
PANEL SOCIO-ECONOMIQUE "LIEWEN ZU LËTZEBUERG"

ESTIMATION DU RENDEMENT DU CAPITAL HUMAIN EN LORRAINE ET AU LUXEMBOURG A PARTIR DE DONNEES DE PANELS

par

Carlo KLEIN

Présentation du programme PSELL

Les informations présentées dans ce cahier proviennent du programme PSELL développé par la Division "Population et Ménages" du CEPS/INSTEAD. Le Grand-Duché de Luxembourg dispose d'un instrument exceptionnel permettant de connaître les conditions d'existence des personnes et des ménages qui y vivent depuis 1985 : le panel socio-économique "Liewen zu Lëtzebuerg" (PSELL).

Dans le cadre de ce programme, de nombreuses informations sont récoltées chaque année sur les principaux aspects de la vie de la population du pays :

- conditions de logement, équipement et composition des ménages
- principales dépenses
- précarité
- endettement
- position scolaire des enfants
- position socioprofessionnelle des adultes
- revenus,...

En 1994, cette étude a fêté son dixième anniversaire. Sur le plan scientifique, cet événement représentait certainement un succès parce qu'il est très rare qu'un même programme de recherche puisse être développé sur une période aussi longue. Une large part de ce succès revient toutefois aux milliers de personnes qui, au fil des années, ont accepté de recevoir chez elles nos enquêteurs et de participer à ce vaste programme ; par leur contribution, elles ont permis de réunir un capital de connaissances inestimable, couvrant dix ans de la population de notre pays.

Les données récoltées ont déjà fait l'objet de nombreuses études publiées pour la plupart au CEPS/INSTEAD dans les séries suivantes :

- Documents PSELL (voir liste en annexe)
- Documents de recherche
- PSELL INFO
- ECOCEPS
- Population & Emploi

Lors du lancement du PSELL en 1985, la taille de l'échantillon initial était de 2012 ménages comprenant 6110 personnes. A partir de 1994, l'échantillon de l'étude a été rénové. Il compte désormais 8232 personnes réparties dans 2978 ménages (avant pondération). Cet échantillon évolue comme la population du pays. Il prend en compte les naissances, l'immigration, les mariages, les décès et l'émigration.

Pour plus d'informations :

Isabelle BOUVY

Tél. : (00352) 58 58 55-513

Fax : (00352) 58 55 60

e-mail : isabelle.bouvy@ceps.lu

Document produit par le

CEPS/INSTEAD

Centre d'études de populations, de pauvreté et de politiques socio-économiques

B.P. 48

L-4501 DIFFERDANGE

Président : Gaston SCHABER

**Estimation du rendement du capital humain en Lorraine
et au Luxembourg
à partir de données de panels**

Carlo Klein

Table des matières

INTRODUCTION		5
CHAPITRE I	LA METHODE D'ESTIMATION	9
1.	Le test de Breusch-Pagan	11
2.	Le modèle à effets fixes	12
3.	Le modèle à effets aléatoires	13
4.	Le test Hausman	14
5.	La méthode HT (1981)	15
CHAPITRE II	LES DONNEES	19
CHAPITRE III	ANALYSE DES RESULTATS EMPIRIQUES	25
CONCLUSION		31
BIBLIOGRAPHIE		35
ANNEXES		39

INTRODUCTION

L'intérêt pour le rendement de l'investissement en capital humain n'est certes pas une nouveauté, mais le fait que nous proposons de faire une analyse empirique de ce rendement pour une petite économie ouverte, à savoir le Luxembourg, peut présenter un intérêt particulier. Une petite économie ouverte qui ne dispose pratiquement d'aucune ressource naturelle, ni de capitaux suffisants, ne peut investir que dans le capital humain de sa population. Cet investissement ne devrait pas seulement permettre aux individus de réaliser des gains supplémentaires, mais devrait également influencer la croissance économique du pays.

Notre objectif sera donc d'étudier le rendement de cet investissement en capital humain au Luxembourg, mais nous situons notre analyse dans un cadre régional plus large en intégrant également dans l'étude l'analyse de ce même rendement en Lorraine, région limitrophe du Luxembourg. Ces deux espaces géographiques font partie de la grande région « Sarre-Lor-Lux » et l'existence de données empiriques comparables pour les deux espaces permet de faire une comparaison directe des similitudes et différences au niveau du rendement de tels investissements au sein d'une même région européenne où la libre circulation des biens et services, du capital et des travailleurs est devenue une réalité.

L'objectif de notre recherche est alors d'appliquer un modèle identique, la fonction de gains du type Mincer (1974), à deux populations différentes. Cette estimation est devenue possible grâce à l'existence de deux panels quasiment identiques : le panel lorrain (ESEML : Etude socio-économique des ménages lorrains ; 1985-1990) et le panel luxembourgeois (PSELL I : Panel socio-économique Liewen zu Letzebuerg I ; 1985-1994).

Suite aux travaux de Griliches (1977), Lang (1993) et Card (1999), nous savons que, d'un point de vue théorique, les coefficients estimés des variables du capital humain obtenus par la méthode MCO sont biaisés. Les sources de ces biais sont soit l'inobservabilité de certaines variables explicatives (les capacités innées et les taux d'escompte subjectifs, par exemple), soit des erreurs de mesure. Rappelons que, dans le cas des fonctions de gains, le sens du biais ne peut être déterminé a priori étant donné que l'omission d'une variable mesurant les capacités innées entraîne une surestimation alors que l'omission d'une variable mesurant les taux d'escompte subjectifs entraîne une sous-estimation des coefficients en question.

Lors de l'estimation des fonctions de gains ces problèmes se traduisent par la corrélation de certaines variables explicatives avec le terme d'erreur. Pour tenir compte du biais dû à l'existence de variables explicatives inobservables ou inobservées¹, nous proposons d'utiliser des données de panels et la méthode d'estimation de Hausman et Taylor (1981, ci-après HT) qui est une combinaison de la méthode des variables instrumentales (VI) et de la méthode des moindres carrés quasi généralisés (MCQG).

Nous présentons dans une première section la méthode d'estimation retenue ; dans une deuxième section, nous présentons les données empiriques utilisées ; ensuite nous présentons dans une troisième les résultats obtenus et, finalement, une quatrième section sera notre conclusion.

¹ Nous négligeons les erreurs de mesure sachant que celles-ci peuvent être responsables d'une sous estimation des coefficients obtenus de 10% (Griliches, 1977).

CHAPITRE I

La méthode d'estimation

Nous partons du modèle général suivant :

$$Y_{it} = \beta X_{it} + \gamma Z_i + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où Y_{it} représente le logarithme naturel du salaire horaire de l'individu i à la date t et X_{it} , la matrice des k variables variant dans le temps (expérience professionnelle par exemple) de taille (NT, k) ; Z_i étant la matrice des g variables constantes dans le temps (niveau d'éducation par exemple) de taille (NT, g) ; β et γ sont les vecteurs des coefficients associés aux variables variant dans le temps, de dimension $(k, 1)$, respectivement constantes dans le temps de dimension $(g, 1)$. α_i , un vecteur de dimension $(N, 1)$ représente l'effet individuel non observable et donc supposé aléatoire (capacités innées ou taux d'escompte subjectifs par exemple) et ε_{it} , un vecteur de dimension $(NT, 1)$, représente le terme d'erreur.

Parmi les variables X et Z , il existe k_1 variables, notées X_1 (le fait d'être marié par exemple), et g_1 variables, notées Z_1 (le sexe par exemple) qui ne sont pas corrélées avec les effets individuels et k_2 variables, notées X_2 (l'expérience professionnelle par exemple), et g_2 variables, notées Z_2 (le niveau d'éducation par exemple), qui sont corrélées avec les effets individuels:

$$Y_{it} = \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \gamma_1 Z_{1i} + \gamma_2 Z_{2i} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Pour estimer ce modèle, nous proposons d'utiliser la méthode de HT (1981) et approfondie par Breusch, Mizon et Schmidt (1989, ci-après BMS), adaptée aux données de panel et ceci à fin d'éliminer le biais dû aux capacités individuelles et le biais dû aux taux d'escompte subjectifs. Les deux sources de biais sont supposées inobservées.

1. LE TEST DE BREUSCH-PAGAN

Pour tester l'existence de l'effet individuel, nous allons effectuer le test proposé par Breusch et Pagan (1980) qui est basé sur le multiplicateur de Lagrange. En fait, il s'agit de tester l'hypothèse :

$$H_0: \sigma^2_{\alpha} = 0$$

c'est-à-dire l'hypothèse qu'il n'y a pas d'effet individuel.

Sous H_0 , la statistique LM1 suit un χ^2 à un degré de liberté.

La statistique LM1 est calculée à partir du vecteur des résidus ε du modèle estimé par les MCO:

$$LM1 = \frac{T \cdot N}{2(T-1)} \left(1 - \frac{\varepsilon' (I_N \otimes h_t h_t') \varepsilon}{\varepsilon' \varepsilon} \right) \sim \chi^2_{(1)} \text{ sous } H_0 \quad (3)$$

où I_N représente la matrice d'identité de dimension (N, N) et h_t un vecteur composé de 1 de dimension $(T, 1)$.

Si H_0 est vérifiée, alors l'effet individuel n'existe pas et il suffit d'utiliser la méthode des MCO pour obtenir des estimateurs convergents et efficaces.

Pour déterminer la méthode d'estimation à retenir en cas d'existence d'un effet individuel, il faut tester si toutes ou certaines variables explicatives sont corrélées avec l'effet individuel. Rappelons que, dans le cas de données de panel, l'endogénéité des variables explicatives concerne uniquement la corrélation de ces variables avec l'effet individuel.

Nous allons partir des cas extrêmes où, soit aucune variable n'est corrélée avec l'effet individuel, soit toutes les variables explicatives sont corrélées avec l'effet individuel. Dans le premier cas, on estime le modèle par la méthode "intra", dans le deuxième cas, il faut appliquer la méthode des MCQG.

2. LE MODELE A EFFETS FIXES

Le modèle à effets fixes (estimé par la méthode "intra") permet d'estimer le modèle linéaire (1) sous l'hypothèse que toutes les variables explicatives X_{it} sont corrélées avec l'effet individuel:

$$\text{plim } 1/N X' \alpha \neq 0.$$

Pour estimer le modèle (1) sous cette hypothèse, il faut transformer le modèle pour éliminer l'effet individuel et pour ainsi éliminer le biais lié à son existence. En effet, pour éliminer l'effet individuel, il faut calculer les moyennes individuelles pour chaque variable et ensuite calculer l'écart par rapport à ces moyennes individuelles. Remarquons, dès à présent, que cette méthode d'estimation n'élimine pas seulement l'effet individuel, mais également toute variable constante dans le temps (variables Z), comme les années de formation ou le sexe des individus, par exemple.

En utilisant l'écriture matricielle, la transformation décrite se fait par la détermination des matrices B et Q .

B est la matrice qui transforme les variables en leurs moyennes individuelles: $B' X = X_{i.}$ et Q est la matrice qui transforme les variables en écarts par rapport aux moyennes individuelles: $Q' X = X_{it} - X_{i.}$. Notons encore que $Q = I_{NT} - B$.

Pour estimer ce modèle à effets fixes, il suffit de multiplier l'équation (1) par la matrice Q et de l'estimer par la méthode des MCO:

$$QY = QX\beta + Q\varepsilon \quad (4)$$

Le vecteur des estimateurs est alors donné par:

$$\beta_w = (X'QX)^{-1}(X'QY) \quad (5)$$

Dans une situation semi-asymptotique, la méthode "intra" est la seule méthode donnant des estimations sans biais et efficaces dans le cas d'une corrélation entre toutes les variables explicatives et les effets individuels. Par contre, dans le cas d'une estimation d'une fonction de gains, elle est inutilisable étant donné qu'elle élimine non seulement les effets individuels, mais également les variables constantes dans le temps comme, par exemple, la variable « éducation ». Néanmoins, nous présentons les résultats obtenus par cette méthode étant donné qu'ils sont à la base du test de Hausman et servent également de référence pour les coefficients et leurs écarts types estimés par la méthode des VI (HT, 1981).

3. LE MODELE A EFFETS ALEATOIRES

Le modèle à effets aléatoires, estimé par la méthode des MCQG, suppose qu'il n'existe aucune corrélation entre les régresseurs et les effets individuels. Sous cet hypothèse, les estimateurs MCQG sont les combinaisons linéaires optimales des estimateurs "intra" et "inter". Dans le cas contraire, les estimateurs sont asymptotiquement biaisés.

Dans ce cas, il s'agit de transformer le modèle initial (1) par θ :

$$y_{it} - (1-\sqrt{\theta}) y_{i.} = \beta (X_{it} - (1-\sqrt{\theta}) X_{i.}) + (1-\sqrt{\theta}) \alpha_i + \varepsilon_{it} - (1-\sqrt{\theta}) \varepsilon_{i.} \quad (6)$$

$$\text{avec } \theta = \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{T\sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2} .$$

Sous forme matricielle, il faut multiplier l'équation (1) par $Q + \sqrt{\theta}B$, ensuite déterminer la matrice de variance-covariance Ω pour finalement calculer le vecteur des estimateurs de la façon suivante:

$$\beta_{\text{MCG}} = \frac{(X' \Omega^{-1} X)^{-1} (X' \Omega^{-1} Y)}{1} \quad (7)$$

avec $\Omega^{-1} = \frac{1}{\sigma_\varepsilon^2} Q + \frac{1}{T\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2} B$

4. LE TEST DE HAUSMAN

A partir des estimateurs “intra” et MCQG obtenus, nous allons effectuer le test de Hausman pour vérifier la spécification du modèle.

Le test de Hausman repose sur la comparaison de deux estimateurs β_0 et β_1 sous deux hypothèses alternatives :

$H_0 : \text{plim } 1/N X'u = 0.$

$H_A : \text{plim } 1/N X'u \neq 0.$

avec $u = \alpha + \varepsilon$

En ce qui concerne les deux estimateurs, nous avons:

- β_0 est convergent sous les deux hypothèses, mais cet estimateur n'est pas efficace;
- β_1 est convergent uniquement sous l'hypothèse H_0 et à ce moment il est également efficace.

La statistique suivante permet de tester l'existence de l'endogénéité dans notre modèle:

$$m_1 = (\beta_0 - \beta_1)' [V(\beta_0) - V(\beta_1)]^{-1} (\beta_0 - \beta_1) \quad (8)$$

Sous H_0 , m_1 suit un χ^2 à K degrés de liberté avec K étant la dimension du vecteur des régresseurs.

Dans ce cas-ci, β_0 représente l'estimateur “intra” β_w et β_1 représentant l'estimateur MCQG β_{MCQG} . V représente les matrices de variances-covariances des deux types d'estimateurs. Remarquons déjà que le test doit se limiter aux régresseurs des variables variant dans le temps étant donné que les régresseurs des variables constantes dans le temps ne peuvent être estimés par la méthode “intra”.

Si H_0 est vérifiée, c'est-à-dire s'il n'y a aucune corrélation entre les variables explicatives et l'effet individuel, on choisit la méthode des MCQG ; si H_0 est rejetée, on choisit la méthode “intra”.

Comme nous venons de le souligner, la méthode “intra” ne peut être utilisée lorsqu’il faut estimer un modèle où on est en présence de variables constantes dans le temps et qui sont en même temps corrélées à l’effet individuel. Dans ce cas de figure, il faut passer à une méthode d’estimation par variables instrumentales (VI), sauf si le nombre de périodes tend vers l’infini². Dans ce dernier cas, les estimateurs MCO et MCQG sont asymptotiquement équivalents aux estimateurs “intra”.

5. LA METHODE HT (1981)

Lorsqu’on se situe dans le cas d’un modèle linéaire avec effets individuels aléatoires ainsi qu’avec des variables explicatives corrélées avec l’effet individuel qui sont soit variantes, soit constantes dans le temps, on peut utiliser la méthode d’estimation HT (1981).

A côté de ce problème de corrélation, on est également confronté à un problème d’hétéroscédasticité des erreurs dû à l’existence d’effets individuels (Baltagi, 2001).

Pour tenir compte de la corrélation de certaines variables explicatives avec l’effet individuel, il faut choisir une méthode de variables instrumentales (VI) alors que, pour éliminer l’hétéroscédasticité des erreurs, il faut choisir la méthode des MCQG.

La méthode retenue sera alors une combinaison des MCQG et des VI et elle a d’abord été présentée par HT (1981), ensuite approfondie par Amemiya et MaCurdy (AM, 1986) ainsi que par BMS (1989).

Nous allons appliquer cette méthode au modèle (2) :

$$Y_{it} = \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \gamma_1 Z_{1i} + \gamma_2 Z_{2i} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Rappelons que la variable dépendante Y_{it} est expliquée par des variables X_{it} et Z_i respectivement variantes et constantes dans le temps. Parmi ces variables, certaines sont corrélées avec l’effet individuel α_i , mais indépendantes du terme d’erreur ε_{it} du modèle.

Parmi les variables X et Z , il existe k_1 variables, notées X_1 (le fait d’être marié par exemple), et g_1 variables, notées Z_1 (le sexe par exemple) qui ne sont pas corrélées avec les effets individuels et k_2 variables, notées X_2 (l’expérience professionnelle par exemple), et g_2 variables, notées Z_2 (le niveau d’éducation par exemple), qui sont corrélées avec les effets individuels :

² L. Matyas, P. Sevestre (1996), p. 64.

$$\text{avec } k_1 \geq g_2, k_1 + k_2 = k \text{ et } g_1 + g_2 = g \quad (9)$$

Cette condition d'identification signifie que le nombre de variables explicatives variant dans le temps et étant exogènes, k_1 , doit être supérieur au nombre de variables explicatives constantes dans le temps et corrélées avec l'effet individuel, g_2 .

Pour T donné, c'est-à-dire dans une situation semi-asymptotique, nous supposons que:

$$\begin{array}{ccc} \text{plim } 1/N (X'_1 \alpha_i) = 0 & \text{et} & \text{plim } 1/N (Z'_1 \alpha_i) = 0 \\ N \rightarrow \infty & & N \rightarrow \infty \end{array} \quad (10)$$

$$\begin{array}{ccc} \text{plim } 1/N (X'_2 \alpha_i) = h_X & \text{et} & \text{plim } 1/N (Z'_2 \alpha_i) = h_Z \\ N \rightarrow \infty & & N \rightarrow \infty \end{array} \quad (11)$$

$$\begin{array}{ccc} \text{plim } 1/N (G'_1 \alpha_i) = 0 & \text{et} & \text{plim } 1/N (G'_2 Z_2) \neq 0 \\ N \rightarrow \infty & & N \rightarrow \infty \end{array} \quad (12)$$

$$\begin{array}{ccc} \text{plim } 1/N (G'_2 X_2) \neq 0 & & \\ N \rightarrow \infty & & \end{array} \quad (13)$$

avec G étant la matrice des instruments.

Pour appliquer la méthode des VI, il faut donc trouver des instruments qui ne sont pas corrélés avec les effets individuels, au moins asymptotiquement ; par contre, ils doivent être asymptotiquement corrélés avec les variables explicatives X_2 et Z_2 .

Les instruments proposés par HT, sous cette hypothèse, sont alors les suivants:

- $G_{HT} = (Q, X_1, Z_1)$ ou $G_{HT} = (QX_1, BX_1, QX_2, Z_1)$ les deux ensembles étant équivalents (BMS, 1989).

où Q représente à nouveau la matrice qui transforme les observations individuelles en écarts par rapport aux moyennes individuelles et B représente la matrice qui transforme les observations individuelles en moyennes individuelles.

On peut également utiliser les instruments proposés par AM ou par BMS pour obtenir des estimations plus efficaces, à condition d'accepter une hypothèse d'exogénéité plus stricte que HT.

AM proposent d'utiliser les observations individuelles X_{it1}^* relatives à chaque période comme instruments supplémentaires:

- $G_{AM} = (QX, X_1^*, Z_1)$ ou

$$G_{AM} = (QX_1, BX_1, QX_2, (QX_1)^*, Z_1);$$

sous l'hypothèse que les X_1 sont indépendants des effets individuels à chaque période t :

$$\text{plim } X_1' \alpha_i = 0 \quad \text{pour tout } i \text{ et pour tout } t.$$

BMS proposent d'ajouter également les observations individuelles X_{it2}^* comme instruments supplémentaires:

- $G_{BMS} = (QX_1, BX_1, (QX_1)^*, QX_2, (QX_2)^*, Z_1)$ ou

$$G_{BMS} = (QX, BX_1, (QX)^*, Z_1)$$

sous l'hypothèse que la corrélation entre les X_2 et les effets individuels est indépendante du temps.

Le modèle transformé à estimer par la méthode des VI se présente de la façon suivante:

$$y_{it} - (1-\sqrt{\theta})y_{i.} = \beta [X_{it} - (1-\sqrt{\theta}) X_{i.}] + \gamma(1-\sqrt{\theta}) Z_i + (1-\sqrt{\theta}) \alpha_i + \varepsilon_{it} - (1-\sqrt{\theta}) \varepsilon_{i.} \quad (14)$$

$$\text{avec } \theta = \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{T\sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2}.$$

Sous forme matricielle ce même modèle s'écrit:

$$P_G \Omega^{-1/2} Y = P_G \Omega^{-1/2} \beta X + P_G \Omega^{-1/2} \gamma Z + P_G \Omega^{-1/2} (\alpha + \varepsilon) \quad (15)$$

$$X = [X_1 : X_2]; Z = [Z_1 : Z_2], \beta = [\beta_1 : \beta_2], \gamma = [\gamma_1 : \gamma_2]$$

$$\text{avec } P_G = G(G'G)^{-1}G' \text{ et } \Omega^{-1/2} = I_{TN} - (1-\theta)B.$$

Des tests de Hausman permettront de vérifier la spécification définitive du modèle.

La démarche présentée a été appliquée aussi bien aux données du panel PSELL I qu'aux données du panel ESEML.

CHAPITRE II

Les données

Les deux panels utilisés font partie de la base de données du projet PACO³ (Panel Comparability) du CEPS/INSTEAD qui regroupe sept panels de ménages, dont les panels luxembourgeois (PSELL I) et lorrain (ESEML).

Les résultats concernent donc les estimations de fonctions de gains pour deux espaces géographiques limitrophes qui ont connu des évolutions économiques similaires jusqu'à la crise structurelle des années soixante-dix et qui ont connu ensuite des développements fortement divergents⁴.

L'économie des deux régions était fondée sur les industries de base (sidérurgie et mines de fer pour le Luxembourg, sidérurgie, mines de fer, charbonnages et textile-habillement pour la Lorraine). La reconversion économique a été plus facile pour le Luxembourg qui a su profiter de l'essor du secteur financier pour compenser les pertes au niveau des emplois dans le secteur industriel, alors qu'en Lorraine ce développement des services était nettement moins prononcé et qu'on a assisté plutôt à une diversification industrielle, ainsi qu'à un développement des emplois publics (administration et armée).

Suite à ces reconversions divergentes, nous constatons également des évolutions différentes des deux marchés du travail⁵. Alors que le Luxembourg a connu une croissance spectaculaire de son emploi intérieur (en moyenne une création de 5.000 emplois par an entre 1985 et 1997, ce qui représente un accroissement de 40,8 % de l'emploi intérieur luxembourgeois), la Lorraine a dû vivre avec une baisse de ce même emploi intérieur (perte de 20.000 emplois entre 1982 et 1990, 60.000 entre 1975 et 1997).

Après ces remarques introductives, passons maintenant à la description des échantillons retenus.

Pour la constitution des échantillons, nous avons retenu tous les salariés présents pendant la période d'observation 1986-1990 et ayant fourni toutes les informations nécessaires à la spécification de la fonction de gains⁶.

Pour le panel ESEML⁷, il s'agit de 618 individus observés pendant quatre ans ce qui nous mène à 2.472 observations.

³ G. Schmaus, M. Riebschläger: "PACO User Guide", Version 30.9.97; PACO Document n° 9, 1995, CEPS/INSTEAD; Luxembourg.

⁴ Pour plus de détails sur l'évolution économique des deux régions, voir pour le Luxembourg: Statec: "L'économie luxembourgeoise au XXe siècle", Edition le Phare, 1999, p. 12-20 pour la Lorraine: Eures: "Travailler sans frontières dans la Grande Région Sarre-Lorraine- Luxembourg- Wallonie- Rhénanie-Palatinat", Cahier socio-économique "ECOCEPS", CEPS/INSTEAD, p.9-10, INSEE Lorraine: "Economie Lorraine", hors série: "Décennie 80", juillet 1992 et N° 152/153, avril-mai 1996.

⁵ Nous distinguons pour l'instant deux marchés du travail, alors qu'on parle de plus en plus du marché du travail de la Grande Région, qui comprend non seulement la Lorraine et le Luxembourg, mais également les "Länder" allemands de la Sarre et de la Rhénanie-Palatinat, ainsi que la Wallonie belge.

⁶ Pour la définition des variables, voir Annexe tableau 1.

⁷ Pour le panel ESEML, nous ne disposons pas d'informations sur les variables liées au marché du travail pour l'année 1989.

T₁**Définitions des variables des fonctions de gains**

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
âge	2472	37.13511	9.035047	18	61
salaire	2472	47.23946	25.72395	1.961562	327.2314
log sal.	2472	3.752066	.4482143	.673741	5.790668
ann.d'éd.	2472	10.79288	2.704819	7	16
exppro	2472	19.3657	9.732177	0	47
exppro2	2472	469.7071	417.7464	0	2209
sexe	2472	0.312298	.4635243	0	1
nat.	2472	0.070793	.2565304	0	1
empsec	2472	.5335761	.4989723	0	1
famstat	2472	.1614078	.3679811	0	1
cddid	2472	.5538026	.4971974	0	1
fsize	2472	.8478964	.3591939	0	1
pubpri	2472	.5651294	.4958403	0	1
scocoh	2472	-14.25566	97.89761	-336	182
scocon	2472	16.18932	18.89569	0	64

Pour le panel PSELL, il s'agit de 980 individus observés pendant cinq années ce qui nous donne 4.900 observations.

T₂**Descriptif de l'échantillon luxembourgeois**

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
âge	4900	36.56429	10.61206	16	69
salaire	4900	385.9469	265.7681	22.81809	5417.745
log sal.	4900	5.804543	.5255379	3.127553	8.597435
ann. éd.	4900	10.01327	3.604621	5	17
exppro	4900	19.16551	11.13425	0	50
exppro2	4900	487.7643	484.9787	0	2500
sexe	4900	0.286735	.4522827	0	1
nat.	4900	0.269796	.443899	0	1
empsec	4900	.4595918	.4984154	0	1
famstat	4900	.3728571	.4836139	0	1
cddid	4900	.1757143	.3806157	0	1
fsize	4900	.8034694	.3974149	0	1
pubpri	4900	.7216327	.448241	0	1
scocoh	4900	7.472449	108.1907	-390	224
scocon	4900	18.02388	18.22342	0	68

Soulignons déjà à ce stade de l'étude les différences entre les caractéristiques des deux échantillons.

En commençant par la variable à expliquer, le salaire horaire, nous avons converti les moyennes et les écarts types en ECU en utilisant le cours moyen entre les deux monnaies nationales et l'ECU pour 1990, année servant de base pour l'actualisation des salaires⁸. Cette transformation nous permet de comparer directement les niveaux de salaires des deux échantillons.

T₃

Les salaires horaires moyens et leurs écarts types en ECU constants 1990

	Salaire horaire moyen	Ecart type
ESEML	6.8462	3.7281
PSLL	9.1025	6.2681

Nous remarquons que le niveau de salaire horaire moyen ainsi que la dispersion sont plus élevés au Luxembourg. Ce constat est confirmé par les données publiées par la Commission Européenne où le Luxembourg se situe au dessus de la moyenne européenne en ce qui concerne la dispersion des salaires. Par rapport à la France, le Luxembourg présente également une dispersion plus forte des salaires et ceci surtout pour la moitié inférieure de la distribution des salaires (Statec, 1999).

En ce qui concerne les variables explicatives, nous constatons que l'âge moyen est pratiquement identique pour les deux échantillons, mais que nous trouvons une plus grande dispersion pour l'échantillon luxembourgeois. Pour les années de formation, nous constatons que les salariés lorrains ont, en moyenne, presque une année de formation de plus que les salariés luxembourgeois, avec une dispersion plus faible.

Comme les moyennes d'âge et les années de formation sont assez semblables pour les deux échantillons, nous constatons ce même phénomène pour l'expérience professionnelle où les salariés lorrains ont, en moyenne, la même expérience que les individus de l'échantillon luxembourgeois. Nous constatons à nouveau une dispersion plus forte pour l'échantillon luxembourgeois.

En ce qui concerne les autres variables de contrôle, nous constatons également des différences:

- la part des étrangers est beaucoup plus élevée dans l'échantillon luxembourgeois (27 %) que dans l'échantillon lorrain (7 %);
- dans l'échantillon lorrain, 53% des individus travaillent dans le secteur tertiaire, alors que dans l'échantillon luxembourgeois, cette proportion n'est que de 46 %;
- du point de vue matrimonial, nous constatons que l'échantillon lorrain comporte plus de personnes mariées (84 %) que l'échantillon luxembourgeois (63 %).

⁸ 1 Ecu = 6.9 FF; 1 Ecu = 42.4 Luf (Statec, 1996, p. i 30). Cette conversion en ECU n'a pas été appliquée lors des estimations des fonctions de gains qui ont été faites en logarithmes de francs français et de francs luxembourgeois.

- en ce qui concerne le type de contrat de travail, nous constatons une forte différence pour les deux échantillons, alors que dans le cas luxembourgeois seulement 17,6 % des individus travaillent sous contrat à durée déterminée, ce pourcentage augmente à 55,4 % pour le cas lorrain;
- la part de la population travaillant dans le secteur public est plus élevée dans l'échantillon lorrain (43 %) que dans l'échantillon luxembourgeois (28 %);

Par contre, pour deux variables, les différences entre les deux échantillons sont plutôt faibles :

- en ce qui concerne la taille (mesurée par le nombre de salariés) des employeurs, nous constatons dans le cas luxembourgeois que 80,3 % des individus travaillent dans des entreprises ayant plus de 55 salariés alors que, dans le cas lorrain, ce même pourcentage s'élève à 84,8 %;
- en ce qui concerne la répartition selon le sexe, nous constatons que 31 % de l'échantillon lorrain sont des femmes, alors que pour l'échantillon luxembourgeois ce même pourcentage s'élève à 29 %.

CHAPITRE III

Analyse des résultats empiriques

En analysant le tableau 1 de l'annexe, nous constatons d'abord que l'existence de l'effet individuel est confirmée par le test de Breusch-Pagan ($\chi^2(1) = 3646.2$; respectivement $\chi^2(1) = 1115.11$) et que les estimations MCO ne sont donc pas efficaces. De même, l'endogénéité de certaines variables explicatives est confirmée par le test d'Hausman: les $\chi^2(9)$ du test comparant les estimateurs "intra" à ceux des MCQG nous donnent des valeurs de 41.31, respectivement de 42.10, ce qui permet de rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle il n'y a pas de variables explicatives corrélées avec les effets individuels ; nous en concluons alors que les coefficients MCO et MCQG sont biaisés.

Pour les estimations HT et BMS, nous avons regroupé les variables de la façon suivante:

X1 = (nationalité, empsec, famstat); k1 = 3; variables exogènes variant dans le temps;

X2 = (cddid, fsize, pubpri, exppro, exppro2, effet conjoncturel); variables corrélées avec les effets individuels et variant dans le temps;

Z1 = (sexe); variable exogène constante dans le temps;

Z2 = ("éducation", effet de cohorte); g2 = 2; variables corrélées avec les effets individuels et constantes dans le temps;

et nous avons donc respecté la condition d'identification de HT : $k1 > g2$.

Il faut également souligner que, pour les deux estimations BMS, les instruments supplémentaires basés sur les variables exppro, exppro2 et scocon n'ont pu être utilisés vu qu'ils rendent la matrice singulière lors de l'estimation.

En considérant d'abord les variables du capital humain, nous observons un effet plus important sur les coefficients de l'échantillon luxembourgeois que sur ceux de l'échantillon lorrain.

Dans les deux cas, nous retrouvons le même phénomène déjà constaté dans de nombreuses études utilisant une méthode VI (Baltagi, Khanti-Akom, 1990; Boumahdi, Plassard, 1992; Boumahdi, Alban, 1997; Cornwell, Rupert, 1988; Guillotin, Sevestre, 1994; HT, 1981), à savoir que le coefficient de la variable "éducation" augmente par rapport à la méthode des MCO et que nous sommes donc en présence d'une corrélation négative entre le niveau d'éducation et l'effet individuel. Dans le cas luxembourgeois, le coefficient estimé⁹ passe de 5.8 % à 17.6 % lorsque nous utilisons la méthode BMS, alors que, dans le cas lorrain, nous ne constatons qu'une augmentation de 5.7 % à 9.4 %. En tenant compte de l'endogénéité des variables explicatives, nous constatons que l'investissement en formation initiale devient plus rentable au Luxembourg qu'en Lorraine, alors qu'au départ (méthode des MCO) nous avions une situation quasi identique.

⁹ Il s'agit du rendement moyen d'une année de formation indépendant des effets de cohorte et de conjoncture.

Nous pouvons donc conclure que dans les deux situations, l'effet des taux d'escompte subjectifs domine l'effet des capacités innées et, de plus, cette domination est nettement plus prononcée pour le Luxembourg que pour la Lorraine. L'influence des conditions d'offre (origine sociale et moyens financiers par exemple) ont une influence plus importante sur le rendement de l'éducation que les capacités individuelles. Si nous considérons le rendement de l'éducation comme une variable déterminante dans les choix éducatifs, nous constatons également que les conditions d'offre jouent un rôle plus important dans les choix éducatifs que les capacités innées, c'est-à-dire que les fonctions de demande de capital humain.

En ce qui concerne l'expérience professionnelle potentielle, nous constatons des coefficients MCO très faibles pour cette forme d'investissement en capital humain. En regardant les résultats plus en détail, nous notons une évolution identique pour les deux échantillons. Dans les deux cas, les coefficients estimés de la variable "expro" sont multipliés par quatre, respectivement par trois (MCO: 0.0171; BMS lux. : 0.0807, BMS lor. : 0.062), et nous constatons un allongement de la phase croissante du profil expérience-gains après endogénéisation des variables explicatives (maximum du profil expérience-gains: MCO lux. : 21.4 ans d'expérience, MCO lor. : 12.2 ans; BMS lux. : 40.4 ans, BMS lor. : 38.75 ans) dans les deux cas.

En comparant les profils estimés des deux échantillons, nous constatons que le maximum du profil expérience-gains est atteint plus tard pour l'échantillon luxembourgeois que pour l'échantillon lorrain. De même, nous constatons que l'effet de l'expérience professionnelle potentielle sur les gains devient plus important au Luxembourg qu'en Lorraine après endogénéisation des variables explicatives.

Selon ces estimations, il est donc plus favorable d'avoir une expérience professionnelle de longue durée au Luxembourg qu'en Lorraine.

En ce qui concerne l'effet de cohorte (variable "scocoh"), l'estimation par la méthode des variables instrumentales donne un coefficient positif (scocoh: 0.002) par rapport à l'estimation MCO dans le cas luxembourgeois, ce qui signifie que le rendement d'une année de formation supplémentaire augmente pratiquement d'un point tous les cinq ans.

Dans le cas lorrain, cette dépréciation du rendement par génération n'est pas significative après endogénéisation des variables explicatives.

Dans le cas luxembourgeois, l'effet conjoncturel (à l'exception de l'évolution des prix) ne semble pas avoir eu un impact positif sur le rendement de l'éducation pour la période 1986-1990, étant donné que ce coefficient n'est plus significatif après avoir appliqué la méthode BMS. Dans le cas lorrain, le coefficient BMS pour l'effet conjoncturel devient négatif.

En ce qui concerne l'importance et l'évolution de la signification des autres variables de contrôle, nous constatons des résultats divergents pour les deux populations.

Pour le panel ESEML, seuls le sexe et le type de contrat de travail ont une influence significative sur le logarithme du salaire après l'application de la méthode BMS. Les femmes ainsi que les salariés à contrat à durée déterminée semblent donc être moins bien payés par rapport aux hommes et à ceux qui ont un contrat à durée indéterminée, toutes choses égales par ailleurs.

Notons également que le coefficient BMS de la variable « pubpri » n'est pas significativement différent de celui obtenu par la méthode des MCO, ce qui suggère qu'il existe également une différence de salaire au détriment des individus travaillant dans le secteur privé.

Pour le cas lorrain, les coefficients significatifs estimés par la méthode des MCO des autres variables se situent en dehors des intervalles de confiance obtenus par la méthode BMS.

En ce qui concerne le panel PSELL I, il ne reste qu'une variable significative après l'application de la méthode des VI, à savoir le statut matrimonial. Le coefficient de cette variable a baissé par rapport à la méthode des MCO.

En ce qui concerne les variables dont la méthode BMS ne donne pas de coefficients significatifs, nous pouvons remarquer que, dans le cas luxembourgeois, le coefficient de la variable du sexe n'est pas significativement différent de celui estimé par la méthode des MCO étant donné que ce dernier est compris dans l'intervalle de confiance BMS. Par contre, pour les autres variables, cette dernière propriété n'est pas vérifiée.

CONCLUSION

Le but de notre étude était d'étudier le rendement de l'investissement en capital humain au Luxembourg et en Lorraine. La méthode retenue, dictée par les données empiriques disponibles, est celle des fonctions de gains. L'étude de l'investissement en capital humain s'est donc limitée à l'étude du rendement des années de formation initiale et de la formation professionnelle potentielle.

Dans les deux cas, les fonctions de gains ont été estimées à partir de données de panel ce qui nous a permis de tenir compte de deux biais qui affectent l'estimation des fonctions de gains, à savoir les biais dont l'un est dû aux capacités innées et dont l'autre est dû aux taux d'escompte subjectifs. Nous avons appliqué la méthode des variables instrumentales de Hausman et Taylor (1981) pour tenir compte de ces deux biais et pour obtenir des coefficients non biaisés.

Suite à l'application de cette méthode aux données disponibles, nous avons constaté dans les deux cas une forte augmentation des coefficients des variables du capital humain (années de formation et expérience professionnelle potentielle). Le biais dû aux taux d'escompte subjectifs semble donc dominer celui dû aux capacités innées, ce qui confirme les résultats d'autres études empiriques utilisant également des méthodes de variables instrumentales.

Néanmoins, l'effet est plus important pour les données luxembourgeoises que pour les données lorraines. Ce fait semble être dû à la plus grande dispersion des gains, des années de formation et de l'expérience professionnelle dans l'échantillon luxembourgeois par rapport à l'échantillon lorrain. Notre conclusion sera donc que l'investissement en capital humain au Luxembourg est plus rentable qu'en Lorraine. Ce constat peut justifier une politique éducative visant à développer une université au Luxembourg étant donné que la proximité d'instituts de formation supérieurs devrait influencer favorablement les décisions d'investir dans des formations supérieures des individus ayant des taux d'escompte subjectifs élevés, c'est-à-dire des individus d'origine sociale plus modeste.

A ce stade final de notre travail, il faut également relever les limites et extensions possibles de notre étude.

Nous étions contraints d'utiliser des panels courts (5 respectivement 4 ans) pour respecter une même période d'observation pour les deux échantillons. Un allongement de la période d'observation qui, malheureusement, n'est possible que pour l'échantillon luxembourgeois, devrait également améliorer les estimations.

En ce qui concerne les données empiriques proprement dites, il faut noter que ces données ont été collectées dans un but différent de celui d'une estimation de fonctions de gains. Il est donc normal que les informations disponibles ne correspondent pas tout à fait à la spécification théorique de la fonction de gains. Il s'agit essentiellement du problème de l'estimation de l'effet de l'expérience professionnelle, mais également pour les années de formation, des informations plus détaillées auraient pu approfondir notre analyse. Ainsi, nous aurions préféré disposer de l'expérience professionnelle réelle des individus, ainsi que de leurs éventuelles participations à des formations continues. Pour les années de formation, nous aurions préféré disposer également de l'information concernant les années redoublées et les formations abandonnées.

Pour le panel lorrain, la connaissance du fait d'être frontalier (vers le Luxembourg), phénomène important dans cette région, aurait pu améliorer l'analyse. Ce point mérite d'être signalé étant donné que ce phénomène a gagné en importance depuis le milieu des années quatre-vingt. Selon les résultats de notre étude, nous devrions constater une augmentation plus importante des frontaliers hautement diplômés par rapport à celle des frontaliers faiblement diplômés de la Lorraine vers le Luxembourg étant donné le différentiel de rendement entre ces deux espaces géographiques.

BIBLIOGRAPHIE

Amemiya Takeshi, MaCurdy Thomas E.(1986): "Instrumental-Variable Estimation of an Error-Components Model", *Econometrica*, Vol 54, N° 4, p. 869-880.

Baltagi Badi H.(2001): "Econometric Analysis of Panel Data", 2e édition Chichester, Wiley & Sons, p.257.

Baltagi Badi H.; Khanti-Akom Sophon (1990): "On Efficient Estimation with Panel Data: An Empirical Comparison of Instrumental Variables Estimators", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 5, p. 401-406

Becker Gary S.(1993): "Human Capital", 3rd Edition, Chicago, University of Chicago Press, p.390.

Becker Gary S.(1967): "Human Capital and the Personal Distribution of Income: An Analytical Approach." Woytinsky Lecture n° 1. Ann Arbor: University of Michigan; réédité dans G. Becker "Human Capital", 3rd Edition, 1993, p.108-158.

Boumahdi Rachid; Plassard Jean-Michel: "Note à propos du caractère endogène de la variable éducation dans la fonction de gains", *Revue économique*, 1992, N° 1, janvier p.145-156.

Boumahdi Rachid, Thomas Alban (1997): "The Returns to Education", Note du LIRHE, 248 (97--17), p. 60.

Breusch Trevor S., Mizon Graham E., Schmidt Peter (1989): "Efficient Estimation Using Panel Data", *Econometrica*, Vol. 57, N°3, p. 695-700.

Breusch Trevor S., Pagan A. R. : "The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics", *Review of Economic Studies*, 1980, 47, Vol. XLVII, p. 239-253.

Card David (1999): "The Causal Effect of Education on Earnings", in "Handbook of Labor Economics", Vol. 3, Edité par O. Ashenfelter et D. Card, Elsevier Science, p. 1801-1863.

Cornwell Christopher; Rupert Peter (1988): "Efficient Estimation with Panel Data: An Empirical Comparison of Instrumental Variables Estimators", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 3, p. 149-155.

Griliches Zvi (1977): "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems", *Econometrica*, Vol. 45, N° 1, p. 1- 22.

Guillot Yves, Sevestre Patrick (1994): "Estimations de fonctions de gains sur données de panel: endogénéité du capital humain et effets de sélection", *Economie et Prévision*, 1994-5, n° 116, p. 119-133.

Hausman Jerry A. (1978): "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, Vol. 46, N° 6, p.1251-1271.

Hausman Jerry A., Taylor William E. (1981): "Panel Data and Unobservable Effects", *Econometrica*, Vol. 49, No 6, p. 1377-1398.

INSEE Lorraine (1992, 1996): "Economie Lorraine", hors série: "Décennie 80", juillet 1992 et avril-mai 1996, N° 152/153.

Lang Kevin (1993): « Ability Bias, Discount rate bias and the Return to Education », Boston, Boston University Department of Economics, Unpublished Discussion Paper, p. 25.

Matyas Laszlo, Sevestre Patrick eds. (1996): "The Econometrics of Panel Data. A Handbook of Theory with Applications", 2nd revised edition, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers, p. 922.

Mincer Jacob (1974): "Schooling, Experience, and Earnings", Aldershot, Gregg Revivals, réédité en 1993, première publication 1974, NBER, p.152.

Riboud Michelle (1978): "Accumulation du capital humain", Paris, Economica, p.209.

Schmaus Günther, Riebschläger Marlis (1995): "PACO User Guide", Version 30.9.97; PACO Document n° 9, CEPS/INSTEAD; Luxembourg.

Statec (Ouvrage collectif réalisé par) (1999): "L'économie luxembourgeoise au 20e siècle", Luxembourg, Editions Le Phare, p. 551.

Weiss Yoram (1986): "The Determination of Life Cycle Earnings: A Survey", in "Handbook of Labor Economics", in O. Ashenfelter, R. Layard ed., Vol 1, Amsterdam, Elsevier Science Publishers BV, p.601-640.

Willis Robert (1986): "Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions" in "Handbook of Labor Economics" Vol. 1, Ashenfelter O., Layard R. (eds.), Amsterdam, Elsevier Science Publishers BV, p. 525-602.

ANNEXES

Variable	Définition
Log sal	Logarithme naturel du revenu du travail horaire après déduction des cotisations sociales
Log gatot	Logarithme naturel du revenu du travail horaire et du revenu de remplacement horaire éventuel après déduction des cotisations sociales
Ann. d'éd.	Nombre minimum nécessaire d'années d'études pour obtenir le diplôme déclaré
Exppro	Différence entre l'âge courant et l'âge au début de l'activité professionnelle
Exppro2	Carré de Exppro
Sexe	Hommes : 1 ; femmes : 2
Nat.	Luxembourgeoise resp. française : 1 ; autres : 2
Empsec	Secteur primaire et secondaire : 0 ; secteur tertiaire : 1
Famstat	Mariés : 0 ; pas mariés : 1
Cddid	Contrat à durée indéterminé : 0 ; contrat à durée déterminée : 1
Fsize	Entreprises < 55 salariés : 0 ; entreprises ≥ 55 salariés : 1
Pubpri	Secteur public : 0 ; secteur privé : 1
Scocoh	Années de formation*(année de naissance-1951)
Scocon(*)	Années de formation*(année d'observation-1986)

(*) : pour éviter les problèmes d'identification, nous avons également supposé que cette variable vaut 0 pour 1987.

Estimations des fonctions de gains. Données PACO. Variable dépendante : logarithme du salaire horaire actualisé.

Variables	MCO		MCQG		Intra		IV HT		IV	BMS
	Psell	Eseml	Psell	Eseml	Psell	Eseml	Psell	Eseml	Psell	Eseml
Constante	5.5262 (114.13)	3.2620 (34.15)	0.4023 (22.00)	1.0216 (19.14)	-	-	0.2580 (6.28)	0.6918 (5.18)	0.2857 (7.83)	0.7465 (6.76)
Années d'éducation	0.05823 (32.34)	0.05699 (15.19)	0.08489 (8.39)	0.06561 (9.39)	-	-	0.2023 (5.27)	0.1007 (3.91)	0.1755 (5.32)	0.0936 (4.60)
Exppro	0.01711 (7.18)	0.01711 (4.27)	0.0627 (9.82)	0.0277 (4.27)	0.0822 (12.26)	0.0667 (6.54)	0.0821 (10.95)	0.0663 (5.65)	0.0807 (10.83)	0.0620 (5.58)
Exppro2	-0.0004 (-9.62)	-0.0007 (-9.32)	-0.0009 (-9.15)	-0.0007 (-6.63)	-0.0010 (-10.42)	-0.0008 (-5.69)	-0.001 (-9.32)	-0.0008 (-4.92)	-0.0010 (-9.25)	-0.0008 (-5.02)
Sexe	-0.1198 (-9.87)	-0.1942 (-12.30)	-0.1074 (-3.08)	-0.1956 (-6.28)	-	-	-0.1121 (n.s.)	-0.1603 (-4.85)	-0.1091 (n.s.)	-0.1682 (-5.22)
Nationalité	-0.1669 (-12.99)	0.0397 (n.s.)	-0.0365 (n.s.)	-0.0091 (n.s.)	0.0129 (n.s.)	-0.0397 (n.s.)	0.0155 (n.s.)	-0.0225 (n.s.)	0.0028 (n.s.)	-0.0208 (n.s.)
Secteur sec./tertiaire	-0.0228 (-2.01)	-0.0258 (n.s.)	-0.0021 (n.s.)	-0.0336 (n.s.)	-0.0007 (n.s.)	-0.0619 (n.s.)	-0.0016 (n.s.)	-0.0535 (n.s.)	-0.0020 (n.s.)	-0.0453 (n.s.)
Statut matrimonial	-0.1213 (-10.00)	-0.0917 (-4.51)	-0.0525 (-2.84)	-0.0281 (n.s.)	-0.0468 (-2.76)	0.0335 (n.s.)	-0.0461 (-2.44)	0.0354 (n.s.)	-0.0466 (-2.48)	0.0206 (n.s.)
Type de contrat	-0.0975 (-6.89)	-0.0726 (-4.61)	0.0036 (n.s.)	-0.0566 (-4.08)	0.0100 (n.s.)	-0.0479 (-3.77)	0.0100 (n.s.)	-0.0481 (-3.28)	-0.0096 (n.s.)	-0.0480 (-3.28)
Taille de l'entreprise	0.1412 (10.53)	0.1161 (5.85)	0.0204 (n.s.)	0.0351 (n.s.)	0.0195 (n.s.)	-0.0194 (n.s.)	0.0195 (n.s.)	-0.0202 (n.s.)	0.0197 (n.s.)	-0.0187 (n.s.)
Secteur pub./pri.	-0.1787 (-13.55)	-0.0354 (-2.16)	-0.0324 (n.s.)	-0.0278 (n.s.)	-0.0200 (n.s.)	-0.0155 (n.s.)	-0.0204 (n.s.)	-0.0161 (n.s.)	-0.0216 (n.s.)	-0.0243 (n.s.)
Effet de cohorte	-0.0015 (-13.98)	-0.0022 (-10.64)	0.0006 (n.s.)	-0.0016 (-4.19)	-	-	0.0020 (2.05)	-0.0002 (n.s.)	0.0020 (2.19)	0.0002 (n.s.)
Effet conjoncturel	0.00274 (8.45)	0.0015 (3.78)	0.0011 (2.96)	0.0010 (2.45)	-0.0001 (n.s.)	-0.0017 (-2.80)	-0.0001 (n.s.)	-0.0017 (-2.40)	-0.00002 (n.s.)	-0.0014 (-2.07)
R2	0.52	0.42	0.50	0.41	0.07	0.03				
Test Breusch-Pagan	$\chi^2(1)=$ 3646.2	$\chi^2(1)=$ 1115.11	-	-	-	-	-	-	-	-
Test Hausman	-	-	$\chi^2(9)=$ 41.31	$\chi^2(9)=$ 42.10	-	-	$\chi^2(1)=$ 0.36	$\chi^2(1)=$ 0.14	$\chi^2(13)=$ 4.42	$\chi^2(13)=$ 6.81

n.s.: non significatif à 5% entre parenthèses : t de Student

Liste des publications du panel socio-économique des ménages *"Liewen zu Lëtzebuerg"*

DICKES P., HAUSMAN P., KERGER A. *Méthodologie générale et répertoire des variables - Année d'enquête : 1985 (Première vague)*. CEPS/INSTEAD, 1987, coll : Cahier PSELL n°1, 237p.

COURTOIS F., HAUSMAN P. *L'état de la pauvreté au Grand-Duché de Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 1987, coll : Cahier PSELL n°2, 46p.

HAUSMAN P. *Description des niveaux de vie et de bien-être économique dans les ménages résidant au Luxembourg - Année 1985-1987. Série "Niveau de vie" 1*. CEPS/INSTEAD, 1987, coll : Cahier PSELL n°3, 383p.

HAUSMAN P. *Niveaux de vie et de bien-être économique des ménages en 1985 : principaux résultats en 1985. Série "Niveau de vie" 2*. CEPS/INSTEAD, 1987, coll : Cahier PSELL n°4, 49p.

DICKES P. *Un indicateur pour mesurer la pauvreté objective : théorie et application dans la première vague du panel socio-économique Luxembourgeois - 1985*. CEPS/INSTEAD, 1987, coll : Cahier PSELL n°5, 59p.

DICKES P. *Un indicateur pour mesurer la pauvreté subjective. Théorie et application dans la première vague du panel socio-économique luxembourgeois : année d'enquête 1985 (première vague)*. CEPS/INSTEAD, 1988, coll : Cahier PSELL n°6, 54p.

DICKES P., TOURNOIS J. *Pratique de l'échelonnement multidimensionnel*. CEPS/INSTEAD, 1989, coll : Cahier PSELL n°7, 197p.

DICKES P. *Pauvreté et conditions d'existence : théories, modèles et mesures*. CEPS/INSTEAD, 1989, coll : Cahier PSELL n°8, 127p.

TOURNOIS J. *Logistique & documentation - Principes d'organisation de la documentation dans le panel*. CEPS/INSTEAD, 1988, coll : Cahier PSELL n°9, 74p.

TOURNOIS J. *Documentation transversale des variables 1985 : première vague*. CEPS/INSTEAD, 1988, coll : Cahier PSELL n°10, 398p.

WAGNER A. *Evolution d'un groupe de ménages pauvres entre 1985 et 1987*. CEPS/INSTEAD, 1989, coll : Cahier PSELL n°11, 157p.

KERGER A., DE WEVER R. *Description statistique des variables du questionnaire -1986- (deuxième vague)*. CEPS/INSTEAD, 1988, coll : Cahier PSELL n°12, 237p.

RAY J-C., JEANDIDIER B., CARVOYEUR S. *Activité féminine, isolement et prestations familiales: un premier parallèle Luxembourg- Lorraine. Annexes*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n° 13, 434p.

HAUSMAN P. *Le mode d'échantillonnage du panel "Liewen zu Lëtzebuerg" - Bilan des deux premières vagues*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°14, 75p.

DICKES P. *Analyse des données irlandaises (enquête pilote -1987) pour construire une échelle de pauvreté*. CEPS/INSTEAD, 1988, coll : Cahier PSELL n°15, 47p.

KERGER A. *La collecte des données en 1986 - Elaboration du questionnaire, déroulement de l'enquête, opérations de chiffrage*. CEPS/INSTEAD, 1989, coll : Cahier PSELL n°16, 95p.

SCHMAUS G. *Organisation der Daten des Luxemburger Haushaltspanels. (Eingabe, Speicherung und Analyse von Paneldaten)*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°17, 36p. (version anglaise: 17a).

GAILLY B. *MNDr, partition évaluée selon la méthode de Roubens et Libert*. CEPS/INSTEAD, 1989, coll : Cahier PSELL n°18, 30p.

GAILLY B., HAUSMAN P. *Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages en 1985 et 1986*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°19, 51p.

AUBRUN A., HAUSMAN P. *Les modes de garde des jeunes enfants*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n° 20, 97p.

HAUSMAN P. *Les indicateurs sociaux de pauvreté : Tableaux de base et documentation*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°21, 144p.

HAUSMAN P., SCHABER G. *Les personnes âgées et/ou retraitées au Luxembourg : leur environnement familial et leurs réseaux de solidarité*. CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n° 22, 64p.

HAUSMAN P., GAILLY B. *Examen des effets du phénomène d'attrition sur l'étude des revenus et de l'emploi - Années de références : 1985, 1986 et 1987*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n° 23, 48p.

DE WEVER R. *La constitution des fichiers de référence, nécessaire à l'étude du phénomène d'attrition*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°24, 27p.

GAILLY B., HAUSMAN P. *Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages en 1985 et 1987*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°25, 161p.

GAILLY B., HAUSMAN P. *Bilan de l'attrition au cours des trois premières vagues d'enquêtes : 1985/1986/1987*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°26, 16p.

HAUSMAN P. *Imputation des revenus manquants dans le panel socio-économique luxembourgeois*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°27, 24p.

WESTER J-J., avec la collaboration de AUBRUN A. *"PSELLDOC" Système documentaire pour le panel Luxembourgeois*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°28, 27p.

KERGER A. *Le déroulement de la collecte en 1987. Elaboration du questionnaire, déroulement de l'enquête, opération de chiffrement*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°29.

KERGER A. *La production des données : Vague 1988-1990*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n° 30, 60p.

DE WEVER R., KERGER A. *Description statistique des variables du questionnaire -1987- Troisième vague*. CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n°31, 247p.

HAUSMAN P., AUBRUN A., KERGER A. *Les ménages de retraités et les ménages d'actifs - Comparaison des niveaux de vie et des niveaux de dépenses. Série "Niveau de vie " 3*. CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n° 34, 91p.

SCHMAUS G. *Situation der Arbeitslosen in Luxemburg*. CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n° 35, 93p.

WAGNER A. *La recherche sur la pauvreté au Grand-Duché de Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL 36.

DELVAUX B. *La distribution des revenus entre ménages en 1986 - Une comparaison de statistiques Luxembourg - Lorraine - Belgique*. CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n° 38, 61p.

HAUSMAN P. *Efficacité de la sécurité sociale dans la lutte contre la pauvreté*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°39, 45p.

GAILLY B. *Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages de 1985 à 1988*. CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n°40, 210p.

BROWN J-C., WAGNER A., avec la collaboration de HAUSMAN P., KERGER A., MENARD G. *Projet de recommandation du conseil portant sur les critères communs relatifs à des ressources et prestations suffisantes dans les systèmes de protection sociale. Rapport préparatoire relatif au dispositif de suivi*. CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n° 42, 70p.

WAGNER A. *La loi sur le Revenu Minimum Garanti. Quelques avis du public*. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n° 43, 64p.

GAILLY B., HAUSMAN P. *L'endettement des ménages au Luxembourg 1985-1989. Série "Mode de vie"-1*. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n°45, 36p.

HAUSMAN P., avec la collaboration de LANGERS J. (STATEC) et du Ministère de la Famille et de la Solidarité. *Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg : Démographie-Famille I*. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n°46, 54p.

HAUSMAN P., VECERNIK J. avec la collaboration du Ministère de la Famille et de la Solidarité. *Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg : Revenus-Conditions de vie II*. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n°47, 63p.

GAILLY B. *Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages de 1985 à 1989*. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n°48, 241p.

GAILLY B., HAUSMAN P. *Luxembourg, 1985 à 1989, une vague d'endettement. Série "Mode de vie" - 2*. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°49, 29p.

HAUSMAN P. *Les Effets de la Protection Sociale dans la Communauté Européenne. Contribution au programme "Convergence en matière de Protection Sociale" (Commission C.E., DG V)*. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°50, 44p.

HAUSMAN P. *Situation démographique de l'Europe des Douze - EUR12*. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°51, 53p.

HAUSMAN P. *Les phénomènes associés au vieillissement de la population*. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°52, 40p.

GAILLY B. *Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages de 1985 à 1990*. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°53, 274p.

GAILLY B. avec la collaboration de LAVALLEE P. (Statistics-Canada) *Insérer des nouveaux membres dans un panel longitudinal de ménages et d'individus: simulations*. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°54, 49p. (Version anglaise disponible).

GAILLY B. *Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages de 1985 à 1991. Tome II*. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°55, 55p.

HAUSMAN P. *Evolution générale du revenu des ménages : 1978-1990. Série "Niveau de vie" 4*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°56, 122p.

GAILLY B. *1985-1990. Endettement et risques de surendettement. Série "Mode de vie" - 3*. CEPS/INSTEAD 1994, coll : Cahier PSELL n°57, 41p.

SCHABER G., BOUSCH P. *L'intégration sociale des personnes âgées au Grand-Duché de Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°58, 44p.

GAILLY B., LAVALLEE P. *Insérer un échantillon complémentaire dans un panel longitudinal de ménages et d'individus : simulations. (2e partie)*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°59, 41p.

GAILLY B. *Revenus et endettement. Série "Mode de vie" - 4*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°60, 32p.

JEANDIDIER B., POUSSING N. *Mesure de l'efficacité des transferts sociaux selon une approche en termes de sécurisation du niveau de vie des ménages : une analyse statique puis dynamique, appliquée au cas du Luxembourg et de la Lorraine*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°61, 58p.

AUBRUN A. *Budget temps des femmes : l'opinion des femmes*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°62, 42p.

GAILLY B. *Dispositif des pondérations des individus et des ménages de 1985 à 1992*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°63, 41p.

GAILLY B. *1985-1991. L'endettement au Luxembourg. Diffusion et concentration. Série "Mode de vie" - 5*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°64, 20p.

RIEBSCHLÄGER M. *La variance des estimateurs d'un panel ménage. La méthode des groupes aléatoires appliquée au panel luxembourgeois*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°65, 12p.

HAUSMAN P. *Etude comparative de l'efficacité de la protection sociale*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°66, 54p. (Version anglaise disponible).

SCHABER G., BOUSCH P. *Les politiques économiques et sociales et les personnes âgées au Grand-Duché de Luxembourg (Rapport national pour la Commission des Communautés Européennes)*. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n°67, 103p.

SCHABER G., BOUSCH P. *La mise en oeuvre des politiques sociales et économiques en faveur des personnes âgées au Grand-Duché de Luxembourg (Rapport national pour la Commission des Communautés Européennes et l'Observatoire Européen portant sur le vieillissement démographique et les personnes âgées)*. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n°68, 29p.

LEJEALLE B. *Actives, mais à quel prix ?* CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°69, 33p.

LEJEALLE B. *Les Luxembourgeoises moins actives que leurs homologues européennes. Etude comparative de la structure des ménages et de l'activité féminine au Luxembourg et dans six autres pays européens -(Suède, Pays-Bas, Belgique, Allemagne de l'Ouest, Allemagne de l'Est, Danemark et Grande-Bretagne)*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°70, 21p.

GAILLY B. *Les conditions de travail des personnes actives*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°71, 13p.

LEJEALLE B. *Etre au chômage au Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°72, 20p.

AUBRUN A. *Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg : 4. Place et rôle de la femme dans la société*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°73, 50p.

HAUSMAN P. en collaboration avec VECERNIK J. et le Ministère de la Famille et de la Solidarité. *Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg : 3. Revenus-Conditions de vie*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°74, 57p.

GAILLY B. *1985-1992. L'endettement au Luxembourg. Série "Mode de vie" - 6*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°75, 27p.

PELS M. *Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg: 5. Encadrement institutionnel de la femme luxembourgeoise : Conditions juridiques - Politiques visant la famille - Mesures relatives à la formation et à l'emploi - Services d'aide*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°76, 65p.

HAUSMAN P. *Le revenu des ménages. Evolution de 1985 à 1992. Série "Niveau de vie " 5*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°77, 61p.

LEJEALLE B. *Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg: 6. Les familles monoparentales au Luxembourg ou élever seule son enfant au Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°78, 33p.

HAUSMAN P. *L'évolution du niveau de vie des personnes au Grand-Duché de Luxembourg entre 1985 et 1992. Série "Niveau de vie " 6*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°79, 33p.

HAUSMAN P. *Le suivi des diplômés du BAC technique E.C.G. : Promotions 1987 à 1994*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°80, 69p.

KERGER A. en collaboration avec ARENDT N., FALCHERO L., MERTENS M. *Les demandeurs d'une admission en maison de soins. Les demandeurs d'une allocation de soins. Année 1994*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL N° 81, 64p. (publication à diffusion restreinte)

KERGER A. *Le maintien à domicile des personnes âgées - Analyse du fichier des clients de longue durée du Service d'Aides familiales/Aides seniors des régions nord, ouest et est*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n° 82, 44p.

HAUSMAN P. *Les dépenses : Structure et poids dans le revenu des ménages. Série "Mode de vie" 7*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n° 83, 97p.

GAILLY B. *Répertoire des poids individuels et des poids des ménages Psell 1985-1993*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°84, 12p.

GAILLY B. *Répertoire des poids individuels et des poids des ménages Psell 1985-1994*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°85, 12p.

GAILLY B. *Procédure de pondération de l'étude relative aux employées privées*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°86, 16p.

GAILLY B. *Revenu du travail des jeunes en 1993. Equivalents à ceux de leurs aînés ?* Document PSELL n°87, CEPS/INSTEAD, 1996, 11p.

AUBRUN A., LEJEALLE B., HAUSMAN P. *Les employées de statut privé occupées au Luxembourg. Enquête réalisée pour la Chambre des Employés Privés 1995-1996*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n° 88, 158p. (diffusion interne).

GAILLY B. *Les mariés de l'an 1989. Pondération de la cohorte de 1991 à 1994*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°89, 19p.

HAUSMAN P. *Le mode de vie des jeunes adultes : cohabitation avec les parents et départ du foyer parental. Série Mode de vie n° 8*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL N°90, 27p.

WAGNER A., SCHABER G. *Les mesures dans le domaine de l'emploi en faveur des groupes de personnes particulièrement désavantagées sur le marché du travail. Rapport sur le séminaire de suivi sur les décisions du Conseil de l'Union Européenne dans le domaine de l'emploi (Sommet d'ESSEN 1994)*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n° 91, 15p.

ZANARDELLI M. avec la participation du STATEC. *Les comportements de consommation au Luxembourg. Impact des caractéristiques socio-économiques des ménages selon différents niveaux d'agrégation des dépenses. Paru dans les Cahiers Economiques du STATEC. (Enquête Budgets des Ménages). Mode de vie n° 9*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n° 92, 65p. (diffusion interne).

LEJEALLE B. avec la participation du STATEC. *Les femmes et le chômage en 1994. Enquête Forces et Travail 1994*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n° 93, 60p.

GAILLY B. *Fondements méthodologiques de l'échantillon du PSELL n°2*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°94, 20p.

BORSENBURGER M., PELS M. *La politique familiale au Luxembourg - évolution au cours des cinq dernières années*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°95, 95p.

HAUSMAN P., LEJEALLE B. *Entre famille et activité professionnelle. Mode d'organisation des employées privées*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°96, 57p.

GAILLY B. *L'évolution de l'habitat au Luxembourg. 1985-1994. Série "Mode de vie " n°10*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°97, 42p.

KERGER A. *La mesure de la dépendance. Potentialités et limites du CTMSP pour son application au Grand-Duché de Luxembourg. Compte rendu de l'expérience-pilote réalisée au cours des mois de mai et juin 1996*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°98, 50p.

ZANARDELLI M. *Les comportements de consommation au Luxembourg. Une typologie des ménages. Série "Mode de vie " n°11*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°99, 28p.

Recueil d'études sociales 1996. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°100, 300p.

GAILLY B. *Compenser l'absence de nouveaux immigrants dans le PSELL.1 ?* Document PSELL n°101, 42p.

GAILLY B. *Représentativité et pondération des échantillons du PSELL2. 1994-1995*. CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°102, CEPS/INSTEAD, 1997, 42p.

GAILLY B. *Propriétaire ou locataire : quelles habitations ? 1985-1994*. CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°103, 45p.

LEJEALLE B. *Femmes au foyer*. CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°104, 54p.

GAILLY B. *L'endettement des ménages au Luxembourg en 1994. Série "Mode de vie n°13"*. CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°105, 39p.

GAILLY B. *Habiter au Luxembourg. Les travaux dans l'habitation. 1985-1994. Série "Mode de vie n°14"*. CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°106, 41p.

LEJEALLE B. en collaboration avec le SCRIPT/Ministère de l'Education Nationale et de la Formation Professionnelle. *Bacheliers, bachelères de la filière ECG*. CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°107, 41p.

AUBRUN A. *Les Luxembourgeois se sentent-ils en bonne santé et que font-ils pour la préserver ?* CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°108, 41p.

LEJEALLE B. *L'emploi du temps des femmes : un partage entre famille, ménage et activité professionnelle*. CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°109, 77p.

GAILLY B. *Représentativité et pondération des échantillons du PSELL 2. 1994-1996*. CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°110, 44p.

GAILLY B. *L'endettement des ménages au Luxembourg en 1996*. CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°111, 40p.

KLEIN C. *Eléments d'analyse économique des choix éducatifs au Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°112, 40p.

HAUSMAN P., LANGERS J., LEJEALLE B. *La discrimination salariale entre hommes et femmes employés privés*. CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°113, 68p. (diffusion interne)

AUBRUN A. *Les perspectives familiales : les femmes peuvent-elles choisir librement entre leur vie familiale et leur vie professionnelle ? Envisagent-elles de concilier les deux ? Comment ?* CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°114, 49p.

BERGER F., HAUSMAN P. *Revenu disponible et niveau de vie des ménages en 1996 et quelques aspects d'évolution : 1985-1996*. CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°115. (pas disponible).

BERGER F. *Habiter ou ne plus habiter chez ses parents*. CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°116. (pas disponible).

GAILLY B. *Représentativité et pondérations des échantillons du Psell 2. 1994-1997*. CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°117, 48p.

LEJEALLE B. *Entre activité professionnelle, activité familiale : les choix des femmes luxembourgeoises*. CEPS/INSTEAD, 1999, coll : Cahier PSELL n°118, 148p.

LEJEALLE B. *Les femmes du secteur des banques et des assurances*. CEPS/INSTEAD, 1999, coll : Cahier PSELL n°119, 62p.

BORSENBERGER M., LEJEALLE B. *La garde des enfants au Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 2000, coll : Cahier PSELL n°120, 44p.

JEANDIDIER B. en collaboration avec HAUSMAN P., VLEMINCKX K., DE WEVER R., ZANARDELLI M. *Dans quelle mesure les transferts de politique familiale et sociale réduisent-ils la fréquence et l'intensité de la pauvreté des enfants. Une comparaison France – Luxembourg – Etats-Unis*. CEPS/INSTEAD, 2000, coll : Cahier PSELL n°121, 44p.

BORSENBERGER M., BOUSCH P. *Situation de l'emploi à Dudelange. Analyse descriptive et dynamique. Rapport détaillé*. CEPS/INSTEAD, 2000, coll : Cahier PSELL n°122, 136p.

BORSENBERGER M., BOUSCH P. *Situation de l'emploi à Dudelange. Analyse descriptive et dynamique. Rapport de synthèse et tableau de bord*. CEPS/INSTEAD, 2000, coll : Cahier PSELL n°123, 50p.

LEJEALLE B. *Les différences salariales en 1995*. CEPS/INSTEAD, 2001, coll : Cahier PSELL n°124, 103p.

ZANARDELLI M., REINSTADLER A. *Passé professionnel et durée de chômage en Europe. Mise en lumière des effets de structure et d'hétérogénéité*. CEPS/INSTEAD, 2003, coll : Cahier. PSELL n°125a, 82p.

ZANARDELLI M., HAUSMAN P., RAY J-C., REINSTADLER A., *Passé professionnel et durée de chômage en Europe. Mise en lumière des effets de structure et d'hétérogénéité : Annexes*. CEPS/INSTEAD, 2003, coll : Cahier. PSELL n°125b, 219p.

BROSIUS J. *A la recherche des déterminants de la durée du chômage au Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 2001, coll : Cahier PSELL n°126, 64p.

KUEPIE M. *Evolution des configurations familiales des ménages au Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°127, 68p.

LEJEALLE B. *Formation initiale, formation professionnelle et profession*. CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°129, 56p.

KLEIN C. *Rendement moyen de l'éducation et l'effet des interruptions involontaires des carrières professionnelles sur le rendement de l'éducation*. CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°131, 33p.

RAY J-C. (Université Nancy 2 et CNRS) *Les gains d'activité des jeunes adultes européens sont-ils liés à la générosité des transferts sociaux ? Une analyse au moyen de modèles multiniveaux*. CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°132, 98p.

RAY J-C. (Université Nancy 2 et CNRS) *Application de modèles multiniveaux à la mesure du lien entre la générosité des transferts sociaux et les gains d'activité des jeunes adultes européens*. CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°133, 58p.

REINSTADLER A., BORSENBARGER M., CANTILLON B. (UFSIA, Université de Anvers), HAUSMAN P., JEANDIDIER B. (ADEPS, Université Nancy 2), PASSOT L. (UFSIA, Université de Anvers), RAY J-C. (ADEPS, Université Nancy 2). *Analyse comparative des effets de la politique familiale dans certains pays francophones*. CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°134, 110p.

REINSTADLER A., JEANDIDIER B. *Pauvreté des enfants dans l'Union Européenne et transferts sociaux : quels liens entre générosité, ciblage, efficacité, efficience et équité ?*, CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°135, 22p.

BORSENBARGER M. *Les solidarités des 45-64 ans avec leurs parents âgés*. CEPS/INSTEAD, 2003, coll : Cahier PSELL n°136, 75p.

KUEPIE M. *Le passage à l'âge adulte au Luxembourg : de la fin des études à la fondation de la famille*. CEPS/INSTEAD, 2003, coll : Cahier PSELL n°137, 39p.

REINSTADLER A., JEANDIDIER B., RAY J-C., KOP J-L. *Les enfants pauvres au Luxembourg et en Europe. Comment se positionne le Luxembourg, comparativement aux autres pays de l'Europe, du point de vue de la pauvreté des enfants ?* CEPS/INSTEAD, 2003, coll : Cahier PSELL n°138, 81p.

C. KLEIN. *La valorisation des compétences linguistiques sur le marché du travail luxembourgeois*. CEPS/INSTEAD, 2003, coll : Cahier PSELL n°139, 67p.

(Mai 2004)

