



IRISS at CEPS/INSTEAD

An Integrated Research
Infrastructure in the Socio-Economic
Sciences

UNE EVALUATION ECONOMETRIQUE DES FLUX
VERS ET HORS DE LA PAUVRETE EN BELGIQUE

by
Philippe Van Kerm

IRISS WORKING PAPER SERIES

No. 2004-04



Please pay a visit to <http://www.ceps.lu/iriss>



IRISS-C/I

An Integrated Research Infrastructure in the
Socio-Economic Sciences at CEPS/Institute for
Luxembourg

Project supported by the European Commission and the
Ministry of Culture, Higher Education and Research
(Luxembourg)

RESEARCH GRANTS

for individual or collaborative research projects
(grants awarded for periods of 2-12 weeks)

What is IRISS-C/I?

IRISS-C/I is a project funded by the European Commission in its 'Access to Major Research Infrastructures' programme. IRISS-C/I funds short visits at CEPS/Institute for Luxembourg for researchers willing to undertake collaborative and/or internationally comparative research in economics and other social sciences.

Who may apply?

We encourage applications from all interested individuals (doing non-proprietary research in a European institution) who want to carry out their research in the fields of expertise of CEPS/Institute for Luxembourg.

What is offered by IRISS-C/I?

Free access to the IRISS-C/I research infrastructure (office, computer, library...); access to the CEPS/Institute for Luxembourg archive of micro-data (including e.g. the ECHP); technical and scientific assistance; free accommodation and a contribution towards travel and subsistence costs.

Research areas

Survey and panel data methodology; income and poverty dynamics; gender, ethnic and social inequality; unemployment; segmentation of labour markets; education and training; social protection and redistributive policies; impact of ageing populations; intergenerational relations; regional development and structural change.

Additional information and application form

IRISS-C/I
B.P. 48 L-4501 Differdange (Luxembourg)
Email: iriss@ceps.lu
Homepage: <http://www.ceps.lu/iriss>

Une évaluation économétrique des flux vers et hors de la pauvreté en Belgique

VAN KERM, Philippe

Chargé de recherche

Centre d'Etudes de Populations, de Pauvreté et de Politiques Socio-Economiques (CEPS/INSTEAD)

B.P.48, L-4501 Differdange, G.-D. Luxembourg

philippe.vankerm@ceps.lu

Analyse préparée pour contribution à l'ouvrage collectif de clôture du PSBH par l'Université de Liège et l'Université d'Anvers.

(Cette version: 1 mars 2004. Commentaires bienvenus.)

Résumé:

Cette étude présente une évaluation des flux d'entrée et de sortie de la pauvreté basée sur l'estimation d'un modèle économétrique de transition appliqué aux vagues 3 à 10 du Panel Study on Belgian Households (PSBH). La spécification du modèle prend en compte l'endogénéité potentielle du statut initial. Les estimations révèlent que cette sophistication est nécessaire car un effet de sélection endogène est présent. On observe une grande diversité des risques estimés de persistance et d'entrée dans la pauvreté. L'accès à un revenu du travail, le niveau d'éducation et l'âge sont les facteurs qui semblent influencer le plus fortement les risques de d'entrée et de sortie de la pauvreté. A l'inverse, le sexe et la nationalité ne semblent pas avoir d'effet propre substantiel. On observe également un effet de dépendance à la pauvreté : la pauvreté *aujourd'hui* a un effet propre important sur les chances de pauvreté *demain*.

1. Introduction

Lutter contre la pauvreté et l'exclusion sociale reste un objectif prioritaire. Pour s'attaquer à ce problème, il importe d'en comprendre la nature de façon la plus précise possible. C'est en cela que des analyses empiriques détaillées sont nécessaires : elles permettent de révéler les caractéristiques statistiques du phénomène. La plus grande partie de la littérature socio-économique empirique sur la pauvreté s'attèle à évaluer l'amplitude du phénomène et à identifier les groupes les plus exposés au risque de se trouver en situation de pauvreté.¹ L'objectif de cette contribution est de compléter l'image 'statique' donnée par une telle photographie, prise à un moment du temps, par une analyse dans une perspective 'dynamique'.

Cette étude présente une évaluation des flux d'entrée et de sortie de la pauvreté basée sur l'estimation d'un modèle économétrique de transition appliqué aux vagues 3 à 10 du Panel Study on Belgian Households (PSBH). L'exercice complète des analyses similaires présentées dans Cantillon *et al.* (1992), Deleeck *et al.* (1992), Delhousse (1997) ou Van Kerm (2001, 2002a, 2002b). Ce nouvel exercice se distingue par le recours à un modèle multivarié permettant d'estimer les risques d'entrée et de sorties de pauvreté pour différents profils de personnes en prenant en compte l'effet de sélection dû à l'endogénéité du statut initial de pauvreté (Cappellari & Jenkins 2002a, 2002b). L'échantillon de personnes en situation de pauvreté lors d'une enquête n'est pas un échantillon aléatoire de la population, mais il a des caractéristiques observables *et* inobservables corrélées avec les chances d'être en situation de pauvreté lors d'une enquête ultérieure. Pour identifier correctement les probabilités de sortie, de persistance et d'entrée dans la pauvreté, il

¹ Voir par exemple Cantillon *et al.* (1994), Foidart *et al.* (1995), Cantillon *et al.* (1999) ou Delhousse *et al.* (2002).

importe dès lors d'utiliser un modèle économétrique adapté. Ce modèle permet également de quantifier l'effet de dépendance à la pauvreté : *ceteris paribus*, dans quelle mesure l'expérience de la pauvreté *aujourd'hui* a-t-elle un effet propre sur les chances d'être pauvre *demain* ?

Derrière le terme 'pauvreté' se cachent de nombreuses définitions et de nombreuses réalités. L'étude emploie une définition étroite, mais commune, du concept de pauvreté. Le qualificatif 'pauvre' est ici utilisé comme synonyme de 'récipiendaire d'un faible revenu', et par faible revenu, on entend un revenu inférieur à une norme définie par rapport à un standard dans le reste de la population. Les termes pauvreté ou faible revenu sont utilisés ici de façon interchangeable. D'autres études dans le présent ouvrage apportent un éclairage sur des mesures multidimensionnelles de la pauvreté, plus riches, mais plus difficiles à rendre opérationnelles et à interpréter.

Cette contribution est structurée comme suit. La Section 2 est technique. Elle décrit brièvement le modèle économétrique utilisé. Les données sont décrites dans la Section 3. Les résultats empiriques sont présentés dans les sections 4 et 5. La Section 4 documente les risques d'entrée et de persistance dans la pauvreté et la Section 5 évalue l'effet de dépendance à la pauvreté.

2. Un modèle économétrique de transition avec sélection endogène

Cette contribution est basée sur l'estimation d'un modèle économétrique visant à évaluer conjointement le risque d'entrer dans la pauvreté (si l'on y est pas) et le risque de persister dans celle-ci (si l'on s'y trouve), ceci en fonction de caractéristiques observables des personnes (et du ménage dans lequel elles vivent). La particularité du modèle implémenté ici est de tenir compte des phénomènes de dit *de sélection* (Heckman 1981a). Le modèle est inspiré des modèles de Stewart & Swaffield (1999) et de Cappellari & Jenkins (2002a, 2002b). On peut le décrire comme un modèle estimant l'effet d'un 'traitement' (la pauvreté ou non *aujourd'hui*) sur une variable de résultat dichotomique (la pauvreté ou non *demain*) avec correction pour la sélection endogène dans le groupe 'traité'. C'est également une variation du modèle présenté dans Maddala (1983, p.261) dans le cas où la variable de résultat est dichotomique (la pauvreté ou non demain) et non continue.

Les trois équations de base sont

$$\text{Persistance:} \quad R_{it+1}^* = \gamma_1' z_{it} + \tau_{li} + \zeta_{lit} \quad (1)$$

$$\text{Entrée:} \quad E_{it+1}^* = \gamma_0' z_{it} + \tau_{0i} + \zeta_{0it} \quad (2)$$

$$\text{Sélection (statut initial):} \quad P_{it}^* = \beta' x_{it} + \mu_i + \delta_{it} \quad (3)$$

L'équation 1 détermine la probabilité d'un individu i ayant les caractéristiques observables z_{it} d'être pauvre en $t+1$ si il est pauvre en t . R_{it+1}^* est une variable latente (non-observée) représentant la *propension* à persister dans la pauvreté, γ_1 est un vecteur de paramètres associant les caractéristiques z_{it} à la propension de quitter la pauvreté, τ_{li} est un terme qui résume l'effet de caractéristiques non-observées propres à l'individu i et fixes dans le temps, et ζ_{lit} est un facteur aléatoire (intégrant les caractéristiques individuelles non-observables et variant au cours du temps). L'individu i sera effectivement pauvre si sa propension R_{it+1}^* est positive. De la même façon, l'équation 2 détermine la probabilité d'être pauvre en $t+1$ lorsqu'il n'est *pas* pauvre en t . Notez que l'effet des variables z_{it} via γ_0 n'est pas identique pour une entrée dans la pauvreté et pour la persistance dans celle-ci et, de même, τ_{0i} et ζ_{0it} sont propres à une entrée dans la pauvreté. L'individu i sera en situation de pauvreté en $t+1$ si sa propension E_{it+1}^* est positive. L'équation 3 détermine la probabilité d'être pauvre aujourd'hui. Elle détermine la situation dans laquelle se trouve i en t , c'est-à-dire si il encourt le risque de persister dans la pauvreté (et donc l'équation 1 s'applique) ou le risque d'y entrer (et donc c'est l'équation 2 qui s'applique). L'individu i est pauvre en t si P_{it}^* est positive.

Les termes $u_{it} = \mu_i + \delta_{it}$, $v_{lit} = \tau_{li} + \zeta_{lit}$ et $v_{0it} = \tau_{0i} + \zeta_{0it}$ sont supposés distribués selon un loi normale tri-variée de moyenne nulle, de variance unitaire avec

$$\begin{aligned}
\rho_1 &\equiv \text{corr}(u_{it}, v_{1it}) = \text{cov}(\mu_i, \tau_{1i}) \\
\rho_2 &\equiv \text{corr}(u_{it}, v_{0it}) = \text{cov}(\mu_i, \tau_{0i}) \\
\rho_3 &\equiv \text{corr}(v_{1it}, v_{0it}) = \text{cov}(\tau_{1i}, \tau_{0i}).
\end{aligned} \tag{4}$$

ρ_1 est la corrélation entre les facteurs non-observables influençant la propension à persister dans la pauvreté *demain* si on y est *aujourd'hui* et les facteurs non-observables influençant la propension à être pauvre *aujourd'hui*. ρ_2 est la corrélation entre les facteurs non-observables influençant la propension à entrer dans la pauvreté *demain* si on n'est pas pauvre *aujourd'hui* et la propension à être pauvre *aujourd'hui*. ρ_3 est la corrélation entre les facteurs non-observables influençant les propensions à persister et à entrer dans la pauvreté. Notez que le terme ρ_3 n'est pas identifié puisque qu'une personne n'est jamais observée comme étant en même temps en risque de rester pauvre et de devenir pauvre. L'estimation jointe de ce modèle est cependant nécessaire pour assurer une estimation consistante des paramètres de transition lorsque la sélection dans le statut initial est endogène, c'est-à-dire si ρ_1 ou ρ_2 est différent de zéro, et que donc il existe des facteurs non-observés qui déterminent la probabilité de transition mais qui, en même temps affectent le statut initial. Ce modèle peut être estimé par la méthode du maximum de vraisemblance.²

La spécificité de ce modèle est l'estimation de ρ_1 et ρ_2 . Ceci permet d'éliminer les biais de sélection dans l'estimation des coefficients γ_0 et γ_1 qui seraient subis si on estimait séparément les équations 1 et 2 en prenant séparément les échantillons de personnes observées pauvres et non-pauvres en t . Ce n'est que si $\rho_1 = \rho_2 = 0$ que cette dernière approche est valide (Heckman 1981a, 1981b). Cette spécification permet aussi de tester s'il existe un effet *propre* de l'expérience de la pauvreté *aujourd'hui* sur le risque d'être pauvre *demain*. Autrement dit, cela permet d'établir si, à *caractéristiques observables et inobservables identiques*, une personne pauvre aujourd'hui a plus de chances d'être pauvre demain qu'une personne non-pauvre (cf. Section 5).

De ce modèle sont tirées les probabilités de persistance et de transition étant donné des caractéristiques, x_{it} et z_{it} en tenant compte de la corrélation entre facteurs non-observables :

$$r_{it}(z_{it}, x_{it}) \equiv \Pr(P_{it+1} = 1 | P_{it} = 1, z_{it}, x_{it}) = \frac{\Phi_2(\gamma_1' z_{it}, \beta' x_{it}; \rho_1)}{\Phi(\beta' x_{it})} \tag{5}$$

$$e_{it}(z_{it}, x_{it}) \equiv \Pr(P_{it+1} = 1 | P_{it} = 0, z_{it}, x_{it}) = \frac{\Phi_2(\gamma_0' z_{it}, -\beta' x_{it}; -\rho_2)}{\Phi(-\beta' x_{it})} \tag{6}$$

où $r_{it}(z_{it}, x_{it})$ est la probabilité de *persistance* dans la pauvreté pour un individu ayant les caractéristiques z_{it} et x_{it} , $e_{it}(z_{it}, x_{it})$ est la probabilité d'*entrée* dans la pauvreté pour un individu ayant les caractéristiques z_{it} et x_{it} , P_{it} et P_{it+1} indiquent si la personne est pauvre, respectivement aujourd'hui et demain (1 si oui, 0 si non), et $\Phi(\cdot)$ et $\Phi_2(\cdot)$ sont les distributions cumulatives pour des lois normales standardisées uni-variées et bi-variées. Le modèle décrivant un processus markovien de premier ordre, on peut également combiner ces taux et calculer la probabilité d'équilibre d'être pauvre sous hypothèse de stationarité du processus (Boskin & Nold 1975) : $p_{it} = e_{it}/(e_{it} + 1 - r_{it})$. Cette mesure permet d'évaluer le risque de pauvreté annuel moyen à long terme en fonction des taux d'entrée et de persistance estimés.

² La fonction de vraisemblance de ce modèle a été maximisée en utilisant un algorithme de Newton-Raphson intégré à la routine `m1` du logiciel Stata (StataCorp 2003).

3. Données et définitions

La perspective dynamique dans l'analyse de la pauvreté est rendue possible par le caractère longitudinal du Panel Study on Belgian Households (PSBH). Les personnes interrogées étant re-contactées année après année, il est possible de suivre le parcours d'un échantillon de répondants et ainsi de déterminer les caractéristiques des personnes dont le statut change d'une année à une autre. Le modèle est estimé sur base des vagues d'enquêtes 3 (1994) à 10 (2001). Je me suis concentré uniquement sur les personnes âgées de 25 à 55 ans. Il semble en effet difficile d'appliquer un modèle unique pour toute la population, le processus de génération des revenus variant très fort avec l'âge.

A chaque vague, une personne est identifiée comme pauvre si le revenu du ménage auquel elle appartient (exprimé en 'équivalent adulte isolé') est inférieur à une ligne de pauvreté. Le revenu en 'équivalent adulte isolé' (ou revenu standardisé) est le revenu total du ménage (toutes sources confondues) divisé par l'échelle d'équivalence dite d'*Oxford modifiée* où chaque enfant de moins de 16 ans a un poids de 0.3 et chaque adulte supplémentaire par rapport à la personne de référence a un poids de 0.5.³ La ligne de pauvreté est fixée à 60 pour-cent du revenu médian standardisé, un choix classique dans les publications de statistiques officielles en Europe (Atkinson *et al.* 2002).⁴ Ce seuil est voisin de 630 euros par mois en 2000.

Les attributs sélectionnés pour l'analyse sont d'abord l'âge et le sexe. Ensuite, puisque le revenu, et donc le statut de pauvreté, est déterminé selon les ressources globales du ménage, une série de variables se rapportant à celui-ci ont été intégrées : variables décrivant la structure démographique, variables décrivant le degré d'attachement au marché du travail, et variables décrivant le profil de la personne de référence dans le ménage (âge, sexe, nationalité, niveau d'éducation et statut sur le marché du travail). Toutes ces variables sont incluses dans le vecteur de caractéristiques observées z_{it} . Afin d'améliorer la qualité du modèle, il est également utile d'avoir des variables dans x_{it} qui ne soient pas dans z_{it} , c'est-à-dire qu'il y ait des variables qui influencent la probabilité d'être pauvre aujourd'hui sans influencer la probabilité de faire une transition vers ou hors de la pauvreté demain (Stewart & Swaffield 1999, Cappellari & Jenkins 2002b). Ainsi des variables décrivant le niveau d'éducation et l'occupation qu'avait la mère du répondant et de la personne de référence dans son ménage lorsque ceux-ci ont terminé leurs études ont aussi été incluses dans x_{it} .⁵

Une 'observation' dans ce modèle est composée des vecteurs de caractéristiques x_{it} et z_{it} d'un individu i au temps t et de P_{it} et P_{it+1} , ses statuts de pauvreté en t et $t+1$. L'échantillon sur lequel le modèle a été estimé est composé de toutes les observations possibles obtenues en mettant ensemble les vagues d'enquêtes 3 à 10. Avec huit vagues d'enquêtes, un individu peut donc contribuer jusqu'à sept observations. Tous les

³ Le revenu total du ménage est tel que déclaré par les répondants dans le questionnaire 'ménage' et correspond aux ressources mensuelles disponibles au moment de l'enquête (ou à un 'montant normal' si le montant de ces ressources varie sur l'année). Outre dans les cas de non-réponse à cette question, un montant exact n'est pas disponible lorsque les répondants optent pour une réponse via la grille de revenu qui leur est proposée au lieu de donner un montant précis. Par conséquent, le statut de pauvreté peut ne pas être déterminé lorsque la ligne de pauvreté estimée se situe dans la tranche de revenu déclarée par le ménage. Sur l'échantillon analysé ici cette indétermination touche environ 3 pour-cent des observations (pour, globalement, 89 pour-cent d'observations identifiées non-pauvres et 8 pour-cent d'observations identifiées comme pauvres, voir Tableau 1).

⁴ Voir Van Kerm (2002b) pour une discussion de la sensibilité des analyses sur la dynamique de la pauvreté au choix de la ligne de pauvreté.

⁵ Ces variables (instruments) sont incluses dans le vecteur de caractéristiques x_{it} mais pas dans le vecteur z_{it} (c'est ce que l'on appelle une *exclusion restriction*) ; voir par exemple Wooldridge (2002). La validité de ces instruments, de cette *exclusion restriction*, peut être évaluée dans la mesure où, vu la non-linéarité du modèle, la forme fonctionnelle seule permet déjà d'identifier le modèle. Globalement la validité de ces instruments est supportée par les données. En effet, l'hypothèse nulle que ces variables n'ont pas d'effet sur les probabilités de transition ne peut être rejetée (statistiques de Wald de 17.12 et 23.61 pour 18 degrés de liberté, soit des *p-value* de 0.515 et 0.168 pour, respectivement, l'équation de persistance et l'équation d'entrée dans la pauvreté). Par contre l'hypothèse nulle que ces variables n'ont pas d'effet sur la probabilité de pauvreté aujourd'hui est rejetée (statistique de Wald de 33.54 pour 18 degrés de liberté, soit une *p-value* de 0.014).

individus ne contribuent cependant pas sept observations : certaines personnes quittent prématurément le panel (décès, non-participation), d'autres apparaissent après 1994 (nouveaux conjoints), pour d'autres encore, il y a des 'trous' lorsque le revenu ou une des caractéristiques individuelles est manquante ou si le statut de pauvreté ne peut être déterminé lors d'une des enquêtes. Le modèle a été estimé sur base d'un peu plus de 20 000 observations au total.

4. Les taux d'entrée et de sortie de pauvreté

Les taux agrégés d'entrée et de persistance dans la pauvreté sur l'échantillon analysé sont rapportés dans le Tableau 1. Les chiffres sont présentés sous forme d'une matrice de transition : chaque ligne donne le pourcentage d'individus ayant tel ou tel statut de pauvreté *demain* (c'est-à-dire en $t+1$) pour chaque statut de pauvreté *aujourd'hui* (en t). Dans la partie (a), le statut de pauvreté est décomposé entre pauvre, non-pauvre ou indéterminé lorsque le revenu est connu (via une grille) mais que le statut de pauvreté ne peut pas être déterminé (voir infra). Les chiffres de la partie (b) ne portent que sur les individus dont le statut de pauvreté est déterminé. On voit dans cette partie du tableau qu'environ deux tiers des personnes pauvres aujourd'hui le sont encore demain. Il y a donc un certain renouvellement mais la persistance reste relativement importante. La persistance dans le statut de non-pauvreté est également relativement importante puisque moins de 3 pour-cent des personnes non-pauvres aujourd'hui sont pauvres demain.

Tableau 1. Taux agrégés d'entrée et de sortie de pauvreté entre deux interviews consécutives

Statut en t	Statut en $t+1$			
	Pauvre	Non-pauvre	Indéterminé	Tous
(a) Echantillon avec revenu connu en t et $t+1$				
Pauvre	57.9	35.2	6.9	100.0
Non-pauvre	2.9	95.2	1.8	100.0
<i>Pauvre ou Non-pauvre</i>	7.1	90.6	2.2	100.0
Indéterminé	15.6	52.7	31.7	100.0
<i>Tous</i>	7.6	89.2	3.3	100.0
(b) Echantillon avec revenu connu et statut déterminé en t et $t+1$				
Pauvre	62.2	37.8		100.0
Non-pauvre	2.9	97.1		100.0
<i>Tous</i>	7.3	92.7		100.0

Note: Le revenu est « connu » en t si le ménage a répondu à la question relative au revenu mensuel du ménage. Le statut de pauvreté est « indéterminé » si le ménage a répondu sur base d'une échelle et que la ligne de pauvreté se situe dans le même échelon que le revenu du ménage (voir Section 3 pour une description des données et une définition des concepts).

La première utilité du modèle économétrique est de permettre d'identifier les populations les plus exposées au risque de persistance et au risque d'entrée dans la pauvreté. Les valeurs estimées des paramètres des équations 1 et 2 du modèle sont présentées dans le Tableau 2. Ce tableau permet d'identifier les variables qui ont un effet statistiquement significatif sur les chances d'entrer ou de persister dans la pauvreté. Il apparaît par exemple que le risque de persistance dans la pauvreté est positivement associé avec l'âge de la personne (le risque tendant à augmenter avec l'âge) et avec un niveau d'éducation secondaire supérieur (en comparaison avec un niveau secondaire inférieur ou moins). Ce risque est par contre plus faible lorsque le chef de ménage a un statut d'indépendant (par rapport à un salarié) ou est au chômage (par rapport à un autre inactif), si le ménage ne vit pas en région bruxelloise, et si il y a dans le ménage des enfants entre 16 et 18 ans. Certains de ces résultats peuvent paraître surprenants. Par exemple un ménage pauvre dans lequel le chef de ménage est au chômage a moins de chances d'être pauvre demain que si ce chef de ménage a un emploi. Il faut avoir à l'esprit que ce sont ici des chances d'être pauvre demain parmi les personnes pauvres aujourd'hui qui sont calculées, pas les chances d'être pauvre au

départ.⁶ Le risque d'entrée dans la pauvreté est positivement associé à l'âge de la personne de référence, au fait qu'elle ait un statut d'indépendant et à la présence d'enfants de 16 à 18 ans. Il est négativement associé à l'âge, le niveau d'éducation de la personne de référence et la nombre de personnes exerçant une activité professionnelle dans le ménage.

⁶ Par soucis de concision, les paramètres de l'équation de sélection ne sont pas rapportés. Les variables significatives dans cette équation ont toutes le signe attendu.

Tableau 2 : Paramètres estimés des équations de persistance et d'entrée dans la pauvreté

	Persistance (Equation 1)		Entrée (Equation 2)	
	Paramètre	<i>p-value</i>	Paramètre	<i>p-value</i>
<i>Caractéristiques individuelles</i>				
Femme	0.022	(0.614)	-0.007	(0.839)
Age moins 40 ans	0.018**	(0.000)	-0.012**	(0.003)
Age moins 40 ans (au carré)	-0.001*	(0.015)	0.001	(0.136)
<i>Personne de référence dans le ménage</i>				
Femme	-0.041	(0.685)	0.156	(0.079)
Age moins 40 ans	-0.008	(0.185)	0.017**	(0.005)
Age moins 40 ans (au carré)	0.000	(0.601)	-0.000	(0.318)
A un diplôme secondaire supérieur	0.263**	(0.004)	-0.328**	(0.000)
A un diplôme du supérieur	0.084	(0.696)	-0.665**	(0.000)
Non-Belge	-0.049	(0.639)	0.163	(0.111)
A un emploi	0.267	(0.185)	-0.281*	(0.027)
Est indépendante	-0.359**	(0.004)	0.307**	(0.001)
Est au chômage	-0.170*	(0.036)	0.130	(0.095)
<i>Région de résidence</i>				
Région flamande	-0.380**	(0.004)	0.026	(0.801)
Région wallonne	-0.278*	(0.027)	-0.056	(0.588)
<i>Structure du ménage</i>				
Enfant(s) de 0-2 ans	-0.221	(0.099)	0.128	(0.218)
Enfant(s) de 3-5 ans	-0.005	(0.973)	0.100	(0.257)
Enfant(s) de 6-11 ans	0.021	(0.846)	0.146	(0.063)
Enfant(s) de 12-15 ans	0.020	(0.860)	0.106	(0.208)
Enfant(s) de 16-18 ans	-0.376**	(0.003)	0.404**	(0.000)
Personne(s) de 66-75 ans	0.071	(0.753)	-0.274	(0.317)
Personne(s) de 76 ans et plus	0.645	(0.094)	-0.598	(0.150)
Nombre de personnes avec emploi	0.106	(0.370)	-0.228**	(0.003)
Ménage mono-parental	-0.204	(0.188)	0.238*	(0.046)
<i>Année de base de la transition</i>				
1995	-0.172	(0.239)	-0.198	(0.057)
1996	-0.055	(0.709)	-0.226*	(0.029)
1997	-0.271	(0.117)	-0.267*	(0.013)
1998	-0.168	(0.251)	-0.218*	(0.033)
1999	-0.057	(0.704)	-0.151	(0.119)
2000	-0.073	(0.670)	-0.202	(0.082)
<i>Constante</i>	1.837**	(0.000)	-1.269**	(0.000)
<i>Coefficients de corrélation</i>				
ρ_1	-0.806*	(0.014)		
ρ_2			-0.156	(0.444)

Notes : Paramètres estimés par *pseudo* maximum de vraisemblance sur base des vagues 3 à 10 du PSBH, toutes paires de revenu observées confondues. Nombre effectif de paires : 20 693. *P-value* ajustées pour la répétition d'observations relatives à un même ménage (Huber 1967, StataCorp 2003). * et ** indiquent des variables significatives aux seuils de 5 et 1 pour-cent, respectivement.

Si ces chiffres permettent d'identifier les relations statistiquement significatives, la non-linéarité du modèle rend difficile une interprétation quantitative des valeurs présentées. Il est difficile de quantifier la *mesure* dans laquelle les différentes variables affectent le risque de persistance ou d'entrée dans la pauvreté. En effet, l'impact sur les probabilités de transition d'un changement dans une caractéristique X

dépend de la valeur prise par toutes les autres caractéristiques incluses dans le modèle. De plus les paramètres rapportés indiquent l'effet sur la *propension* à être pauvre demain en fonction du statut aujourd'hui (cf. équations 1 et 2), et non pas directement sur la *probabilité* conditionnelle de transition. L'ampleur des effets identifiés est plus aisément évaluée en comparant les probabilités de persistance et d'entrée dans la pauvreté prédites par le modèle pour différents profils d'individus, en fonction des valeurs estimées des paramètres rapportées dans le Tableau 2.

Les probabilités de persistance et d'entrée dans la pauvreté, ainsi que la probabilité de pauvreté à l'équilibre stationnaire pour douze profils d'individus pour un âge variant de 25 à 55 ans sont présentés dans les graphiques 1 à 3. Les douze profils représentés sont les suivants. Le profil de base (Profil 1) est celui d'un homme belge avec niveau d'éducation secondaire supérieur, chef d'un ménage avec une seule personne employée, ne comptant ni enfants de moins de 18 ans ni personnes de plus de 65 ans, vivant dans la région bruxelloise. La mère de cet homme avait un niveau d'éducation primaire et avait un emploi en 'col bleu'. Les probabilités concernent la transition de 2000 à 2001. Les onze autres profils sont des variations par rapport à ce profil de référence. Pour le profil 2, le niveau d'éducation est baissé à secondaire inférieur (ou moins). Toutes les autres caractéristiques sont inchangées. Pour le profil 3, le niveau d'éducation est de type supérieur (court ou long). Dans le profil 4, l'homme n'est pas belge. Dans le profil 5, il s'agit d'une femme, mais le chef de ménage est un homme. Dans le profil 6, il s'agit d'une femme et c'est elle qui est chef de ménage. Dans le profil 7, il y a un enfant de moins de 3 ans. Dans le profil 8, il y a un enfant ayant entre 16 et 18 ans. Dans le profil 9, le chef de ménage a un statut d'indépendant. Dans le profil 10, il y a une seconde personne avec un emploi dans le ménage. Dans le profil 11, l'homme est au chômage (il n'y a donc aucun revenu du travail dans le ménage). Le profil 12 est identique au profil 11, mais avec un niveau d'éducation du secondaire inférieur au maximum. Dans les Graphiques 1 à 3, pour chacun de ces douze profils, les probabilités sont calculées pour un âge de la personne et du chef de ménage variant de 25 à 55 ans.

Quel que soit le profil choisi, il ressort clairement du Graphique 1 que la probabilité de persistance dans la pauvreté est élevée. On observe des risques allant de 33 pour-cent à 88 pour-cent, alors que le risque moyen de pauvreté, indépendamment du statut initial est de 7 pour-cent (voir Tableau 1). L'effet de l'âge se traduit dans la forme en U inversé des courbes. Le risque de persistance est le plus faible (ou inversement la probabilité de sortie est la plus élevée) parmi les jeunes. Ce risque augmente jusqu'à environ 40 ans et tend ensuite à décroître. L'âge se révèle être un facteur déterminant du risque de pauvreté, puisque la probabilité prédite de persistance augmente par exemple de 0.59 à 0.78 entre 25 et 40 ans pour le profil de référence, soit une augmentation de 30 pour-cent rien que par l'effet de l'âge (toutes les autres caractéristiques individuelles sont maintenues constantes).

En comparant la courbe des différents profils avec le profil de référence, on peut identifier l'importance de plusieurs autres facteurs.

Le niveau d'éducation joue un rôle important. Si il n'y a guère de différence de risque de persistance entre le niveau d'éducation secondaire supérieur et secondaire inférieur au mieux (Profil 2), la probabilité de persister dans la pauvreté chute de près de 25 points de pourcentage encore lorsque la personne de référence a un niveau d'éducation supérieur (Profil 3). Les ménages dans lesquels la personne de référence n'est pas belge ont un risque de persister dans la pauvreté plus élevé, mais l'effet est modeste (Profil 4). Le fait d'être une femme ou que la personne de référence soit une femme n'ont pas d'effet (Profil 5 et Profil 6). De même, la présence d'enfants n'est pas associée à un risque de persistance plus élevé (Profil 7 et Profil 8). Le profil 9 indique une légère diminution de la persistance lorsque le chef de ménage a un statut d'indépendant plutôt que salarié. Les profils 10 à 12 soulignent l'importance du marché du travail. Une deuxième personne exerçant une activité professionnelle dans le ménage réduit la probabilité de persistance (Profil 10), bien que dans une mesure somme toute modeste puisque l'effet est nettement inférieur à celui de l'âge ou du fait d'avoir un niveau d'éducation supérieur.⁷ Enfin les profils 11 et 12 illustrent l'augmentation du risque de persistance de la pauvreté lorsqu'aucun membre du ménage

⁷ Si la réduction de risque de *persistance* est relativement modeste, l'effet sur le statut initial est important : on trouve peu de personnes avec un tel profil en situation de pauvreté au départ.

n'exerce d'activité professionnelle. Les taux de persistance dans la pauvreté passent à plus de 80 pour-cent (sauf pour les plus jeunes). Moins d'une personne sur cinq vivant dans ce type de ménage parvient à quitter la pauvreté demain.

Le Graphique 2 permet d'évaluer l'effet des caractéristiques sur les risques d'entrée dans la pauvreté. Le risque d'entrée dans la pauvreté tend à augmenter entre 25 et 55 ans. L'augmentation est modérée mais s'accélère après 45 ans. On observe maintenant une différence marquée entre le niveau d'éducation secondaire supérieur et un niveau inférieur. Le risque d'entrer dans la pauvreté augmente substantiellement pour ces derniers. Un niveau d'éducation supérieur réduit encore substantiellement le risque d'entrée dans la pauvreté. La nationalité (Profil 4) et le fait d'être une femme (Profil 5) n'ont pas d'influence importante. La présence d'enfants de 0 à 2 ans est associée à un risque d'entrée légèrement supérieur (Profil 7). L'augmentation est par contre forte quand il s'agit d'enfants de 16 à 18 ans (Profil 8). Le fait d'avoir un statut d'indépendant est associé à une augmentation importante du risque d'entrée (Profil 9). L'effet est similaire à celui d'avoir un niveau d'éducation inférieur. Le risque d'entrée est extrêmement faible lorsqu'il y a une deuxième personne exerçant une activité professionnelle dans le ménage (Profil 10). Enfin, le risque d'entrer en pauvreté « explose » jusqu'à 5 à 10 pour-cent lorsque personne dans le ménage n'a un emploi (Profil 11). Et l'aggravation de ce profil lorsque le chef de ménage a un niveau d'éducation inférieur est également très marquée puisque le risque monte à 10 à 15 pour-cent (Profil 12).

Si l'on suppose le processus à l'équilibre stationnaire, on peut calculer la probabilité de pauvreté d'équilibre pour chaque profil, obtenue en combinant les taux d'entrée et de sortie (cf. Section 2). Ces probabilités sont représentées pour les différents profils dans le Graphique 3. Globalement, l'âge tend à augmenter le risque de pauvreté. L'augmentation est particulièrement marquée jusqu'à 45 ans puis se stabilise. Les profils 11 et 12, c'est-à-dire lorsqu'il n'y a pas d'accès à un revenu du travail dans le ménage ont des taux de pauvreté d'équilibre montant entre 19 et 43 pour-cent. Il est surprenant de constater que c'est le profil 8 qui suit, lorsqu'il y a des enfants de 16 à 18 ans dans le ménage, avec des taux de pauvreté d'équilibre entre 7 et 13 pour-cent. Viennent ensuite les profils 2, 4 et 9, soit les ménages dans lesquels le chef de ménage a un niveau d'éducation secondaire inférieure (ou moins), n'est pas belge, ou est indépendant : leur risque se situe entre 5 et 10 pour-cent. A l'inverse, le fait de disposer d'un double revenu ou lorsque le chef de ménage a un niveau d'éducation supérieur fait chuter le risque de pauvreté à moins de 2 pour-cent.

Il est important de souligner que l'hypothèse d'exogénéité de la sélection dans la pauvreté aujourd'hui par rapport à la transition est rejetée par le modèle : les valeurs estimées des coefficients de corrélation ρ_1 (-0.81) et ρ_2 (-0.16) sont négatives et la première est statistiquement significative (*p-values* de 0.014 et 0.444). L'hypothèse nulle que ces deux coefficients sont tous les deux nuls est rejetée avec une statistique de Wald de 7.51 pour 2 degrés de liberté, soit une *p-value* de 0.02. Ceci signifie que la probabilité de pauvreté aujourd'hui dépend de facteurs inobservables corrélés avec des facteurs inobservables influençant la probabilité d'effectuer une transition. La conséquence de ceci est qu'une estimation de la probabilité d'entrée ou de sortie de la pauvreté en n'observant que l'échantillon de personnes pauvres ou non, serait biaisée. La relative sophistication du modèle est nécessaire. Comme dans Cappellari & Jenkins (2002b) ou Stewart & Swaffield (1999) pour le Royaume Uni, les coefficients de corrélations estimés sont négatifs. Ceci indique que les facteurs inobservés qui ont tendance à pousser une personne à être pauvre aujourd'hui (par rapport à une personne identique au vu des caractéristiques observables) tendent à être associés avec des facteurs inobservés qui ont tendance à réduire la probabilité de pauvreté demain.

5. Dépendance à la pauvreté

La comparaison des probabilités de persistance et d'entrée dans la pauvreté, à caractéristiques égales, dans la section précédente semble indiquer clairement qu'il existe un phénomène de dépendance à la durée dans la pauvreté. A caractéristiques observables et inobservables constantes, la probabilité d'être pauvre demain est largement influencée par le fait d'être pauvre aujourd'hui ou non. La pauvreté a clairement tendance à se perpétuer. L'estimation du modèle permet un test formel de l'existence d'un effet de dépendance à la

durée. Tester l'hypothèse nulle d'absence de cet effet revient à tester l'hypothèse nulle $H_0: \gamma_0 = \gamma_1$ (Cappellari & Jenkins 2002b), c'est-à-dire que l'on teste si les facteurs influençant la probabilité d'être pauvre *demain* ont le même effet si on est pauvre *aujourd'hui* ou non. Cette hypothèse nulle est largement rejetée par un test de Wald sur le modèle estimé (statistique de Wald de 593.43 pour 30 degrés de liberté, soit une *p-value* inférieure à 0.000).

Le Tableau 1 indique également que la probabilité moyenne de pauvreté demain est de 62 pour-cent parmi les pauvres aujourd'hui, mais seulement de 3 pour-cent pour les non-pauvres. Cependant, comme le souligne Maddala (1983), pour évaluer le coût imposé par la pauvreté aujourd'hui sur les chances de sortie de pauvreté demain, il faut tenir compte du coût net imposé à chaque personne séparément, et non comparer le coût net imposé aux pauvres par rapport aux non-pauvres d'aujourd'hui, car ces deux groupes ont des caractéristiques observées *et* non-observées différentes qui influencent leur probabilité de quitter la pauvreté. En particulier, étant donné la négativité des coefficients de corrélation estimés, un pauvre aujourd'hui a, toutes autres choses égales par ailleurs (c'est-à-dire à même caractéristiques observables), *plus* de chances de *quitter* la pauvreté que ne l'aurait un individu aujourd'hui non pauvre.⁸

On va chiffrer cet effet en regardant la différence moyenne entre les probabilités qu'a un individu d'être pauvre demain s'il est pauvre aujourd'hui et si il ne l'est pas, et ce en tenant compte de ses caractéristiques observées et inobservées. Pour chaque individu *qu'il soit observé pauvre ou non*, sur base des paramètres du modèle et des équations 5 et 6, il est possible de calculer cette différence. Une mesure de dépendance à la pauvreté, contrôlant pour des caractéristiques observables et inobservables, est obtenue en prenant la moyenne de cette différence sur tout l'échantillon (Cappellari & Jenkins 2002b). On obtient ainsi qu'en moyenne sur tout l'échantillon, le fait d'être pauvre aujourd'hui augmente les chances de pauvreté demain de 39 points de pourcentage ! La pauvreté moyenne d'être pauvre demain si on l'est aujourd'hui est de 43 pour-cent alors qu'elle n'est que de 4 pour-cent si on n'est pas pauvre aujourd'hui. La différence est bien entendu moindre que l'évaluation naïve tirée du Tableau 1 puisque l'on contrôle pour les caractéristiques individuelles des personnes, mais cela reste une différence très élevée.

Ces risques de 43 pour-cent et 4 pour-cent sont les risques estimés moyens dans l'échantillon, en fonction des caractéristiques observées et inobservées de toute la population. Les personnes observées pauvres aujourd'hui ont des caractéristiques qui leur donnent des risques plus élevés, soit 59 pour-cent et 14 pour-cent en moyenne, et on voit qu'ici l'augmentation de risque à cause de l'effet de pauvreté aujourd'hui est de 45 points de pourcentage. Si l'on calcule ces moyennes sur l'échantillon des personnes observées non-pauvres aujourd'hui, on obtient des risques moyens de 41 pour-cent et 3 pour-cent. L'effet propre du fait d'être en situation de pauvreté, indépendamment des caractéristiques individuelles, sur le risque d'être pauvre demain est donc très grand.

Il est probable que l'explication de cet effet de dépendance soit à chercher sur le marché du travail et dans le retrait de celui-ci. Des analyses plus détaillées sont cependant nécessaires pour mieux cerner les causes de cet effet et *in fine* tenter d'y remédier.⁹

6. Conclusion

Cette contribution démontre l'utilité d'une base de données socio-économique longitudinale telle que le PSBH. L'observation répétée d'un échantillon de ménages et de personnes permet de dépasser la 'photographie' statique et de porter son attention sur la dynamique de phénomènes sociaux et économiques, tels que la problématique de la pauvreté. L'exercice présenté ici est l'estimation d'un modèle économétrique de transition (prenant en compte l'endogénéité du statut initial) dont le but est d'identifier les facteurs associés à une entrée dans la pauvreté ou à la persistance dans celle-ci, et ainsi

⁸ Il est primordial de bien comprendre la portée des mots « toutes autres choses égales par ailleurs ». On compare ici deux individus ayant les mêmes caractéristiques. Il est évident que les pauvres n'ont pas les mêmes caractéristiques que les non-pauvres en général, et ont donc au total une probabilité de pauvreté plus élevée.

⁹ Voir par exemple Cockx & Dejemeppe (2000) pour une analyse sur la persistance dans le chômage.

permettre de détecter quelles sont les personnes les plus exposées au risque de tomber en situation de pauvreté et celles ayant le moins de chance d'en sortir.

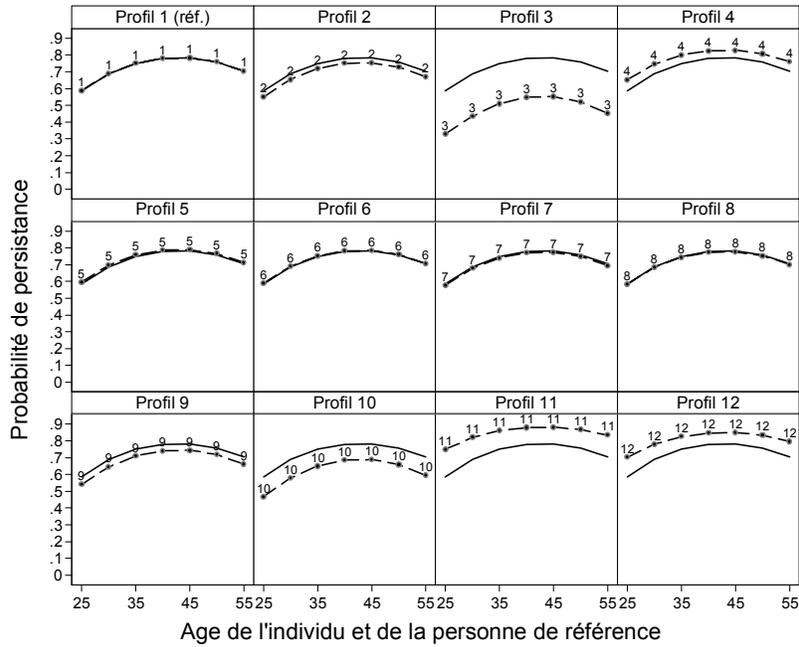
Si la plupart des observations sont attendues, en tous cas en termes qualitatifs, il est intéressant de noter la grande variété dans les risques obtenus pour les quelques profils de personnes décrits ici. Les risques de persistance dans la pauvreté estimés vont de 33 pour-cent à 88 pour-cent, les risques d'entrée varient de 0.4 pour-cent à 14 pour-cent, et en combinant ces risques, on obtient des risques de pauvreté d'équilibre variant de 0.7 pour-cent à 43 pour-cent ! Les quelques caractéristiques utilisées ici permettent déjà d'identifier une hétérogénéité très grande. C'est en particulier le niveau d'éducation et le degré d'attachement au marché du travail qui se révèlent être les indicateurs les plus significatifs des risques d'entrée et de persistance dans la pauvreté. Il ressort très clairement que l'accès à l'emploi est un déterminant majeur des risques de persistance ou d'entrée dans la pauvreté. L'absence d'activité professionnelle dans le ménage se traduit par des situations défavorables aujourd'hui, mais également demain. Cependant, le statut de travailleur indépendant est également associé à des risques plus élevés. A l'inverse, la nationalité et le sexe ne semblent pas avoir d'effet propre sur les taux d'entrée et de sortie de pauvreté (conditionnellement au statut professionnel, au niveau d'éducation et à la structure démographique du ménage).

C'est sans doute enfoncer une porte ouverte que de dire que l'accès à un emploi, et encore plus à plusieurs emplois, est le remède le plus efficace pour éviter d'entrer en pauvreté ou pour en sortir. Il faut néanmoins être prudent et ne pas tirer de conclusions erronées de ces résultats. L'objectif de l'exercice est d'identifier les personnes les plus à risque d'entrer dans la pauvreté et celle qui ont le moins de chances de la quitter. L'attachement du ménage avec le marché du travail identifie clairement les personnes à risque. Cependant, le modèle ne permet pas de quantifier la diminution de risque qu'auraient ces personnes si elles trouvaient un emploi. Il est possible que les personnes sans emploi ne voient pas leur risque de sortie ou d'entrée chuter aussi fort que les probabilités prédites ne le laissent croire. Si les seuls emplois qui leur sont accessibles sont peu générateurs de revenu, ces personnes peuvent être prises dans un piège à la pauvreté, situation dans laquelle les personnes préfèrent ne pas travailler que de travailler pour un revenu faible. Elles ont alors des risques élevés de persistance. De la même façon, si les emplois accessibles sont également peu stables, elles peuvent avoir des risques d'entrée dans la pauvreté élevés. Les chiffres présentés ici donnent une idée des différences de risques en fonction de caractéristiques observées, et donc permettent de voir où il importe d'améliorer la situation. Evaluer l'effet qu'aurait l'obtention d'un emploi sur les personnes actuellement sans emploi sur le risque d'entrée ou de sortie de pauvreté dépasse le cadre de la présente contribution.

Références bibliographiques

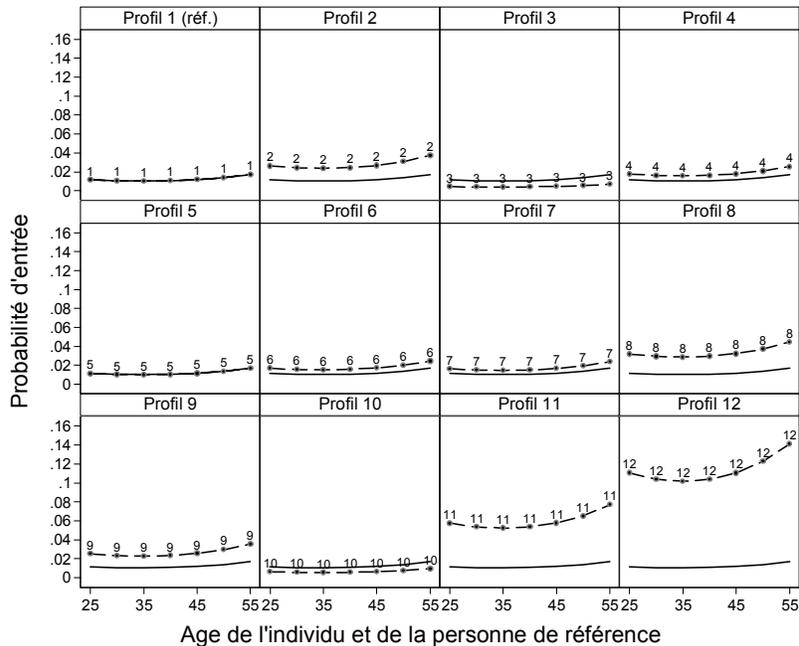
- Atkinson AB, Cantillon B, Marlier E, Nolan B. 2002. *Social indicators. The EU and social inclusion*. Oxford: Oxford University Press.
- Cantillon B, De Lathouwer L, Marx I, Van Dam R, Van Den Bosch K. 1999. Sociale indicatoren 1976-1997. CSB Bericht D/1999/6104/02. Antwerpen: Centrum voor Sociaal Beleid, Universiteit Antwerpen UFSIA.
- Cantillon B, Deleeck H, Meulemans B, Van Den Bosch K. 1992. Dynamiek van de bestaans-onzekerheid: Resultaten van het Belgische Socio-Economische Panel. CSB Bericht D/1993/6104/05. Antwerpen: Centrum voor Sociaal Beleid, Universiteit Antwerpen UFSIA.
- Cantillon B, Marx I, Proost S, Van Dam R. 1994. Indicateurs sociaux 1985-1992. *Revue belge de sécurité sociale* 36(2): 485-535.
- Cappellari L, Jenkins SP. 2002a. Who stays poor? Who becomes poor? Evidence from the British Household Panel Survey. *Economic Journal* 112: C60-7.
- Cappellari L, Jenkins SP. 2002b. Modelling low income transitions. Working Paper 2001-13. Colchester: ISER, University of Essex. A paraître dans *Journal of Applied Econometrics*.

- Cockx B, Dejemeppe M. 2000. Duration and calendar time dependence of the exit rate out of unemployment in Belgium. Is it true or spurious? IRES Discussion paper 2000003. Louvain-la-Neuve : Université Catholique de Louvain.
- Deleeck H, Cantillon B, Meulemans B, Van Den Bosch K. 1992. Some longitudinal results of the Belgian Socio-Economic Panel. *Journal of Income Distribution* **2**(2): 211-231.
- Delhaussé B. 1997. *Issues in the measurement of poverty and deprivation*. Thèse présentée en vue de l'obtention du grade académique de Docteur en Sciences Economiques. Université de Liège.
- Delhaussé B, Perelman S, Pestieau P, Sluse M. 2002. Un nouveau portrait social de la Wallonie. *Reflets et perspectives de la vie économique* **2002/3**: 7–22.
- Foidart F, Pestieau P, Perelman S. 1995. *Portrait social de la Wallonie*. Bruxelles : Fondation Roi Baudouin.
- Heckman JJ. 1981a. The incidental parameters problem and the problem of initial conditions in estimating a discrete time-discrete data stochastic process. In *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, Manski CF, McFadden D (eds). Cambridge MA: MIT Press.
- Heckman JJ. 1981b. Statistical models for discrete panel data. In *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, Manski CF, McFadden D (eds). Cambridge MA: MIT Press.
- Huber PJ. 1967. The behaviour of maximum likelihood estimators under non-standard conditions. In *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium in Mathematical Statistics and Probability*. Berkeley CA: University of California Press.
- Maddala GS. 1983. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Econometric Society Monographs. Cambridge University Press.
- StataCorp. 2003. *Stata Statistical Software: Release 8.0*. College Station, TX: Stata Corporation.
- Stewart MB, Swaffield JK. 1999. Low pay dynamics and transition probabilities. *Economica* **66**: 23–42.
- Van Kerm P. 2001. *Essays on Income Mobility and Income Distribution Dynamics*. Thèse présentée en vue de l'obtention du grade académique de Docteur en Sciences Economiques. Facultés Universitaires Notre-Dame de la Paix, Namur.
- Van Kerm P. 2002a. How much low income turnover is there in Belgium? in Moyes P, Seidl C, Shorrocks A (eds). *Inequalities: Theory, Experiments and Applications*. Journal of Economics Supplement issue 9.
- Van Kerm P. 2002b. Une perspective longitudinale sur la pauvreté en Belgique. *Reflets et perspectives de la vie économique* **2002/3**: 23–36.
- Wooldridge J. 2002. *Econometric Analysis of Cross-sectional and Panel Data*. Cambridge MA: MIT Press.



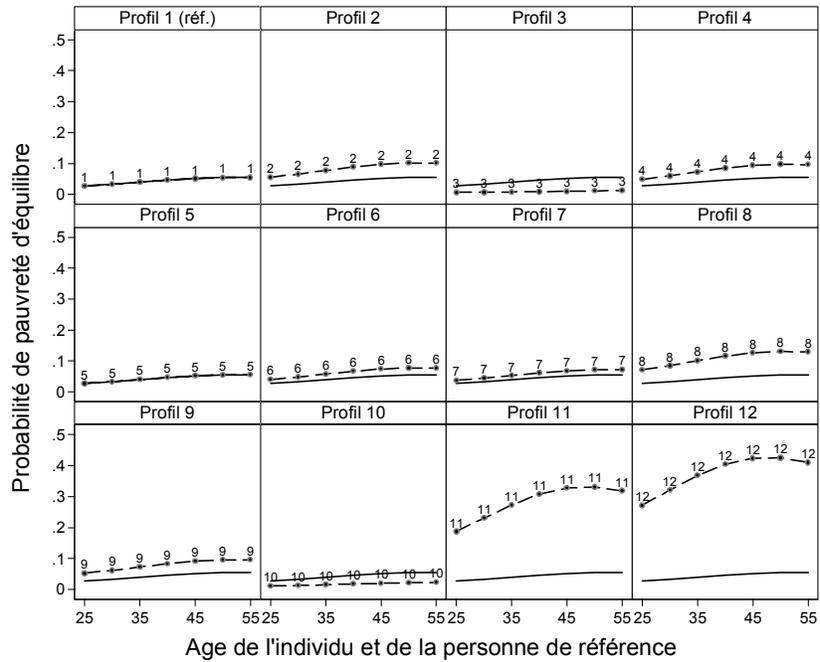
La ligne continue représente les probabilités pour le profil de référence (Profil 1).
 Voir texte pour la description des profils.

Graphique 1 : Probabilités de *persistance* dans la pauvreté en fonction de l'âge de l'individu et du chef de ménage pour 12 profils-type d'individus (estimations basées sur les paramètres du modèle économétrique)



La ligne continue représente les probabilités pour le profil de référence (Profil 1).
 Voir texte pour la description des profils.

Graphique 2 : Probabilités d'*entrée* dans la pauvreté en fonction de l'âge de l'individu et du chef de ménage pour 12 profils-type d'individus (estimations basées sur les paramètres du modèle économétrique)



La ligne continue représente les probabilités pour le profil de référence (Profil 1).
 Voir texte pour la description des profils.

Graphique 3 : Probabilités de *pauvreté* à l'*équilibre stationnaire* en fonction de l'âge de l'individu et du chef de ménage pour 12 profils-type d'individus (estimations basées sur les paramètres du modèle économétrique)

**IRISS-C/I is currently supported by the
European Community under the
*Transnational Access to Major Research
Infrastructures* action of the *Improving the
Human Research Potential and the Socio-
Economic Knowledge Base* programme (5th
framework programme)**

[contract HPRI-CT-2001-00128]



**Please refer to this document as
IRISS Working Paper 2004-04, CEPS/INSTEAD, Differdange, G.-D. Luxembourg.**

(CEPS/INSTEAD internal doc. #07-04-0101-E)