ayant une meilleure connaissance de la façon dont les aliments sont produits. Nous constatons aussi que les opinions des répondants au sujet de l'importance du bien-être des animaux, un sous-thème essentiel de cette enquête particulière, sont

corrélées positivement à la non-réponse partielle (tableau 8, colonne 4). Comme le montre le tableau 8, une augmentation d'une unité de l'importance accordée au bien-être des animaux donne lieu à une augmentation de 0,09 unité du logarithme du rapport des cotes de la non-réponse partielle (surtout la non-réponse partielle II). Ce résultat ne concorde pas avec nos attentes.

En ce qui concerne les effets des primes d'incitation, nous ne dégagons aucune relation significative entre ces primes et n'importe laquelle des trois mesures de la non-réponse partielle (tableau 8, colonnes 2, 4 et 6), contrairement à nos attentes.

En ce qui concerne les variables de contrôle, nous constatons que le niveau de scolarité est relié significativement à la non-réponse partielle, ce qui corrobore les constatations antérieures de Singer et coll. (2000). Dans notre cas, les répondants qui ont fait des études collégiales partielles, titulaires d'un baccalauréat ou ayant fait des études supérieures partielles/un travail professionnel avait moins de chances (logarithme du rapport des cotes de -0,79, -1,08 et -0,99, respectivement) de ne pas répondre aux questions de l'enquête exerçant la demande cognitive la plus faible (non-réponse partielle I) que ceux n'ayant fait que des études secondaires complètes ou partielles (tableau 8, colonne 2). Étonnamment, la non-réponse partielle liée aux questions de l'enquête dont la demande cognitive était comparativement plus élevée (c'est-à-dire la non-réponse partielle II et la non-réponse partielle III) ne variait pas selon le niveau de scolarité (tableau 8, colonnes 4 et 6). Nous dégagons également une relation positive entre l'âge et les trois mesures de la non-réponse partielle (tableau 8, colonnes 2, 4 et 6), ce qui concorde avec les résultats de Singer et coll. (2000). Également en harmonie avec les travaux antérieurs de

Singer et coll. (2000), l'analyse révèle que les femmes participant à l'enquête étaient plus susceptibles d'avoir des points de données manquants que les hommes (tableau 8, colonne 4). Cependant, dans notre étude, l'effet du sexe sur la non-réponse partielle est limité aux questions dont la demande cognitive est de niveau moyen (variable de non-réponse partielle II).

7. Discussion et conclusions

Dans la présente étude, nous avons examiné les facteurs liés à la non-réponse totale ainsi que partielle en recherche par sondage, en nous concentrant sur le niveau d'intérêt pour le sujet de l'enquête et les primes d'incitation pré-payées. La raison évidente pour laquelle nous avons exécuté cette analyse est que la non-réponse (totale ou partielle) représente un défi majeur dans le domaine de la recherche par sondage, étant donné qu'elle risque de donner lieu à des erreurs non dues à l'échantillonnage dans l'estimation des paramètres (Brehm 1993 ; Dillman et coll. 2002 ; Groves et Couper 1998). Comme il a été constaté antérieurement, la non-réponse peut donner lieu à un biais dans les estimateurs ponctuels, un accroissement de la variance des estimateurs ponctuels et un biais dans les estimateurs de précision (Dillman et coll. 2002 ; Groves et Couper 1998). Par conséquent, notre principal objectif est de fournir de l'information qui aidera les chercheurs à comprendre la non-réponse et à la traiter de manière appropriée, c'est-à-dire réduire au minimum la non-réponse totale, et comprendre et traiter correctement les cas de réponses manquantes (non-réponse partielle).

Tableau 7
Régression logistique^a de la probabilité de participation

	Logarithme du rapport des cotes de la participation	
	b	Erreur-type
<i>Situation concernant la prime d'incitation</i>		
N'a pas reçu de prime d'incitation (réf.)		-
A reçu une prime d'incitation	0,73***	0,09
<i>Lieu de résidence</i>		
Localité urbaine (réf.)	-	-
Localité suburbaine	0,27*	0,13
Ville/village exurbain	0,25	0,15
Canton exurbain	0,60***	0,13
Localité rurale	0,37*	0,15
Première option pour répondre (sexe féminin = 1)	-0,05	0,09
<i>Statistiques du modèle</i>		
Ordonnée à l'origine		-1,42***
χ de Wald (ddl = 6)		93,25***

Seuil de signification : *** < 0,001 ; ** < 0,01, * < 0,05

^a Dans ce modèle, nous avons testé les effets d'interaction éventuels entre le lieu de résidence et les primes d'incitation. Nous n'avons pu déclarer significatives aucune de ces interactions.

Tableau 8
Modèles de régression logistique^a pour la non-réponse partielle

	Non-réponse I ^b		Non-réponse II ^b		Non-réponse III ^c
	Aucune manquante : logarithme du rapport des cotes	Certaines manquantes : logarithme du rapport des cotes	Aucune manquante : logarithme du rapport des cotes	Certaines manquantes : logarithme du rapport des cotes	Logarithme du rapport des cotes
<i>Situation concernant la prime d'incitation</i>					
N'a pas reçu de prime d'incitation	-				
A reçu une prime d'incitation	0,16 (0,16)		0,10 (0,17)		-0,01 (0,17)
<i>Intérêt du sujet – Lieu de résidence</i>					
Résidents des localités urbaines	-				
Résidents des localités suburbaines	-0,14 (0,26)		0,54 (0,29)		-0,18 (0,25)
Résidents des villes/villages exurbains	-0,36 (0,31)		0,30 (0,34)		-0,24 (0,29)
Résidents des cantons exurbains	-0,74** (0,27)	0,30 (0,40)	0,85** (0,30)		-0,12 (0,26)
Résidents des localités rurales	-0,21 (0,3)		0,82** (0,31)		0,08 (0,29)
<i>Intérêt du sujet – Connaissances sur les aliments et bien-être des animaux</i>					
Connaissances sur la production des aliments	-0,07 (0,05)		-0,13* (0,05)	-0,35*** (0,09)	-0,02 (0,06)
Importance du bien-être des animaux	0,10 (0,05)		0,09* (0,04)		0,10 (0,05)
<i>Variables de contrôle</i>					
Niveau de scolarité :					
Études secondaires ou moins					
Études collégiales partielles	-0,79*** (0,20)		0,13 (0,19)		0,07 (0,19)
Baccalauréat	-1,08*** (0,23)		-0,32 (0,27)		-0,52 (0,29)
Études supérieures partielles/travail professionnel et plus élevé	-0,99*** (0,24)		0,12 (0,24)		-0,38 (0,24)
Âge	0,03*** (0,01)		0,04*** (0,00)		0,03*** (0,01)
Sexe (féminin = 1)	0,03 (0,17)		0,53** (0,17)		0,21 (0,17)
Race blanche	-0,38 (0,32)		-0,05 (0,28)		-0,51 (0,32)
<i>Statistiques du modèle</i>					
Ordonnée à l'origine	0,16	-4,36	-3,56	-5,07	-3,07
Khi-deux de Wald ^d		85,80		93,25	54,87
N		828		828	828

Seuil de signification : ***< 0,001 ; **< 0,01 ; *< 0,05

Les erreurs-types sont entre parenthèses.

^a Nous avons testé l'existence d'effets d'interaction éventuels dans ces modèles entre le lieu de résidence et les primes d'incitation, entre l'âge et les primes d'incitation et entre l'ethnicité (blanche) et les primes d'incitation comme l'ont fait Singer et coll. (2000). Nous n'avons pu déclarer significatives aucune de ces interactions.

^b Les modèles de non-réponse partielle I et II sont des modèles logit à rapports des cotes proportionnels partiellement contraints, parce que certains prédicteurs de ces modèles violaient l'hypothèse des droites parallèles. Nous avons donc permis à ces prédicteurs de varier, tandis que les autres ont été contraints. Nous avons utilisé le code de programmation du module gologit2 de stata de William (2006) pour estimer le modèle.

^c Ce modèle est un modèle de régression logistique avec variable dépendante binaire (variable recodée en deux catégories).

^d Les nombres de degrés de liberté sont 14, 14 et 13 pour les modèles à demande cognitive faible, moyenne et élevée, respectivement.

Notre analyse révèle que la probabilité de participation à l'enquête sur l'agriculture et l'environnement examinée ici varie significativement selon la proximité des unités échantillonnées par rapport au paysage agricole et rural (lieu de résidence). Notre analyse corrobore notre première hypothèse et la proposition théorique du levier et de la saillance, car nous constatons que les résidents des cantons exurbains et des localités rurales sont tous significativement plus enclins à participer à l'enquête que ceux des localités urbaines. Le fait le plus susceptible d'expliquer le profil révélé par l'analyse est que les personnes résidant dans les cantons exurbains et les localités rurales ont plus de chances d'interagir avec le paysage agricole et rural que celles résidant dans les localités urbaines (voir tableau 2). Donc, selon nous, le taux de participation à l'enquête a été plus élevé chez les répondants résidant près du paysage agricole et rural à cause du levier positif du thème axé sur l'agriculture et l'environnement de l'enquête.

Nous observons également une certaine relation entre l'intérêt pour le sujet de l'enquête (mesuré par la proximité par rapport au paysage agricole et rural) et la qualité de la réponse (mesurée par la non-réponse partielle). À l'appui de notre seconde hypothèse, la présente étude apporte des preuves modestes que la non-réponse partielle varie selon la proximité par rapport au paysage agricole et rural. Dans le cas de la non-réponse partielle I, les données laissent entendre que les résidents des cantons exurbains sont moins susceptibles d'omettre de répondre à certaines questions que ceux des localités urbaines, tandis que les résidents des cantons exurbains et des localités rurales sont plus susceptibles d'omettre de répondre à certaines questions correspondant à la catégorie de non-réponse II. Les cas de réponse manquante associés aux questions exerçant la demande cognitive la plus grande (non-réponse partielle III) ne variaient pas selon le lieu de résidence (intérêt pour le sujet de l'enquête). Ces constatations donnent à penser que les résidents des localités plus rurales (cantons exurbains et localités rurales) produisent de moins bons résultats que ceux des localités urbaines quand les réponses manquantes ont trait à des questions de l'enquête exerçant une demande cognitive de niveau moyen. Ce résultat est curieux, mais nous n'arrivons pas à expliquer pourquoi il en est ainsi. Une explication possible serait la différence de niveau de scolarité entre les résidents des localités urbaines et des localités rurales, mais l'étude incluait le contrôle statistique des effets du niveau de scolarité. D'autres travaux seront certainement nécessaires à cet égard.

Les connaissances sur la production des aliments, un autre indicateur de la proximité par rapport au paysage agricole et rural, sont liées négativement à la non-réponse partielle, ce qui concorde avec nos attentes (hypothèse 3) et la théorie du levier et de la saillance. Puisque savoir

comment les aliments sont produits est relié au sujet plus général de l'enquête, nous pensons que le fait d'avoir rendu saillante la concentration de l'enquête sur l'agriculture et l'environnement dans notre demande de participation à l'enquête pourrait avoir suscité une plus grande diligence à remplir le questionnaire chez les répondants qui savaient, ou se souciaient suffisamment de savoir, comment les aliments sont produits. Cependant, notre analyse suggère aussi que le soutien pour le bien-être des animaux est positivement relié à la non-réponse partielle, ce qui est en contradiction avec l'hypothèse 3. Ces résultats font ressortir le besoin d'examiner de près les facteurs associés au sujet d'une enquête en tant que covariables possibles de la non-réponse partielle et de son corollaire, l'erreur due à la non-réponse.

Alors que l'enquête sur laquelle portait la présente étude se concentrait sur l'agriculture et l'environnement, nos résultats ayant trait au sujet de l'enquête pourraient avoir des incidences dans les enquêtes qui portent sur d'autres secteurs. Nous avons des raisons de croire que la non-réponse totale et partielle peut être influencée par la proximité par rapport à tout sujet d'enquête ou secteur d'activités étudié, ou par le niveau d'intérêt pour ce sujet ou secteur d'activités, surtout si cet aspect de l'enquête est rendu saillant durant la demande de participation. Par exemple, si une enquête se concentre sur l'industrie automobile et que cette caractéristique est rendue saillante durant la demande de participation, il est fort probable que cette information aura une incidence sur la courbe de réponse. Essentiellement, ces résultats donnent à penser que les chercheurs qui conçoivent les enquêtes doivent réfléchir de manière critique à la façon dont le contexte du sujet de l'enquête, tel que l'industrie ou le secteur sur lequel elle se concentre, pourrait influencer la participation de certaines sous-populations figurant dans la base de sondage. Bien que cette généralisation paraisse raisonnable, nous pensons que des études comparables axées sur d'autres secteurs seront nécessaires avant que l'on puisse tirer des conclusions catégoriques.

Nous discutons ensuite de la relation entre les primes d'incitation prépayées, d'une part, et la participation à l'enquête et la non-réponse partielle, d'autre part. En ce qui concerne la relation entre les primes d'incitation et la réponse, notre étude suggère que les primes d'incitation prépayées accroissent généralement la probabilité de participation à l'enquête, même si la proximité par rapport à l'agriculture et au paysage rural (contexte du sujet de l'enquête) est prise en compte. Nos résultats confirment l'hypothèse 4 et ceux publiés antérieurement (Singer et coll. 2000 ; Groves 2006 ; Church 1993 ; Trussell et Lavrakas 2004 ; Goyder 1982 ; Yu et Cooper 1983), car ils montrent que les répondants ayant reçu une prime d'incitation prépayée étaient significativement plus susceptibles de

participer à l'enquête que ceux qui n'en avaient pas reçu, après l'introduction de contrôles pour d'autres variables dans le modèle de régression logistique. L'analyse démontre que la suppression complète des primes d'incitation réduit la probabilité de participer, indépendamment du contexte résidentiel du répondant. Même si nous n'avons pas relié ouvertement les primes d'incitation prépayées à la théorie du levier et de la saillance de Groves et coll. (2000) dans les sections précédentes de notre discussion pour simplifier l'analyse, nos résultats apportent un soutien empirique supplémentaire à cette théorie. Ils montrent clairement que la prime d'incitation financière symbolique incluse dans chaque trousse d'enquête a contribué à l'accroissement de la participation dans les régions métropolitaines ainsi que non métropolitaines de l'Ohio, bien que l'effet ait été plus prononcé dans les premières. Ce résultat offre une nouvelle justification de l'usage répandu des primes d'incitation pour accroître les taux de réponse. Comme nous l'avons mentionné plus haut dans le présent article, cet usage répandu des primes d'incitation prépayées dans les enquêtes rend nécessaire l'évaluation périodique de l'utilité de cette pratique. Les résultats laissent également entendre qu'il est nécessaire de vérifier la présence d'un biais éventuel de réponse si les primes d'incitation sont fournies uniquement à une partie des répondants échantillonnés, comme dans les cas où les primes d'incitation prépayées ont pour cibles les personnes considérées comme étant moins susceptibles de participer.

En ce qui concerne la relation entre les primes d'incitation et la non-réponse partielle, nous ne trouvons aucune variation significative du nombre de points de données manquants entre les répondants qui ont reçu une prime d'incitation financière et ceux qui n'en ont pas reçu, contrairement à notre cinquième hypothèse. Ce résultat, obtenu en neutralisant les effets du lieu de résidence (proximité par rapport au paysage agricole et rural) et d'autres variables pertinentes, concorde avec ceux de travaux antérieurs de Davern et coll. (2003), qui n'ont pas réussi à dégager une relation entre les primes d'incitation et le nombre d'imputations pour les points de données manquants. Donc, bien que l'utilisation de primes d'incitation financière soit corrélée de manière significative avec la non-réponse totale (non-participation complète à l'enquête), nous ne dégagons aucune relation entre les primes d'incitation et la non-réponse partielle (réponse omise à certaines questions, mais non toutes). Donc, offrir une prime d'incitation à un répondant ne l'incite pas nécessairement à répondre plus diligemment à l'enquête.

L'analyse a révélé quelques résultats intéressants en ce qui concerne la relation entre certaines variables de contrôle et la non-réponse partielle. Alors que le niveau de scolarité, l'âge et le sexe ont été utilisés principalement comme

variables de contrôle dans la présente étude, le fait d'avoir constaté qu'ils étaient liés significativement à la non-réponse partielle soulève certaines préoccupations pratiques quant au traitement des données manquantes dans les données d'enquête. Avant de choisir parmi diverses techniques de traitement des données manquantes (voir Fuchs et Kenett 2007), les analystes doivent vérifier s'il existe un biais éventuel de non-réponse résultant des effets de ces variables, surtout si elles font partie d'une analyse.

Remerciements

Nous remercions Dr Hebert Weisberg du Political Science Department de l'Ohio State University (OSU) pour ses commentaires d'une version précédente de cet article. L'enquête sur laquelle celui-ci est basé a été subventionné par l'Ohio Agricultural Research and Development Center (OARDC) au College of Food, Agriculture and Environmental Sciences à l'OSU. Ces remerciements n'excluent pas le fait que nous sommes les seuls responsables du contenu de l'article.

Bibliographie

- Audirac, I. (1999). Unsettled views about the fringe: Rural-urban or urban-rural frontiers. Dans *Contested Countryside: The Rural Urban Fringe in North America*, (Éds., O.J. Furuseth et M.B. Lapping). Brookfield, VT : Ashgate. 7-32.
- Brehm, J. (1993). *The Phantom Respondent*. Ann Arbor : University of Michigan Press.
- Cameron, A.C., et Trivedi, P.K. (2009). *Microeconometrics using Stata*. College Station, Texas : Stata Press.
- Church, A.H. (1993). Estimating the effects of incentives on mail survey response rates: A meta-analysis. *Public Opinion Quarterly*, 57, 62-79.
- Curtin, R., Presser, S. et Singer, E. (2000). The effects of response rate changes on the index of consumer sentiment. *Public Opinion Quarterly*, 64, 413-28.
- Curtin, R., Presser, S. et Singer, E. (2005). Changes in telephone survey nonresponse over the past quarter century. *Public Opinion Survey*, 69-1, 87-98.
- Davern, M., Rockwood, T.H., Sherrod, R. et Campbell, S. (2003). Prepaid monetary incentives and item nonresponse in face-to-face interviews. *Public Opinion Quarterly*, 67, 139-147.
- Dillman, D.A. (1978). *Mail and Telephone Surveys: The Total Design Method*. New York : John Wiley & Sons, Inc.
- Dillman, D.A. (2000). *Mail and Internet Surveys: The Tailored Design Method*. New York : John Wiley & Sons, Inc.
- Dillman, D.A., Eltinge, J., Groves, R. et Little, R. (2002). Survey nonresponse in design, data collection, and analysis. Dans *Survey nonresponse*, (Éds., Groves et coll.). New York : John Wiley & Sons, Inc.

- Dunlap, R.E., et Heffernan, R.B. (1975). Outdoor recreation and environmental concern: An empirical examination. *Rural Sociology*, 40, 18-30.
- Fowler, Jr. F.J. (2002). *Survey Research Methods*. Troisième Édition. Thousand Oaks, CA : Sage.
- Fox, R.J., Crask, M.R. et Kim, J. (1988). Mail survey response rate: A meta-analysis of selected techniques for inducing response. *The Public Opinion Quarterly*, 52-4, 467-491.
- Freudenburg, W.R. (1991). Rural-urban differences in environmental concern: A closer look. *Sociological Inquiry*, 61-2, 167-198.
- Fuchs, C., et Kenett, R. (2007). Missing data and imputation. Dans *Encyclopedia of Statistics in Quality and Reliability*. (Éds., F. Ruggeri, R.S. Kenett et F. Faltin). Wiley, 1090-1099.
- Gouldner, A. (1960). The norm of reciprocity: A preliminary statement. *American Sociological Review*, 25-2, 161-178.
- Goyder, J.C. (1982). Further evidence of factors affecting response rates to mailed questionnaires. *American Sociological Review*, 47, 550-553.
- Groves, R.M., et Cooper, M.P. (1998). *Nonresponse in Household Interview Surveys*. New York : John Wiley & Sons, Inc.
- Groves, R.M., Singer, E. et Corning, A. (2000). Leverage-saliency theory of survey participation. *Public Opinion Quarterly*, 64, 299-308.
- Groves, R.M., Fowler, Jr., F.J., Couper, M.P., Lepkowski, J.M., Singer, E. et Tourangeau, R. (2004). *Survey Methodology*. Hoboken, NJ : John Wiley & Sons, Inc.
- Groves, R.M., Couper, M.P., Presser, S., Singer, E., Tourangeau, R., Acosta, G.P. et Nelson, L. (2006). Experiments in producing nonresponse bias. *Public Opinion Quarterly*, 70-5, 139-147.
- Groves, R.M. (2006). Nonresponse rates and nonresponse bias in household surveys. *Public Opinion Quarterly*, 70-5, 646-675.
- Hansen, R.A. (1980). A self-perception interpretation of the effects of monetary and nonmonetary incentives on mail survey response behavior. *Journal of Marketing Research*, 17, 77-83.
- James, J.M., et Bolstein, R. (1992). Large monetary incentives and their effect on mail survey response rates. *Public Opinion Quarterly*, 56, 442-453.
- Kaldenberg, D.O., Koenig, H.S. et Becker, B.W. (1994). Mail survey response patterns in a population of the elderly. *Public Opinion Quarterly*, 58-1, 68-76.
- Keeter, S., Miller, C., Kohut, A., Groves, R.M. et Presser, S. (2000). Consequences of reducing nonresponse in a national telephone survey. *Public Opinion Quarterly*, 64, 125-48.
- Lobao, L.M. (1990). *Locality and Inequality: Farm and Industry Structure and Socioeconomic Conditions*. Albany, NY : The State University of New York Press.
- Lohr, S.L. (1999). *Sampling: Design and Analysis*. Duxbury Press.
- Nathan, G. (2001). Méthodes de télésurveys applicables aux enquêtes-ménages - Revue et réflexions sur l'avenir. *Techniques d'enquête*, 27-1, 7-34.
- Rao, J.N.K., et Scott, A.J. (1984). On chi-squared tests for multiway contingency tables with cell proportions estimated from survey data. *Annals of Statistics*, 12, 46-60.
- Sharp, J.S., et Adua, L. (2009). The social basis of agro-environmental concern: Physical versus social proximity. *Rural Sociology*.
- Sharp, J.S., et Clark, J.K. (2008). Between the country and the concrete: Rediscovering the rural-urban fringe. *City & Community*. 7-1, 61-79.
- Shettle, C., et Mooney, G. (1999). Monetary incentives in U.S. government surveys. *Journal of Official Statistics*, 15-2, 231-250.
- Singer, E., Van Hoewyk, J. et Maher, M.P. (1998). Does the payment of incentives create expectation effects? *The Public Opinion Quarterly*, 62-2, 152-164.
- Singer, E., Van Hoewyk, J. et Maher, M.P. (2000). Experiments with incentives in telephone surveys. *Public Opinion Quarterly*, 64, 171-188.
- Singer, E. (2006). Introduction: Nonresponse bias in household surveys. *Public Opinion Quarterly*, 70-5, 637-645.
- Teitler, J.O., Reichman, N.E. et Sprachman, S. (2003). Costs and benefits of improving response rate for a hard-to-reach population. *Public Opinion Quarterly*, 67, 126-138.
- Trussell, N., et Lavrakas, P.J. (2004). The influence of incremental increases in token cash incentives on mail survey response. *Public Opinion Quarterly*, 68-3, 349-367.
- Visser, P.S., Krosnick, J.S., Marquette, J. et Curtin, M. (1996). Mail surveys for election forecasting? An evaluation of the columbus dispatch poll. *Public Opinion Quarterly*, 60, 181-227.
- Weisberg, H.F. (2005). *The Total Survey Error Approach: A Guide to the New Science of Survey Research*. Chicago and London : The University of Chicago Press.
- Williams, R. (2006). Generalized ordered logit/Partial proportional odds models for ordinal dependent variables. *The Stata Journal*, 6-1, 58-82.
- Yammarino, F.J., Skinner, S.J. et Childers, T.L. (1991). Understanding mail survey response behavior: A meta-analysis. *The Public Opinion Quarterly*, 55-4, 613-639.
- Yu, J., et Cooper, H. (1983). A quantitative review of research design effects on response rates to questionnaires. *Journal of Marketing Research*, 20, 36-44.