

Erreur de mesure des prestations d'aide sociale et ses répercussions sur les modèles à effets fixes

Johannes Eggs¹

Résumé

Bien que l'erreur de mesure soit une source de biais en analyse statistique, ses conséquences possibles sont pour la plupart ignorées. Les modèles à effets fixes représentent une classe de modèles sur lesquels l'erreur de mesure peut avoir une incidence particulière. La validation des réponses recueillies lors de cinq vagues d'une enquête par panel sur les prestations d'aide sociale au moyen de données de registre a permis de déterminer la taille et la forme de l'erreur de mesure longitudinale. L'étude montre que l'erreur de mesure des prestations d'aide sociale est autocorrélée et non différentielle. Toutefois, si l'on estime les coefficients des modèles à effets fixes longitudinaux des prestations d'aide sociale en fonction de l'état de santé subjectif pour les hommes et pour les femmes, les coefficients ne sont biaisés que pour la sous-population masculine.

Mots clés : données longitudinales, erreur de mesure, modèles à effets fixes, prestations d'aide sociale

1. Introduction

L'utilisation de données de panel longitudinales est fréquente en économie et en sciences sociales. Comme toutes les données d'enquête, les données de panel contiennent presque systématiquement certaines formes d'erreurs de mesure. Les erreurs de mesure sont les écarts entre les réponses des répondants et les vraies valeurs mesurées (Groves, 1991 p. 2). Dans l'analyse des données de panel, il importe de se rappeler que l'erreur de mesure pour une variable donnée n'est pas nécessairement invariante dans le temps, mais qu'elle peut évoluer avec le temps.

L'évolution de l'erreur de mesure au cours du temps peut biaiser tout particulièrement les paramètres des modèles à effets fixes longitudinaux (voir Angrist et Pischke (2008) pour un examen de la question). Une atténuation importante des estimations des effets attribuable à l'erreur de mesure a été constatée lors d'études antérieures (Freeman, 1984; Chowdhury et Nickell, 1985). Cependant, une telle atténuation n'a pas forcément lieu. La direction et la taille du biais causé par l'erreur de mesure dépendent des spécifications particulières du modèle.

La plupart des études sur l'influence et la portée de l'erreur de mesure dans les enquêtes sont de nature transversale plutôt que longitudinale. Le peu de recherche sur l'effet longitudinal de l'erreur de mesure est lié au manque de données de validation longitudinales, qui sont plus difficiles à obtenir que les données de validation pour une date particulière. Certains travaux de recherche ont porté sur deux vagues consécutives d'un panel (Bound et Krueger, 1991; Lynn et coll, 2012).

Dans la présente étude, des données de validation sont disponibles pour une période plus longue. La portée et l'incidence de l'erreur de mesure peuvent être évaluées pour un nombre de vagues de panel allant jusqu'à cinq. L'étude est axée sur l'erreur de mesure de la prestation de chômage II (PC II) qui est un type de prestation d'aide sociale. Il est bien connu que l'ampleur de la sous-déclaration des prestations d'aide sociale dans les enquêtes est importante (Kreuter et coll, 2010; Czajka, 2013). L'erreur de mesure de la PC II peut être évaluée dans le cas des données de l'étude par panel allemande sur « le marché du travail et la sécurité sociale » (PASS). Les données de PASS peuvent être appariées au niveau individuel à des données de registre qui sont fournies par l'organisme allemand de l'emploi et qui servent de source nécessaire de données de validation. En comparant les données sur les prestations d'aide sociale enregistrées dans les deux sources, il est possible de déterminer l'erreur de mesure pour chaque répondant et d'évaluer son incidence sur des données couvrant une période plus longue que dans les études antérieures.

¹Johannes Eggs, Institut de recherche sur l'emploi, Regensburger Str. 104, 90478 Nürnberg, Allemagne.

Le présent article vise à répondre aux questions de recherche qui suivent. 1) Les hypothèses classiques au sujet des distributions et des corrélations de l'erreur de mesure des prestations d'aide sociale sont-elles vérifiées pour l'erreur de mesure de la prestation de chômage PC II? Une gamme de modèles d'erreur de mesure ont été adoptés au fil du temps en vue de corriger le biais. Nous examinons également les hypothèses qui sous-tendent ces modèles. 2) L'erreur de mesure de la prestation de chômage PC II fausse-t-elle les estimations des modèles à effets fixes et, le cas échéant, dans quelle direction? Pour répondre à cette question, les résultats des analyses de l'étude réalisée par Eggs (2013) sont recalculés en utilisant des données administratives.

2. Données

L'analyse empirique est fondée sur les données de l'étude par panel PASS, une enquête conçue pour la recherche sur le marché du travail et la pauvreté en Allemagne (Trappmann et coll, 2013). Les données provenant des cinq premières vagues du panel (2007 à 2011) sont utilisées. Durant la première vague, environ 18 000 personnes appartenant à 13 000 ménages ont été interrogées. L'échantillon total est une combinaison de deux sous-échantillon, l'un tiré des registres du chômage II de l'organisme fédéral de l'emploi, et l'autre tiré de la population générale. Dans chaque ménage, on cherche d'abord à interroger le membre cible du ménage, puis on procède à l'interview individuelle de tous les membres du ménage de 15 ans et plus. Dans la présente étude, la prestation de chômage PC II est la variable d'intérêt. La PC II a été introduite en 2005 dans le cadre des réformes « Hartz », un ensemble important de réformes du système de sécurité sociale. La PC II devait devenir le nouvel élément fondamental d'aide sociale et, en tant que tel, était censée fournir les ressources minimales requises pour satisfaire aux besoins élémentaires d'une personne. Les bénéficiaires de la PC II ne sont pas nécessairement chômeurs et inversement. Par exemple, si la rémunération provenant d'un travail ne suffit pas à procurer le strict minimum, la PC II peut être demandée pour combler le manque de ressources. L'information sur la PC II est recueillie au moyen du questionnaire sur le ménage.

Pour les besoins de la présente étude, l'enquête PASS a l'avantage de fournir un nombre suffisant de bénéficiaires de la PC II et la possibilité d'apparier les réponses à l'enquête à des données de registre. Pour la vague 1 de PASS, le taux de réponse des ménages était de 28,7 % pour l'échantillon de bénéficiaires de prestations et de 24,7 % pour l'échantillon de la population générale (norme RR1 selon les définitions de l'AAPOR de 2009). Lors de chaque vague subséquente, des échantillons de renouvellement ont été tirés. Les échantillons de renouvellement sont constitués de ménages qui bénéficient pour la première fois de la PC II. Les tailles des échantillons de renouvellement varient autour de 1 000 ménages et de 1 400 personnes.

Les données administratives utilisées pour valider les données d'enquête sont tirées des biographies d'emploi intégrées (BEI). Les BEI contiennent des données longitudinales sur l'emploi, les prestations de chômage et la prestation PC II. L'appariement des données de l'enquête PASS et des données des BEI ne pouvait être effectué qu'avec le consentement éclairé des répondants. L'appariement des répondants de l'échantillon de la population a été effectué en se basant sur le nom, l'adresse, le sexe et la date de naissance suivant une procédure tolérante à l'erreur inspirée de Jaro (1989). L'appariement direct aux données de registre a pu être effectué pour les personnes qui avaient été échantillonnées dans les registres.

Les données administratives ne sont pas forcément exemptes d'erreur ni de meilleure qualité que les données d'enquête. Néanmoins, les données administratives sur la prestation PC II conviennent pour analyser l'erreur de mesure. Les données de registre sur la prestation PC II sont de haute qualité et produites directement par le logiciel qui gère les demandes de prestation et les paiements (Köhler et Thomsen, 2009). Les données sur la prestation PC II peuvent être extraites pour la même date, à savoir la date de l'interview, pour les deux sources de données. En outre, le même concept est mesuré dans les deux sources de données (qu'une prestation ait été reçue ou non à la date de l'interview). Donc, la différence entre les deux sources de données peut être définie comme une erreur de mesure.

L'analyse porte sur 12 169 répondants correspondant à 36 909 observations. En moyenne, les répondants participent trois fois à l'enquête. Les personnes qui n'ont participé qu'une seule fois ont été exclues, puisqu'elles ne fournissent pas de données longitudinales. Afin d'étudier l'effet de l'erreur de mesure de la prestation PC II sur l'association longitudinale entre la prestation PC II et la santé, les personnes retenues dans l'échantillon pour l'analyse sont celles en âge de travailler ($17 < \text{âge} < 66$) qui ont un emploi ou sont chômeuses. Pour 10 458 répondants auxquels correspondent 32 019 observations, les données d'enquête peuvent être apparées aux données de registre. Selon Beste (2011), l'utilisation des données pour le sous-groupe apparié peut donner lieu à un léger biais de sélection comparativement à l'échantillon complet. Stata 13.1 a été utilisé pour toutes les analyses statistiques.

3. Erreur de mesure des prestations d'aide sociale

Une erreur de mesure se produit quand la réponse d'une personne à l'enquête s'écarte de la vraie valeur sous-jacente. L'écart peut se produire durant le processus de réponse à une question particulière. Pour chaque question, la réponse d'une personne est le produit d'un processus d'extraction et d'un processus de révision. Pour commencer, la personne doit extraire l'information de sa mémoire. La qualité de l'extraction dépend de la capacité cognitive de la personne et de l'importance qu'a pour elle l'événement. Ensuite, la personne révisé l'information extraite. La direction du processus de révision dépend des normes sociales. Les participants aux enquêtes surdéclarent systématiquement les éléments socialement désirables et sous-déclarent les éléments socialement indésirables (Tourangeau et coll, 2000).

Dans la présente étude, l'accent est mis sur l'erreur de mesure de la prestation de chômage PC II. L'erreur est déterminée en comparant les données d'enquête sur la prestation PC II aux données de registre, au moment de chaque interview, au niveau de la personne.

L'erreur de mesure de la prestation PC II a été le sujet d'études antérieures s'appuyant sur les mêmes sources de données. Ces études ont révélé une sous-déclaration importante de la prestation PC II (Kreuter et coll, 2010) et une diminution importante du degré de sous-déclaration au fil du temps (Jäckle et coll, 2012). Bruckmeier et coll. (2014) ont montré que l'erreur de mesure de la prestation PC II est corrélée à une gamme d'indicateurs socioéconomiques et que les répondants les plus proches du marché du travail sont les plus susceptibles de sous-déclarer la prestation.

Dans un contexte statistique, on parle d'une erreur de mesure classique si cette erreur de mesure n'est pas corrélée à la vraie valeur et que sa valeur prévue est nulle (Carroll et coll, 2006). L'erreur de mesure classique entraîne une atténuation des estimations des effets qui les rapproche de zéro. Donc si l'on sait que la variable d'intérêt est touchée par l'erreur de mesure, il est commode de supposer qu'il s'agit d'une erreur de mesure classique, car on peut soutenir que l'estimateur est plus conservateur. Cependant, les deux conditions nécessaires à une erreur de mesure classique sont non respectées pour la prestation PC II selon les données de la présente étude. L'erreur de mesure est corrélée ($r=-0,27$) à la vraie valeur. Comme la sous-déclaration (5,2 %) est, en moyenne sur l'ensemble des vagues de panel, plus fréquentes que la surdéclaration (2,2 %), la moyenne prévue de l'erreur ne peut pas être nulle.

Pour les modèles d'erreur de mesure longitudinaux, des hypothèses supplémentaires peuvent aussi indiquer l'absence d'une corrélation sérielle et la stabilité des probabilités de l'erreur de mesure dans le temps (Freeman, 1984). L'analyse des données de l'étude révèle un degré important de corrélation sérielle au fil du temps ($r=0,33$) pour l'erreur de mesure de la PC II. Cela signifie que des personnes qui déclarent incorrectement la prestation durant une vague de l'enquête sont plus susceptibles de la déclarer incorrectement à la vague suivante. Les probabilités d'observer une erreur de mesure sont inégales dans le temps, car la proportion de sous-déclarations diminue, pour passer de 7,4 % à la première vague à 2,2 % à la cinquième. Par ailleurs, la portée de la surdéclaration ne varie pas au cours temps et demeure autour de 2 %. Autrement dit, la qualité globale des données augmente au cours des vagues subséquentes du panel. À la présente section, nous avons discuté de certaines propriétés de l'erreur de mesure de la prestation PC II. Des tests de vérification de certaines hypothèses courantes concernant l'erreur de mesure de la prestation PC II indiquent que les hypothèses classiques sont non respectées et que l'erreur de mesure est dépendante du temps.

4. Erreur de mesure et modèles à effets fixes

L'analyse qui suit a pour but de déterminer si l'erreur de mesure fausse les coefficients d'un modèle longitudinal à effets fixes. À titre d'exemple, le biais est évalué pour un modèle permettant d'analyser l'association entre le chômage, la prestation PC II et une cote d'état de santé subjectif. Le modèle à effets fixes (1) peut s'écrire sous la forme

$$y_{ij} = \alpha + \beta_1 U_{ij} + \beta_2 UB II_{ij} + \beta X_{ij} + \mu_i + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

où y_{ij} est une cote d'autoévaluation de la santé pour la personne i au temps j . U est l'indicateur binaire de l'état de chômage. $UB II$ est l'indicateur binaire d'une prestation d'aide sociale (prestation de chômage II ou PC II). X est un vecteur de variables de contrôle supplémentaires (âge, logarithme du revenu du ménage, état relationnel et variables indicatrices de chaque vague du panel), α est l'ordonnée à l'origine et les μ_i sont des paramètres fixes

inconnus propres à la personne qui sont éliminés par une transformation interne. Le modèle a été présenté et discuté dans le cadre d'une étude antérieure de Eggs (2013). Les résultats de cette étude montraient des associations négatives entre le chômage et l'état de santé subjectif. Les résultats pour la prestation PC II n'étaient pas concluants et révélaient des écarts importants entre les hommes et les femmes qui n'ont pas pu être expliqués. Des effets négatifs ont été observés pour les hommes, mais non pour les femmes. Donc, l'évaluation du biais sera également effectuée séparément pour les hommes et les femmes.

Les modèles à effets fixes sont sensibles à l'erreur de mesure car ils ne s'appuient que sur les transitions pour l'estimation des coefficients. Une quantité relativement faible d'erreurs transversales peut entraîner des erreurs importantes dans les transitions. Pour les données examinées ici, le taux moyen d'erreurs de mesure pour la prestation PC II est de 7,4 %. Pourtant, 20,5 % des transitions d'entrée ou de sortie dans la prestation PC II qui sont déclarées sont des artefacts. Cette erreur est également influencée par la diminution de la sous-déclaration au cours du temps. Chaque répondant qui, d'une vague à la suivante, cesse de sous-déclarer la prestation qu'il reçoit cause une transition artificielle dans la prestation PC II.

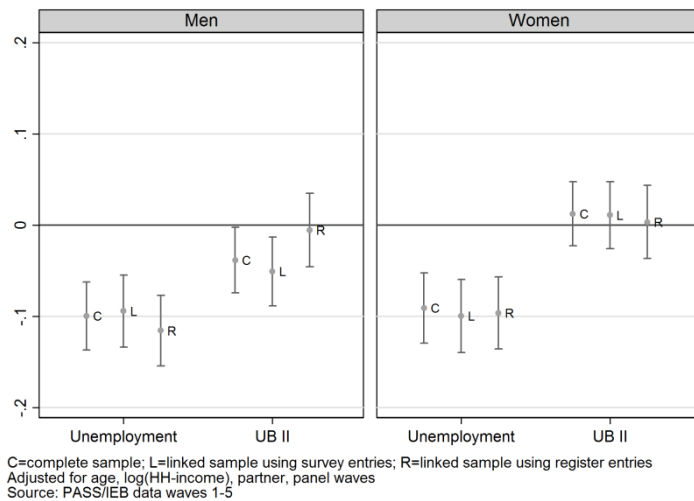
Tableau 4.1

Régressions logistiques multiniveaux multinomiales : effets marginaux moyens (EMM) des covariables du modèle sur la surdéclaration et la sous-déclaration

	Sous-déclaration		Surdéclaration	
	Femmes	Hommes	Femmes	Homme
	EMM	EMM	EMM	EMM
Santé autoévaluée	-0,001	0,001	-0,000	-0,0003*
Chômage	-0,008***	-0,007***	0,001***	0,001**
Log (revenu du ménage)	-0,015***	-0,009***	-0,001**	-0,001**
Âge	-0,000***	-0,000*	-0,000	-0,000**
Partenaire (Oui) = 1	-0,004*	-0,002	0,000	-0,000
Vague 1	Réf.			
Vague 2	-0,008**	-0,005*	0,000	-0,000
Vague 3	0,001	0,000	0,001	0,000
Vague 4	-0,008**	-0,010***	0,001**	0,000
Vague 5	-0,014***	-0,011***	0,001*	0,000
Observations	16 100	15 354	16 100	15 354
*p<0,01, **p<0,001, ***p<0,0001				

Si l'erreur de mesure pour une variable dichotomique n'est pas corrélée aux variables indépendantes, les coefficients du modèle pourraient encore être atténués et se rapprocher de zéro. Pour le tester, nous estimons un modèle de régression logistique multiniveaux multinomiale, car l'erreur de mesure pour cette variable peut être exprimée sous trois formes différentes. L'absence d'erreur de mesure sert de catégorie de référence. Les résultats sont présentés au tableau 4.1. La cote d'état de santé, qui est la variable dépendante, est associée négativement à la surdéclaration chez les hommes. Il existe une association entre le chômage ainsi que la plupart des variables de contrôle et l'erreur de mesure tant chez les hommes que chez les femmes. En ce qui concerne l'association entre la variable dépendante et la variable de résultat, il se pourrait que les personnes dont la cote d'état de santé est faible classent incorrectement d'autres prestations d'aide sociale comme étant la prestation PC II. La même raison pourrait expliquer pourquoi les répondants au chômage sont plus susceptibles de faire une surdéclaration. Les chômeurs sont moins enclins à sous-déclarer les prestations. Les bénéficiaires ayant un emploi qui sont sur le point d'être admissibles aux prestations d'aide sociale sont plus susceptibles de sous-déclarer ces prestations que les personnes qui sont des bénéficiaires confirmés. Les répondants qui sont davantage intégrés au marché du travail pourraient être moins enclins à déclarer leur prestation PC II. En effet, ils divulgueraient ainsi que leur travail ne leur procure pas suffisamment de ressources pour joindre les deux bouts. Les personnes dont le revenu du ménage est plus élevé sont moins susceptibles de surdéclarer ou de sous-déclarer leur prestation. Les personnes dont le revenu est plus élevé courent moins de risque d'être bénéficiaires de l'aide sociale, et sont donc moins susceptibles de faire une déclaration incorrecte. Les répondants plus âgés sont moins susceptibles de faire une déclaration incorrecte. Lors des vagues plus tardives du panel, les répondants sont moins susceptibles de procéder à une sous-déclaration. Les résultats montrent que les variables reliées au risque de recevoir des prestations sont associées de manière significative à l'erreur de mesure respective. Cependant, il ne faut pas oublier que la taille des associations est, en moyenne, proche de zéro.

Figure 4.1
Coefficients et intervalles de confiance à 95 % des modèles linéaires à effets fixes sur l'état de santé autoévalué



Au paragraphe précédent, nous avons montré que l'erreur de mesure de la prestation PC II est associée aux variables du modèle. Donc, il n'est pas possible de prédire si l'erreur introduira un biais dans les coefficients du modèle linéaire à effets fixes présentés à l'équation 1 ni quelle sera la direction de ce biais. L'importance et la direction du biais seront évaluées selon un processus par étape (stepwise) en utilisant trois spécifications de modèle. Les résultats des trois modèles sont présentés à la figure 4-1 (les tableaux respectifs sont disponibles sur demande). La figure montre les coefficients du modèle et les intervalles de confiance à 95 % pour la prestation PC II et le chômage en fonction de l'état de santé autoévalué pour les hommes et les femmes. Dans le cas de la première spécification de modèle, les modèles sont calculés en utilisant les données d'enquête et l'échantillon d'analyse complet (C). Pour la deuxième spécification de modèle, les modèles sont recalculés pour l'échantillon de répondants appariés à des données de registre (L) en utilisant les données de l'enquête pour l'indicateur de la PC II. En comparant les deux premiers modèles, on peut déterminer s'il existe une sélectivité possible des résultats due à l'appariement. Dans une troisième étape, les données d'enquête sur la prestation PC II dans l'échantillon apparié sont remplacées par les valeurs du registre pour les personnes concernées. Le coefficient de ces modèles avec données de registre (R) peut alors être comparé aux résultats du modèle pour l'échantillon apparié. Puisque ces deux modèles sont par ailleurs identiques, les différences entre le modèle apparié (L) et le modèle avec données de registre (R) peuvent être attribuables uniquement à l'erreur de mesure de la prestation PC II. En comparant les estimations de l'effet pour la prestation PC II pour l'échantillon d'analyse complet (C) à celles pour l'échantillon d'analyse apparié (L), aucune différence n'est observée dans le cas des estimations pour les femmes dans le graphique de droite. Pour les hommes, une restriction de l'échantillon apparié entraîne un effet négatif plus important sur les estimations de la prestation PC II. Pour les estimations du chômage, la restriction de l'échantillon apparié n'a d'effet ni chez les hommes ni chez les femmes. Afin d'évaluer l'importance du biais, le biais relatif des estimations pour la PC II est calculé en utilisant les coefficients des modèles avec les données de registre comme référence.

Lorsqu'on utilise les données de registre au lieu des données d'enquête, l'erreur de mesure ne biaise pas considérablement les résultats pour les femmes. Un biais relatif de 20 % est observé lorsqu'on compare les coefficients du modèle pour les données de registre et ceux du modèle pour l'échantillon apparié. En revanche, dans le cas des hommes, l'erreur de mesure introduit un biais important. En utilisant les données d'enquête, la prestation PC II a un effet négatif significatif sur la santé. En utilisant les données de registre, la prestation PC II a un effet nul sur la santé. Donc, l'erreur de mesure induit un biais relatif de 150 %. Dans cet exemple empirique, l'erreur de mesure n'entraîne pas d'atténuation de l'estimation des effets. Elle donne plutôt lieu à une surestimation importante. En outre, elle atténue légèrement l'effet du chômage chez les hommes. Cela met aussi en relief la possibilité parfois oubliée que l'erreur de mesure dans une variable peut aussi biaiser les coefficients de régression d'autres variables corrélées. En revanche, chez les femmes, l'erreur de mesure n'a pas d'incidence sur le coefficient du chômage. Les coefficients des autres variables de contrôle ne sont modifiés pour ni l'un ni l'autre sous-groupe, bien qu'ils soient corrélés à l'erreur de mesure. Il est également intéressant de constater que, dans le tableau 4-1, les associations entre l'erreur de mesure et les variables dépendantes sont les mêmes pour les hommes et pour les femmes, mais que les effets de l'erreur diffèrent.

Dans cet exemple empirique, l'appariement sélectif entraîne un biais mineur, mais l'erreur de mesure induit un biais considérable pour la sous-population masculine. Les écarts originaux entre les estimations des effets pour les hommes et pour les femmes semblent être attribuables principalement à l'erreur de mesure dans les données d'enquête. Bien que les coefficients de la prestation PC II selon les données d'enquête diffèrent considérablement pour l'échantillon d'hommes et l'échantillon de femmes, les coefficients calculés en utilisant les données de registre sont nuls pour les deux groupes.

5. Conclusion

Le présent article fournit de nouveaux éclaircissements au sujet de l'erreur de mesure des prestations d'aide sociale et de son effet sur les modèles pour panels longitudinaux. En appariant les données de registre aux données d'enquête au niveau individuel, nous procédons à une analyse de l'erreur de mesure des prestations d'aide sociale portant sur cinq vagues d'une enquête par panel. Donc, nous avons pu évaluer les hypothèses classiques concernant l'erreur de mesure, ainsi que confirmer les interdépendances entre l'erreur de mesure et les variables du modèle.

Nous analysons la prestation de chômage PC II, qui est le type principal de prestation d'aide sociale en Allemagne, et son erreur de mesure. L'obtention de la prestation PC II est sous-déclarée et, dans une moindre mesure, surdéclarée. L'erreur de mesure est corrélée entre les vagues du panel. L'importance de l'erreur de mesure diminue significativement d'une vague à l'autre du panel, et ainsi la qualité des données transversales augmente d'une vague du panel à l'autre. Cependant, cette amélioration de la qualité entraîne un niveau élevé de fausses transitions d'entrée dans la prestation PC II. Les transitions sont une condition préalable nécessaire pour différents types d'analyses longitudinales, et une condition nécessaire pour les modèles à effets fixes. Nous montrons aussi que l'erreur de mesure a un caractère fortement différentiel. Donc, on ne peut pas émettre les hypothèses classiques concernant l'erreur de mesure lorsqu'on utilise les données d'enquête sur la prestation PC II.

Des études antérieures de l'effet de l'erreur de mesure sur les modèles pour données de panel ont montré que les coefficients des modèles à effets fixes ont tendance à être fortement atténués par l'erreur de mesure. Dans la présente étude, cette constatation n'a pas pu être reproduite pour le sous-groupe des hommes quand on a estimé un modèle à effets fixes en vue d'analyser l'association entre la prestation PC II et l'état de santé autoévalué. Une association négative importante entre la prestation PC II et l'état de santé autoévalué est observée en raison de l'erreur de mesure dans les données d'enquête. Si l'on se sert de données de validation, l'association entre les deux variables est presque nulle. En fin de compte, pour les hommes, l'erreur de mesure donne lieu à un déplacement important des estimations de l'effet pour la prestation PC II, ces estimations s'écartant de zéro, et à une surestimation de l'association réelle. Pour les femmes, par ailleurs, l'erreur de mesure dans les données d'enquête ne cause aucun déplacement des estimations de l'effet. L'utilisation de données de registre réduit également l'écart entre les associations pour les échantillons d'hommes et de femmes. L'effet de l'erreur de mesure n'a pu être déterminé que pour un échantillon sélectif qui a pu être apparié aux données de registre. Cependant, puisque la restriction de l'échantillon apparié n'entraîne que des déplacements mineurs des estimations de l'effet, nous supposons que le biais dû à l'erreur de mesure peut être généralisé à l'échantillon complet et qu'il n'est pas causé par un effet de sélection dû à l'appariement.

La présente étude fournit de nouvelles preuves que les propriétés et les effets des erreurs de mesure sont propres au contexte et que l'erreur de mesure classique n'est pas le cas ordinaire (Hyslop et Imbens, 2001). Les résultats de l'étude permettent de soutenir que l'erreur de mesure de la prestation PC II courante n'est pas causée par un processus aléatoire comme la dégénérescence cognitive. L'une des causes de la déclaration incorrecte pourrait être l'influence de la désirabilité sociale, les personnes pouvant déclarer incorrectement leur situation en regard de la PC II pour éviter la stigmatisation associée à l'aide sociale (Booth et Scherschel, 2010).

Des efforts ont été faits en vue de corriger l'erreur de mesure dans les données de panel. Les modèles d'erreur de mesure s'appuient sur l'hypothèse qu'un processus aléatoire cause l'erreur de mesure, ce qui implique une structure simple pour cette dernière (Küchenhoff et coll, 2006). Dans le cas de la prestation PC II, nous avons montré que ces hypothèses sont non respectées. L'application de méthodes correctives est également difficile à justifier si le coefficient pour une moitié de la population n'est pas touché par l'erreur de mesure. L'utilisation de ces méthodes pourrait faire plus de mal que de bien, du moins pour des variables de résultats comme les prestations d'aide sociale pour lesquelles des hypothèses simples au sujet du processus de génération de l'erreur ne sont pas satisfaites. Lorsque l'on a affaire à une variable que l'on sait faire l'objet d'une erreur de mesure non standard, on doit plutôt effectuer une gamme d'analyses de sous-groupes et de vérifications de sensibilité afin d'évaluer la robustesse des résultats. Ces analyses pourraient être combinées à l'utilisation de différents types

d'estimateurs, car l'effet de l'erreur de mesure dépend des spécifications du modèle (Angrist et Pischke, 2008). Chaque approche serait associée à certaines restrictions, mais on pourrait évaluer la cohérence des résultats pour la gamme des différentes approches. D'autres possibilités en vue de réduire le biais consisteraient à cibler les entrées de données pour la population étudiée. Un moyen facile de réduire le biais dû à l'erreur de mesure aurait pu consister à écarter les entrées de la première vague de participation au panel pour chaque individu. Comme l'erreur de mesure diminue d'une vague de panel à l'autre, les erreurs concernant les transitions représentent surtout un problème durant les premières vagues du panel. Toutefois, si l'on écarte l'information provenant de la première vague de participation au panel, le biais dû à l'erreur de mesure ne diminue pas (résultats non présentés).

Bien que la PC II soit une prestation d'aide sociale allemande, l'erreur de mesure des prestations d'aide sociale s'observe dans la plupart des enquêtes menées dans les pays occidentaux (Bound et coll, 2001). Il serait surprenant que le modèle moins complexe pour l'erreur soit le scénario ordinaire. La présente étude fournit de nouvelles preuves que les hypothèses courantes au sujet des propriétés statistiques des modèles d'erreur ne sont pas nécessairement satisfaites et ne devraient être adoptées qu'après une certaine discussion, et qu'une atténuation des coefficients du modèle causée par l'erreur de mesure n'est pas nécessairement le cas habituel.

Bibliographie

- The American Association for Public Opinion Research (2009), *Standard Definitions Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys*, 6^e édition, AAPOR.
- Angrist, J., et Pischke, J.-S. (2008), *Mostly harmless econometrics*. Princeton: Princeton University Press.
- Beste, J. (2011), « Selektivitätsprozesse bei der Verknüpfung von Befragungs- mit Prozessdaten », Record Linkage mit Daten des Panels « Arbeitsmarkt und soziale Sicherung » und administrativen Daten der Bundesagentur für Arbeit *FDZ-Methodenreport No.9*.
- Booth, M. et Scherschel, K. (2010), *The impact of activating labor market policies on labor market orientations and institutions: Economic Sociology Jena*.
- Bound, J., Brown, C. et Mathiowetz, N. (2001), « Measurement Error in Survey data », dans J. J. Heckman et E. Leamer (sous la dir. de), *Handbook of Econometrics* (Vol. 5, pp. 3705 à 3843), Amsterdam: Elsevier.
- Bound, J. et Krueger, A. B. (1991), « The extent of measurement error in longitudinal earnings data: Do two wrongs make it right? », *Journal of Labor Economics*, 9, 1 à 24.
- Bruckmeier, K., Müller, G. et Riphahn, R. T. (2014), « Who misreports welfare receipt in surveys? », *Applied Economics Letters*, 21(12), 812 à 816.
- Carroll, R. J., Ruppert, D., Stefanski, L. A. et Crainiceanu, C. M. (2006), *Measurement error in nonlinear models* (2 éd.), New York: Chapman et Hall.
- Chowdhury, G. et Nickell, S. (1985), « Hourly Earnings in the United States: Another Look at Unionization, Schooling, Sickness, and Unemployment Using PSID Data », *Journal of Labor Economics*, 3(1), 38 à 69.
- Czajka, J. L. (2013), « Can administrative records be used to reduce nonresponse bias? », *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 645, 171 à 184.
- Eggs, J. (2013), « *Unemployment benefit II, unemployment, and health IAB* », document de travail 12-2013: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- Freeman, R. B. (1984), « Longitudinal Analyses of the Effects of Trade Unions », *Journal of Labor Economics*, 2(1), p. 1 à 26.
- Groves, R. M. (1991), « Measurement Error across the Disciplines », dans P. Biemer, R. Groves, L. E. Lyberg, N. A. Mathiowetz et S. Sudman (sous la dir. de), *Measurement Error ins Surveys*: Wiley.

- Hyslop, D. et Imbens, G. W. (2001), « Bias From Classical and Other Forms of Measurement Error », *Journal of Business et Economic Statistics*, 19(4), 475 à 481.
- Jäckle, A., Eggs, J. et Trappmann, M. (2012), « Will respondents eventually get it right? Changes in measurement error across waves of a panel survey using dependent interviewing », communication présentée à l'assemblée annuelle de l'American Association for Public Opinion Research, Orlando, É.-U.
- Jaro, M. A. (1989), « Advances in Record-Linkage Methodology as Applied to Matching the 1985 Census of Tampa, Florida », *Journal of the American Statistical Association*, 84(406), 414 à 420.
- Köhler, M. et Thomsen, U. (2009), « Data Integration and Consolidation of Administrative Data From Various Sources. The Case of Germans' Employment Histories », *Historical Social Research*, 34(3), 215 à 229.
- Kreuter, F., Mueller, G. et Trappmann, M. (2010), « Nonresponse and Measurement Error in Employment Research: Making Use of Administrative Data », *Public Opinion Quarterly*, 74(5), 880 à 906.
- Küchenhoff, H., Mwalili, S. M. et Lesaffre, E. (2006), « A General Method for Dealing with Misclassification in Regression: The Misclassification SIMEX », *Biometrics*, 62, 85 à 96.
- Lynn, P., Jäckle, A., Jenkins, S. P. et Sala, E. (2012), « The Impact of Interviewing Method on Measurement Error in Panel Survey Measures of Benefit Receipt: Evidence from a Validation Study », *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 175, 289 à 308.
- Tourangeau, R., Rips, L. J. et Rasinski, K. (2000), *The Psychology of Survey Response*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Trappmann, M., Beste, J., Bethmann, A. et Müller, G. (2013), « The PASS panel survey after six waves », *Journal for Labour Market Research*, 46(4), 275 à 281. doi: 10.1007/s12651-013-0150-1