PANEL SOCIO-ECONOMIQUE

"LIEWEN ZU LËTZEBUERG"

DOCUMENT PSELL N° 112 AOUT 1998

ELEMENTS D'ANALYSE ECONOMIQUE DES CHOIX EDUCATIFS AU LUXEMBOURG

par

Carlo KLEIN

CEPS/Instead
Differdange
Grand-Duché de Luxembourg

1998

Présentation du programme P S E L L

Les informations présentées dans ce cahier proviennent du programme PSELL développé par la Division "Ménages" du C.E.P.S./Instead. Grâce à ce programme, 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 : 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, ...

Cette recherche a débuté en 1985 par des interviews auprès d'un échantillon de 6110 personnes réparties dans 2012 ménages. Chaque année, cette enquête est reprise et le même échantillon est suivi année après année. Bien sûr, cet échantillon évolue, tout comme la population du pays (naissances, mariages, décès, émigration, ...). En 1994, il était composé de 4966 personnes vivant dans 1809 ménages.

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 vie 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)
- Notes de Recherche
- PSELL INFO
- ECOCEPS.
- Population & Emploi - Série “Conditions de vie”

Pour plus d’informations
(I. BOUVY)
Tel: (00 352) 58 58 55- 513
Fax: (00 352) 58 55 60

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

Document PSELL N°112 - ISBN 2 - 87987 - 204 - 9 - 1998

SOMMAIRE

INTRODUCTION …… 4

CHAPITRE I **LA STRUCTURE DU MODELE DE CHOIX** …… 7

1. Les hypothèses générales du modèle …….. 9
2. La mesure de la rentabilité par les élasticités des gains par rapport aux niveaux de formation …… 10
3. Le choix en fonction du risque ……. 12
4. La modélisation des choix des individus …… 13

CHAPITRE II **CALCUL DU RENDEMENT DES FORMATIONS A PARTIR DU PANEL PSELL** …… 15

1. La construction de la fonction de gain …… 17
2. L'estimation des paramètres de la fonction de gain …… 21

CHAPITRE III **LES PROBABILITES DE REUSSITE** ……. 25

1. Les fréquences de réussite au niveau des formations supérieures …… 27
2. La détermination des probabilités de réussite à partir d'une régression logistique …… 28

CHAPITRE IV **ANALYSE DES DETERMINANTS DES CHOIX EDUCATIFS A PARTIR DU PANEL PSELL** …….. 33

CONCLUSION …….. 37

BIBLIOGRAPHIE ……... 39

INTRODUCTION

Discuter d'un point de vue économique de la formation des individus revient à reconnaître que cette dernière a une influence non négligeable sur l'activité économique en général, ainsi que sur la situation individuelle des agents économiques.

Notre travail concerne ce deuxième aspect en étudiant le comportement des agents économiques en matière éducative. Notre point de départ est la théorie du capital humain qui considère que les individus font des investissements en éducation en espérant en retirer des gains futurs.

Il s'agit de déterminer les facteurs qui permettent d'expliquer les raisons pour lesquelles un individu décide d'investir en éducation.

Le cadre de référence est donc la théorie du capital humain qui pose comme hypothèse fondamentale que l'éducation est considérée comme un investissement et non pas comme une consommation par l'agent économique. Dans ce contexte de choix d'investissement, nous allons concentrer notre analyse sur les facteurs influençant cette demande d'investissement et nous allons accorder un rôle actif à l'individu en supposant qu'il prend ses décisions en fonction de critères économiques, à savoir le rendement de son investissement en éducation et le risque lié à cet investissement.

L'individu agit donc dans une situation d'incertitude où il ne peut maximiser que l'espérance de son utilité sous certaines contraintes.

Nous allons construire un modèle de décision qui sera ensuite confronté aux observations empiriques du panel PSELL.

Ce modèle retiendra les deux critères de choix cités précédemment: le rendement des formations et le risque lié à ces formations.

L'approche retenue est du type hypothético-déductif où nous allons "confronter les prédictions d'un corps analytique avec des faits d'observation externe"[1]. Notre modèle théorique nous fournira donc des critères de choix qui seront testés grâce aux données du panel PSELL. A cette étape, il faudra "déterminer des contreparties susceptibles de faire l'objet de mesures"[2] en se basant sur les données statistiques disponibles. Nous expliciterons donc la construction des variables utilisées lors de la présentation des résultats statistiques qui devraient nous permettre de corroborer le modèle établi auparavant.

[1] M. Duru-Bellat, A.Mingat: "Vérification et falsification dans la recherche en éducation"; IREDU, CNRS/Université de Dijon, p. 10.
[2] voir supra note n° 1.

L’analyse empirique commencera par l’établissement d’une fonction de gain et une deuxième estimation permettra ensuite de déterminer des probabilités de réussite subjectives. Ces deux estimations se feront à partir des données du panel.

Dans une dernière phase, nous pourrons, en tenant compte des estimations précédentes, déterminer des probabilités subjectives de choix éducatifs et relever les facteurs ayant une influence sur ces choix individuels.

Dans cette première partie, nous allons présenter le modèle théorique, alors qu’on présentera la construction des variables ainsi que les résultats empiriques dans une deuxième partie.

CHAPITRE I

LA STRUCTURE DU MODELE DE CHOIX

I. LA STRUCTURE DU MODELE DE CHOIX

La présentation du modèle se fera en formulant d'abord les hypothèses sur lesquelles notre raisonnement sera basé et en développant ensuite les deux principaux critères de choix retenus, à savoir la rentabilité des études et le risque lié aux études. Finalement, nous présenterons la modélisation des choix effectués par les individus en matière éducative.

1. LES HYPOTHÈSES GÉNÉRALES DU MODÈLE

Comme nous l'avons déjà souligné dans l'introduction de ce travail, nous supposons que les individus prennent leurs décisions en considérant l'éducation comme un investissement. Sachant que le rendement de l'éducation ne se limite pas seulement à des aspects monétaires, nous allons retenir néanmoins pour l'analyse empirique uniquement cet aspect, en faisant l'hypothèse qu'il existe une corrélation positive entre le rendement monétaire et non monétaire de l'éducation. Le rendement monétaire sera donc considéré comme un indicateur représentatif du rendement global de l'éducation.

La rentabilité de l'investissement sera mesurée par les élasticités des gains par rapport à différents niveaux de formation en suppposant que les individus considèrent le rendement de façon objective, c.-à-d. qu'ils ne tiennent pas compte des différences de revenu liées à des caractéristiques personnelles ou liées à l'environnement dans lequel ils évoluent. Pour cette raison nous n'allons pas tenir compte de la dispersion des élasticités entre individus, mais nous présenterons uniquement des taux moyens pour les différents niveaux de formation retenus. La détermination de la rentabilité des formations par les élasticités nous permet de classer les niveaux de formation retenus en fonction de leur rendement ce qui sera un premier critère de choix pour les individus.

Le risque lié au marché du travail, c.-à-d. le risque d'être au chômage, est intégré dans le calcul des élasticités en tenant compte des gains des chômeurs. Cette prise en compte des gains des chômeurs doit en principe baisser les rendements estimés par rapport à une situation où ces derniers seraient estimés uniquement à partir de gains d'individus ayant un emploi.

Ensuite, nous allons retenir l'hypothèse que les individus prennent en considération le risque lié à la formation envisagée lors de leurs choix. L'analyse se fera pour des individus disposant d'un bac général ou technique et qui ont le choix entre continuer des études post-secondaires (universitaires ou non-universitaires) ou d'entrer immédiatement dans la vie active.

Nous allons construire un modèle proche du modèle de Cannings, Montmarquette et Mahseredjian (1995) en partant d'une fonction d'utilité espérée qui dépend de la réussite dans la formation envisagée par l'individu:

$$E(u_{ij}) = p_{ij}(x)\, t_{ij} + [1-p_{ij}(x)]t_{ij-1}$$

où p_j représente la probabilité de réussite dans la formation j, t_j étant l'élasticité du gain par rapport au niveau de formation j et x représentant des facteurs ayant une influence sur la réussite de l'individu i dans la formation j. t_{j-1} représente l'élasticité du gain associée au niveau de formation inférieur, si l'individu ne faisait pas d'études supplémentaires. La formation de référence sera la formation "enseignement complémentaire au plus" qui devrait en principe correspondre au minimum de formation atteint à la fin de la scolarité obligatoire.

2. LA MESURE DE LA RENTABILITÉ PAR LES ÉLASTICITÉS DES GAINS PAR RAPPORT AUX NIVEAUX DE FORMATION

Nous avons retenu une fonction de gain basée sur la fonction de gain de Mincer comme indicateur de rentabilité, vu que cette fonction tient compte non seulement des revenus futurs, mais également des coûts liés à l'investissement en capital humain. La critique formulée vis-à-vis de cette fonction comme indicateur de la rentabilité des études[1], doit être relativisée dans notre cas. En effet, nous retenons comme hypothèse que les individus comparent les revenus actuels pour faire leurs choix et qu'ils négligent les différences existant (capacités personnelles, situation financière et sociale etc.) entre les individus. Les coefficients estimés seront uniquement utilisés comme variables instrumentales, c.-à-d. qu'ils permettront d'établir un classement entre les différentes formations ; ils serviront ainsi comme critère de choix et n'expliqueront pas les différences de rendement selon les individus.

Pour cette même raison, nous supposons également que les biais liés aux coefficients estimés sont négligeables dans notre étude, sachant que les estimations des élasticités à partir de variables muettes d'une équation semi-logarithmique devraient se faire à partir de la formule:

$$g^* = \exp [\, c - 1/2\, V(c)] - 1$$

où g* représente l'estimateur du coefficient d'élasticité, c la variable muette de l'équation semi-logarithmique et V(c) la variance de c. Ce calcul permet de diminuer le biais entre les élasticités estimées et les élasticités réelles[2]. Etant donné que le biais en question ne devrait pas influencer les décisions des individus, nous n'avons pas effectué cette transformation des coefficients estimés.

Par contre, pour tenir compte de l'influence de la demande de diplômés sur le rendement de la formation, nous intégrons les revenus des demandeurs d'emploi dans l'estimation des coefficients.

[1] R. Willis, S. Rosen: "Education and Self-Selection", Journal of Political Economy, 1979, vol. 87, n° 5, pt. 2, p. S8.
[2] P. E. Kennedy: "Estimation with Correctly Interpreted Dummy Variables in Semilogarithmic Equations", American Economic Review, 1981, N° 71 (4), p.801.

A ce niveau de l'analyse, nous devons élargir la notion d'investissement en capital humain à l'expérience professionnelle acquise par les individus au cours de leur activité professionnelle. Etant donné que celle-ci contribue également à l'accumulation de capital humain d'un individu et contribue donc à l'augmentation de son salaire, nous devons l'intégrer dans l'analyse pour pouvoir distinguer la part du salaire qui est due à la formation initiale et la part du salaire qui est due à l'expérience professionnelle.

La formulation initiale proposée par Mincer établit une relation entre le logarithme du salaire et les années d'études, les années d'expérience professionnelle et le carré de l'expérience professionnelle:

$$\ln S = S0 + a*n + c*exp + d*exp^2 + u \;;$$

avec u représentant le résidu.

Cette fonction de base a été reformulée par Jarousse et Mingat[1] pour tenir compte de la décroissance des taux de rendement marginaux:

$$\ln S = S0 + a*n + b*n^2 + c*exp + d*exp^2 + u$$

Le coefficient **a** mesure le rendement moyen d'une formation, alors que le terme $b*n^2$ permet de calculer directement le rendement marginal décroissant d'une formation par la dérivation de ln S par rapport au nombre d'années d'études:

$$\frac{\delta \ln S}{\delta n} = a + 2b*n \quad \text{avec } b < 0$$

Etant donné que nous voulons estimer l'influence des niveaux de formation dans l'explication des choix des individus, nous retenons une fonction de gain où nous allons introduire les différents niveaux de formation comme variable polytomique ce qui nous permettra d'interpréter les coefficients obtenus comme les élasticités des gains par rapport aux différents niveaux de formation retenus, le niveau de formation de référence étant le niveau de formation " enseignement complémentaire au plus":

$$\ln S = S0 + \sum_{d=1}^{n} a_d * I + c*exp + d*exp^2 + u$$

où I représente les différents niveaux de formation (de 1 à n) retenus.

Une variable supplémentaire, notée G, sera introduite pour tenir compte du fait que le niveau moyen de scolarité des individus a augmenté au cours du temps (effet de génération):

$$\ln S = S0 + G + \sum_{d=1}^{n} a_d * I + c*exp + d*exp^2 + u$$

[1] J. - P. Jarousse, A. Mingat: "Un réexamen du modèle de gain de Mincer", Revue Economique, 1986, n° 6, novembre, p.999-1031.

Par contre, nous négligerons dans notre étude[1] les années redoublées ainsi que les années scolaires non sanctionnées par un diplôme, car nous supposons que dans leurs prévisions, les individus raisonnent en termes de diplômes obtenus et non pas en termes d'études entamées et non terminées.

3. LE CHOIX EN FONCTION DU RISQUE

Pour tenir compte de la notion de risque d'échec, nous allons d'abord calculer des fréquences de réussite pour les deux types de formation post-secondaire afin de déterminer ensuite des probabilités de réussite subjectives à partir de ces informations. Rappelons que le risque de chômage est intégré dans l'estimation de la fonction de gain.

Pour l'appréciation des résultats obtenus, nous allons distinguer deux niveaux d'analyse: le niveau secondaire et le niveau post-secondaire. Cette classification tient compte du fait que les individus sont obligés de réussir d'abord dans une formation secondaire pour pouvoir continuer au niveau post-secondaire. Les deux niveaux de formation secondaire (secondaire général et technique) présentent donc des valeurs d'options différentes: un diplôme de fin d'études secondaires générales devrait présenter pour les individus une valeur d'option supérieure à un diplôme de fin d'études techniques ou à un diplôme de l'enseignement professionnel. Cette constatation devrait être vraie aussi bien pour les individus se présentant sur le marché des formations post-secondaires que sur le marché du travail. De même, l'effet irréversible d'une formation générale devrait être plus faible que celui des autres formations du niveau secondaire.

Néanmoins nous ne pouvons utiliser ces fréquences de réussite telles quelles comme indicatrices de risque, car elles décrivent la sélection dans les différentes formations uniquement de façon externe, c.-à-d. elles représentent des taux de réussite moyens qui estiment " les chances de réussite dans les disciplines telles qu'elles sont organisées et en fonction de la population inscrite dans chacune d'entre elles"[2].

Pour améliorer l'analyse du risque encouru par les individus, nous allons suivre l'approche de M. Duru et A. Mingat en portant "au niveau individuel l'analyse de la réussite" et "en mettant en relation la probabilité individuelle de succès à l'intérieur de chaque discipline avec les caractéristiques de l'étudiant pertinentes pour l'expliquer".

La construction de telles probabilités devient nécessaire pour deux raisons:

- les taux moyens de réussite ne tiennent pas compte des différences significatives entre individus;
- les taux moyens de réussite ne considèrent que les individus effectivement inscrits dans une formation, alors que les individus font leurs choix avant de s'engager dans une formation.

[1] voir supra, note n° 5, p. 1009-1020.
[2] M.Duru, A. Mingat:"Comportement des bacheliers: Modèle de choix de disciplines", Consommation n° 3-4, 1979, p. 245-262.

Ces probabilités seront déterminées à l'aide d'une régression logistique qui tiendra compte de l'influence de certaines variables significatives sur l'appréciation du risque par les individus.

Nous retiendrons des variables représentant les capacités personnelles et des variables représentant l'influence de l'origine sociale sur ces choix.

4. LA MODÉLISATION DES CHOIX DES INDIVIDUS

Compte tenu de la structure des données empiriques, nous allons étudier les choix qu'effectuent les individus à la fin de leur scolarité secondaire, à savoir le choix entre continuer des études post-secondaires de niveau universitaire ou non universitaire, ou s'engager directement dans la vie active.

L'individu s'engage donc dans des études supérieures si l'utilité espérée de ces études dépasse l'utilité espérée de ne pas faire d'études supérieures:

$E(u_{ij}) \geq E(u_{ij-1})$

En reprenant les hypothèses de Cannings, Montmarquette et Mahseredjian, nous supposons également que l'utilité espérée peut être exprimée comme une fonction linéaire de la prévision individuelle de succès $p(x_{ij})$ dans la formation envisagée et des caractéristiques individuelles z_i de l'individu. Les erreurs ε_{ij} sont supposées suivre une loi normale de moyenne 0 et d'écart-type 1:

$u_{ij} = \alpha\, p(x_{ij}) + \beta\, z_i + \varepsilon_{ij}$

L'utilité étant inobservable, nous pouvons uniquement observer le choix effectué par l'individu et conclure qu'en cas d'engagement dans des études supérieures, l'utilité espérée par l'individu est supérieure par rapport à l'utilité en cas d'entrée immédiate dans la vie active:

$E(u_{ij}) \geq E(u_{ij-1})$

avec $E(u_{ij})$ représentant l'utilité espérée d'études post-secondaires et $E(u_{ij-1})$ représentant l'utilité espérée du diplôme actuel (secondaire général ou secondaire technique).

Si y_{ij} représente le choix de l'individu, cette variable prend soit la valeur 1 en cas où l'individu a décidé de poursuivre des études supérieures, soit la valeur 0 lorsqu'il a décidé d'entrer dans la vie active:

$y_{ij} = 1$, si $E(u_{ij}) \geq E(u_{ij-1})$
$y_{ij} = 0$, dans le cas inverse.

Si l'individu décide de poursuivre des études post-secondaires, alors on peut supposer qu'en cas d'engagement dans des études universitaires, l'utilité espérée de telles études est supérieure à l'utilité espérée d'études non-universitaires et à l'utilité espérée en cas d'entrée immédiate dans la vie active:

$E(u_{ij}'') \geq E(u_{ij}') \geq E(u_{ij-1})$

avec $E(u_{ij}'')$ représentant l'utilité espérée d'un diplôme universitaire et $E(u_{ij}')$ représentant l'utilité espérée d'un diplôme d'études supérieures non-universitaires.

Si y_{ij} représente à nouveau le choix de l'individu, cette variable prend soit la valeur 1 en cas où l'individu a décidé de poursuivre des études universitaires, soit la valeur 0 lorsqu'il a décidé de poursuivre des études supérieures non-universitaires:

$y_{ij} = 1$, si $E(u_{ij}'') \geq E(u_{ij}')$
$y_{ij} = 0$, dans le cas inverse.

Il s'agit donc de déterminer les facteurs ayant une influence sur les choix des individus à la fin de leur scolarité secondaire. Cette estimation se fera à nouveau à l'aide d'une régression logistique qui déterminera les variables ayant une influence significative sur les décisions des individus.

CHAPITRE II

CALCUL DU RENDEMENT DES FORMATIONS A PARTIR DU PANEL PSELL

II. CALCUL DU RENDEMENT DES FORMATIONS A PARTIR DU PANEL PSELL

1. LA CONSTRUCTION DE LA FONCTION DE GAIN

Pour estimer la relation entre le gain et le niveau de formation ainsi que l'expérience professionnelle, nous utilisons une fonction de gain type Mincer, mais en remplaçant les années scolaires par une variable polytomique représentant les différents niveaux de formation en prenant une formation au moins égale au niveau complémentaire comme niveau de référence. Cette modification par rapport au modèle de base nous permet de tenir compte de l'aspect qualitatif des formations : deux formations de même durée n'ont pas forcément la même qualité et devraient entraîner des gains futurs différents. En plus, une telle fonction nous permet de comparer directement la rentabilité des différentes formations retenues.

De même, nous allons tenir compte de l'effet de génération dans notre fonction de gain ; en d'autres termes, nous allons tenir compte du fait que le niveau de formation moyen diffère dans le temps.

Etant donné que l'observation des individus se limite à dix ans, nous ne pouvons pas reconstruire des profils âge-gain complets et nous avons donc opté pour une solution où nous estimerons les paramètres de la fonction de gain en coupe transversale au début (1985), au milieu (1990) et à la fin (1994) de la période d'observation pour les individus considérés comme "adultes"[1] et exerçant une activité professionnelle ou étant à la recherche d'un emploi. Il s'agit donc des individus considérés comme "adultes" en 1985 et de tous ceux qui ont quitté le système scolaire au cours de la période d'observation. La diminution du nombre d'individus au cours des années est expliquée par l'attrition, c.-à-d. par la disparition (mort, départ à l'étranger) ou par la non-réponse des individus appartenant au panel.

Les hypothèses retenues pour appliquer une fonction de gain type Mincer[2] peuvent être résumées de la façon suivante:

- Les individus se différencient uniquement par le niveau de formation, par l'âge et par la durée de leur expérience professionnelle.
- A long terme, l'économie en général ainsi que la population, tendent vers l'équilibre au niveau agrégé, il n'y a pas de gains de productivité.
- La population croît à un taux constant et sa structure par âge reste stable.
- Le seul coût de la formation est le manque à gagner.
- Les individus entrent immédiatement à la fin de leur scolarité sur le marché du travail.
- La durée de travail (en années) est indépendante du niveau de formation.
- La durée de travail mensuelle est identique pour chaque individu.

[1] Un individu est considéré comme "adulte" lorsqu'il ne poursuit plus d'études à plein temps.
[2] R. J. Willis: "Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions", in O. Ashenfelter, R. Layard: "Handbook of Labor Economics", Vol. 1, Elsevier Science Publisher, 1986, p. 521.

1.1 LES GAINS

Pour déterminer les gains des individus, nous avons retenu tous les revenus rémunérant le facteur travail, à savoir (revenus mensualisés):

- salaire
- prime de fin d'année
- salaire en nature
- bénéfice agricole
- bénéfice industriel ou commercial
- bénéfice des professions libérales
- revenu minimum garanti (RMG)
- indemnité de chômage
- salaire d'apprenti
- solde (uniquement pour 1985).

Tous les gains retenus sont des gains nets, c.-à-d. après déduction des charges sociales et impôts.

Dans une première étape, les informations du panel nous ont permis de calculer des gains horaires en tenant compte des heures de travail déclarées par les actifs. Nous avons ensuite éliminé les actifs qui n'ont pas déclaré de revenus ou d'heures de travail.

Pour les chômeurs (inscrits et non inscrits à l'Administration de l'Emploi), nous avons divisé leurs revenus mensualisés par le nombre fictif d'heures de travail mensuelles.

Nous faisons donc implicitement l'hypothèse que les chômeurs recherchent des emplois à plein temps et que leurs revenus correspondraient à des occupations fictives de plein temps ce qui peut mener à une sous-estimation des gains horaires des chômeurs. Etant donné le faible niveau de chômage (notamment en 1985 et 1990), cette sous-estimation ne devrait que faiblement biaiser les estimations des coefficients de la fonction de gain.

Malgré cette possibilité de biais, nous maintiendrons les informations concernant les chômeurs dans notre estimation pour tenir compte du risque lié à la situation du marché du travail. Nous supposons que les revenus des chômeurs sont plus faibles que ceux des actifs pour un même niveau de formation. Cette différence devrait faire baisser les coefficients estimés et devrait refléter la prise en compte du risque de chômage par les individus.

Dans une deuxième phase, nous avons estimé la même fonction à partir des gains mensualisés sans tenir compte des heures de travail déclarées par les individus. Dans cette étude, nous ne présenterons que ce deuxième cas de figure.

1.2. LES NIVEAUX DE FORMATION

En ce qui concerne les niveaux de formation, nous nous sommes basés sur la classification des formations retenue par le CEPS, à savoir:

- pas de formation
- niveau primaire
- niveau complémentaire
- niveau école professionnelle
- niveau école technique
- niveau secondaire inférieur
- niveau secondaire supérieur
- niveau supérieur non-universitaire
- niveau supérieur universitaire

Pour construire notre variable polytomique, nous avons pris comme référence le niveau “enseignement complémentaire au plus” qui regroupe les trois premiers niveaux de la classification du panel. Ce choix se justifie à nos yeux pour deux raisons:

- l’enseignement complémentaire représente en principe le niveau de formation qui correspond à la fin de la scolarité obligatoire;
- les régressions multiples distinguant le niveau complémentaire du niveau primaire, ne fournissent pas de coefficients significatifs pour le seul niveau complémentaire.

Remarquons encore que dans la suite de notre étude, nous utiliserons le terme de “formation de niveau complémentaire” indifféremment pour l’ancienne appellation “enseignement complémentaire” faisant partie de l’enseignement primaire et pour la nouvelle appellation “enseignement préparatoire” intégré à l’enseignement technique et professionnel, mais qui représente en fait le même niveau de formation que l’ancienne appellation.

1.3. L’EXPÉRIENCE PROFESSIONNELLE

Pour déterminer le nombre d’années d’expérience professionnelle, nous avons calculé la différence entre l’âge des individus et leur âge au moment de leur premier emploi, en faisant l’hypothèse qu’il n’y pas de périodes d’inactivité pendant la vie active.

Nous négligeons la distinction entre expérience professionnelle générale, transférable d’une entreprise à l’autre, en cas de changement d’emploi, et expérience professionnelle spécifique augmentant la productivité de l’individu uniquement dans l’entreprise dans laquelle il l’a acquise.

1.4. L'EFFET DE GÉNÉRATION

Par effet de génération, nous entendons le fait que le niveau moyen de scolarisation d'une population augmente au cours du temps. Cette augmentation de niveau modifie la structure de la concurrence entre diplômés entrant sur le marché du travail.

Pour tenir compte de cette évolution de la concurrence, nous avons retenu comme indicateur, l'âge des individus au moment de leur entrée sur le marché du travail, ce qui permet de positionner un individu par rapport à l'ensemble des individus entrant sur le marché du travail à un moment donné.

1.5. REMARQUES CONCERNANT LES ESTIMATIONS DU RENDEMENT DES FORMATIONS

L'estimation du rendement par une fonction de gain peut être critiquée notamment à cause des problèmes de perturbations[1] qui existent lors de telles estimations. Ces perturbations sont dues au fait que certaines aptitudes et certaines ressources personnelles ne sont pas mesurées par ces estimations étant donné qu'on ne considère que les niveaux de formation et l'expérience professionnelle dans les formulations de base. De même, on peut supposer une certaine corrélation entre l'accumulation de capital humain et les aptitudes personnelles individuelles ainsi qu'entre l'accumulation de capital humain initial et l'accumulation de capital humain pendant la phase active des individus.

D'autres effets dus au marché du travail, à part le chômage, peuvent également influencer les estimations comme, par exemple, les politiques salariales des entreprises.

Etant conscient de ces imperfections, nous utiliserons les estimations uniquement comme variables instrumentales permettant d'expliquer les choix individuels en fonction de la rentabilité envisagée des différentes formations.

[1] Y. Guillotin, P. Sevestre: "Estimation de fonctions de gains sur données de panel: endogénéité du capital humain et effets de la sélection", Economie et Prévision, n° 116, 1994-5, p. 120-133.

2. *L'ESTIMATION DES PARAMÈTRES DE LA FONCTION DE GAIN*

Dans ce paragraphe, nous allons présenter d'abord une analyse descriptive des données retenues pour les régressions avant de passer à la présentation des résultats obtenus.

2.1. ANALYSE DESCRIPTIVE DE L'ÉCHANTILLON

Nous avons distingué les individus ayant un emploi et ceux recherchant un emploi. Cette répartition nous permet d'apprécier le risque de chômage à partir des informations du panel.

De même, nous avons présenté la composition des échantillons en fonction du sexe des individus. Cette répartition peut être utilisée lors de l'interprétation des résultats des régressions.

Ces répartitions sont présentées pour les différents niveaux de formation retenus.

Tableau 1
Les effectifs 1985: cas des gains mensuels

Formation	*Individus ayant un emploi*	*Individus à la recherche d'un emploi*	*Hommes*	*Femmes*
compl. au plus	940	11 (1,57 %)	658 (69,19 %)	293 (30,81 %)
sec. inf.	203	2 (0,98 %)	107 (52,20 %)	98 (47,80 %)
niv. prof.	610	7 (1,13 %)	455 (73,74 %)	162 (26,26 %)
niv. tech.	178	2 (1,11 %)	139 (77,22 %)	41 (22,78 %)
niv. sec.	246	1 (0,4 %)	138 (55,87 %)	109 (44,13 %)
niv.sup non-u.	75	0	48 (64 ,0 %)	27 (36,0 %)
niv. uni.	118	1 (0,84 %)	93 (78,15 %)	26 (21,85 %)
TOTAL	**2370**	**24 (1,0 %)**	**1638 (68,42 %)**	**756 (31,58 %)**

Tableau 2
Les effectifs 1990: cas des gains mensuels

Formation	*Individus ayant un emploi*	*I est chômeur*	*Hommes*	*Femmes*
compl. au plus	644	11 (1,68 %)	441 (67,33 %)	214 (32,67 %)
sec. inf.	114	3 (2,56 %)	62 (52,99 %)	55 (47,01 %)
niv. prof.	510	1 (0,20 %)	373 (72,99 %)	138 (27,01 %)
niv. tech.	170	3 (1,73 %)	115 (66,47 %)	58 (33,53 %)
niv. sec.	119	0	66 (55,46 %)	53 (44,54 %)
niv.sup non-u.	57	0	31 (54,39 %)	26 (45,61 %)
niv. uni.	102	0	72 (70,59 %)	30 29,41 %)
TOTAL	**1727**	**18 (1,03 %)**	**1169 (66,99 %)**	**576 (33,01 %)**

Tableau 3
Les effectifs 1994: cas des gains mensuels

Formation	*Individus ayant un emploi*	*Individus à la recherche d'un emploi*	*Hommes*	*Femmes*
compl. au plus	566	17 (2,92 %)	372 (63,81 %)	211 (36,19 %)
sec. inf.	129	1 (0,77 %)	71 (54,62 %)	59 (45,38 %)
niv. prof.	516	5 (0,96 %)	382 (73,32 %)	139 (26,68 %)
niv. tech.	264	8 (2,94 %)	173 (63,60 %)	99 (36,40 %)
niv. sec.	161	1 (0,62 %)	92 (56,79 %)	70 (43,21 %)
niv.sup non-u.	81	1 (1,22 %)	46 (56,79 %)	36 (43,21 %)
niv. uni.	120	2 (1,64 %)	84 (68,85 %)	38 (31,15 %)
TOTAL	**1837**	**35 (1,87 %)**	**1220 (65,17 %)**	**652 (34,83 %)**

2.2. LES RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS

En comparant les effectifs du paragraphe précédent aux effectifs des régressions, nous constatons que ces derniers sont légèrement inférieurs ce qui s'explique par la pondération qui est affectée aux individus lors des calculs.

Tableau 4
L'influence du diplôme obtenu et du niveau relatif de formation sur les revenus du travail (gains mensualisés)

	1985	**1990**	**1994**
Constante	9.650 (183.067)	9.641 (113.463)	9.764 (82.669)
G[1] t	0.01443 (5.667)	0.02888 (6.796)	0.02986 (5.081)
N3 (sec.inf.) t	0.277 (7.710)	0.298700 (5.844)	0.379 (5.648)
N4 (niv. prof.) t	0.241 (9.956)	0.311810 (10.072)	0.317 (7.397)
N5 (niv. tech.) t	0.374 (9.907)	0.358 (7.789)	0.320 (6.206)
N6 (niv. sec.) t	0.456 (13.640)	0.474 (8.752)	0.507 (7.802)
N7 (niv.sup.non-u.) t	0.584 (11.041)	0.664 (9.746)	0.662 (8.142)
N8 (niv. sup. u.) t	0.746 (16.415)	0.679 (10.923)	0.658 (8.583)
EXPPR85 t	0.04590 (16.120)	0.04325 (9.786)	0.04609 (8.622)
EXPPR852 t	-0.00073 (-10.954)	-0.00064 (-6.588)	-0.00070 (-5.964)
R2 ajusté	0.306	0.285	0.208
F	118.189	76.022	48.141
Nombre de cas	2394	1696	1620

1: Age au début de l'activité professionnelle.

Dans ce cas de figure, nous observons les faits suivants:

- l'influence de l'expérience professionnelle reste assez stable au cours des années;
- en ce qui concerne l'évolution du rendement des différents niveaux de formation, nous constatons une certaine instabilité du rendement dans le temps, sauf pour les niveaux de formation "professionnelle" et "technique";
- pour la formation "professionnelle", nous constatons une amélioration continue du rendement pour la période étudiée;
- pour la formation "technique", nous constatons une dégradation;
- le rendement d'une formation universitaire dépasse celui d'une formation supérieure non-universitaire pour les deux premières estimations, par contre pour 1994, nous constatons un renversement de la situation.

CHAPITRE III

LES PROBABILITES DE REUSSITE

III. LES PROBABILITES DE REUSSITE

Après avoir analysé le rendement des formations scolaires, nous allons maintenant analyser le deuxième facteur de décision, à savoir le risque d'échec lié aux différents types de formation.

Dans ce document, nous ne présenterons que les résultats pour l'ensemble des formations post-secondaires.

Nous verrons d'abord les fréquences de réussite pour l'enseignement supérieur en général, et ensuite nous passerons aux déterminants de la réussite en tenant compte de certaines caractéristiques personnelles des individus.

1. LES FRÉQUENCES DE RÉUSSITE AU NIVEAU DES FORMATIONS SUPÉRIEURES

Les fréquences de réussite nous serviront comme indicateurs pour apprécier le risque lié aux différentes formations. Nous supposons que plus une formation est considérée comme difficile, plus le taux de réussite dans cette formation est faible.

1.1. CONSIDÉRATIONS GÉNÉRALES

Pour notre analyse, nous avons retenu tous les individus qui, au cours de la période d'observation, finissent leurs études secondaires et qui s'engagent dans des études supérieures. Plus tard, au moment de leur entrée dans la vie active, nous considérerons leur formation scolaire achevée.

1.2. LA RÉUSSITE EN FONCTION DES CARACTÉRISTIQUES PERSONNELLES DES INDIVIDUS

Pour caractériser les individus retenus, nous considérons des variables personnelles ainsi que des variables socio-économiques.

Au niveau des variables personnelles, nous retenons le sexe, la nationalité ainsi que l'âge au moment de la fin des études secondaires.

Les deux premières variables nous permettent de déterminer s'il existe une discrimination selon le sexe ou selon la nationalité des individus, alors que l'âge devrait être un indicateur des capacités intellectuelles des individus. Un individu qui obtient son diplôme de fin d'études secondaires à dix-neuf ans (âge normal sans redoublement) est supposé être plus intelligent qu'un individu obtenant ce même diplôme à un âge plus élevé.

Au niveau des variables socio-économiques, nous retenons le revenu du ménage ainsi que le nombre d'enfants du ménage comme variables déterminantes.

Le revenu du ménage sera utilisé comme indicateur de niveau de vie du ménage alors que le nombre d'enfants du ménage nous permettra d'apprécier l'arbitrage des parents entre quantité et qualité de leurs enfants.

2. LA DÉTERMINATION DES PROBABILITÉS DE RÉUSSITE À PARTIR D'UNE RÉGRESSION LOGISTIQUE

Nous allons d'abord présenter les raisons pour lesquelles nous avons retenu la forme logistique pour déterminer les probabilités individuelles de réussite, ensuite nous justifierons notre choix des variables et finalement nous commenterons dans un dernier paragraphe les résultats obtenus.

2.1. PRÉSENTATION DE LA FONCTION LOGISTIQUE RETENUE

Etant donné que nous nous intéressons à une situation où la variable dépendante, à savoir la réussite scolaire, est dichotomique, l'estimation de cette variable sera une probabilité pouvant varier entre 0 et 1.

Pour cette raison, nous ne pouvons utiliser la méthode de la régression multiple, car dans ce cas les valeurs estimées ne se limitent pas forcément à des valeurs appartenant à l'intervalle [0,1] . Il faut donc appliquer un modèle non-linéaire et nous avons retenu la régression logistique où la fonction à estimer est du type:

$$Y_i = \frac{1}{1 + e^{-(a + \Sigma\, bj*xi)}}$$

où Y_i représente la probabilité individuelle de réussite, **a** une constante du modèle, **bj** les coefficients à estimer et **x** les caractéristiques personnelles de l'individu i[1].

Dans le cas d'une telle régression logistique, les paramètres du modèle sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance : les coefficients retenus sont ceux qui rendent les résultats observés les plus probables.

[1] A. Mingat: "Enquête longitudinale 2. La première année d'études. La réussite, l'abandon, l'échec", Cahier de l'Iredu, n°23, novembre 1976, p. 4-8.

2.2. L'ESTIMATION DES PARAMÈTRES

Nous avons retenu dans une première phase cinq caractéristiques individuelles, à savoir le sexe, la nationalité, le nombre d'enfants du ménage, l'âge des individus et le revenu du ménage.

a) Le sexe

Nous avons défini une variable catégorielle qui nous permettra de comparer l'influence du sexe féminin sur les chances de réussite, le sexe masculin étant la catégorie de référence.

b) La nationalité

Vu le nombre réduit d'individus, nous avons retenu la seule distinction entre Luxembourgois et étrangers, la nationalité luxembourgeoise étant la catégorie de référence.

c) Le nombre d'enfants du ménage

Pour cette variable, nous distinguons le cas des enfants uniques et le cas des enfants issus d'un ménage ayant plus d'un enfant. Etant donné la faible natalité au Luxembourg, nous avons choisi le cas d'un enfant unique comme catégorie de référence. Nous considérons également l'année 1985 comme année de référence pour classer les individus en fonction du nombre d'enfants du ménage.

d) L'âge des individus

Nous avons utilisé l'âge comme indicateur des capacités intellectuelles des individus. Pour cette raison, nous avons choisi de retenir l'âge des individus au moment de leur passage de l'enseignement secondaire à l'enseignement supérieur en supposant que l'âge normal à ce stade est 19 ans. Ensuite, nous avons distingué les individus ayant au plus 19 ans et les individus ayant plus de 19 ans au moment de la fin de leur formation secondaire.

La première catégorie d'individus a été retenue comme catégorie de référence.

e) Le revenu du ménage.

Nous avons considéré le revenu du ménage dont fait partie l'individu comme indicateur de bien-être économique de ce ménage.

Nous avons retenu le revenu du ménage au moment où les individus s'engagent dans des études supérieures. Etant conscient du problème qu'une observation unique de revenu risque d'être un indicateur faible du bien-être économique du ménage[1], nous maintiendrons malgré tout cet indicateur pour deux raisons:

[1] B. Wolfe, R. Haveman, D. Ginther, C. B. An: "The "Window problem" in Studies of Children's Attainments: A Methodological Exploration", Journal of the American Statistical Association, September 1996, Vol. 91, N° 435, Applications & Case Studies, p. 970-977.

- l'observation du revenu sur toute la période risquerait d'éliminer encore plus d'individus,
- de plus, la période d'observation ne serait pas homogène : pour certains individus, on observerait essentiellement les revenus du ménage après le début de leurs études supérieures y compris éventuellement leurs propres revenus après la fin de leurs études, alors que pour d'autres individus on observerait essentiellement les revenus du ménage avant le début de leurs études supérieures.

Nous avons regroupé ensuite les revenus déclarés par les ménages par rapport au salaire social minimum de 1994. Nous avons retenu trois catégories de revenus:

- les revenus inférieurs ou égaux au double du salaire social minimum de 1994,
- les revenus compris entre le double du salaire social minimum de 1994 et le triple de ce salaire,
- les revenus supérieurs au triple du salaire social minimum de 1994.

Les revenus déclarés ont été ramenés à la base 1994 par pondération par l'indice des prix à la consommation.

2.3. LES RÉSULTATS OBTENUS

a) Le modèle logistique retenu

Le modèle logistique retenu[1] nous donne comme résultat les chances de réussite,c.-à-d. le rapport entre la probabilité de réussir **p** et la probabilité d'échec définie comme **1 - p**.

Le modèle logistique est ensuite formulé sous forme logarithmique:

$$\log \left[\frac{\text{Prob (réussite)}}{\text{Prob (échec)}} \right] = B_0 + B_1X_1 + ... + B_jX_j \, .$$

Les coefficients peuvent alors être interprétés comme la variation du logarithme de la chance de réussir lors d'une variation unitaire de la variable indépendante i.

Pour simplifier l'interprétation des coefficients, on peut reformuler le modèle de la façon suivante:

$$\frac{\text{Prob (réussite)}}{\text{Prob (échec)}} = e^{(B0 + B1X1 + ... + BjXj)} \, .$$

[1] M. J. Norusis: SPSS for Windows. Advanced Statistics Releasae 6.0", SPSS Inc., 1993, p.1-30.

A ce moment, e élevé à la puissance B_i représente le facteur par lequel sera modifié la chance de réussite si la i ième variable indépendante augmente d'une unité. Si B_i est positif, l'augmentation de la variable indépendante augmente les chances de réussite, alors que dans le cas contraire, une augmentation de la variable indépendante diminue les chances de réussite.

Dans la présentation des résultats, la valeur Exp(B) indique le facteur de variation des chances de réussite.

Remarquons que les modèles sans constante donnent une meilleure estimation que les modèles avec constante. Pour cette raison, nous ne présenterons que les résultats des modèles sans constante.

Tableau 5
Les fréquences de réussite des individus s'engageant dans des études postsecondaires

	Réussite	***Echec***
Formations supérieures	43 (89.58 %)	5 (10.42 %)

En termes de chances, nous pouvons dire que les chances de réussir au niveau supérieur en général sont de 8.6 plus élevées que celles d'échouer.

Tableau 6
L'analyse de la réussite au niveau supérieur, modèle logistique avec toutes les variables retenues

- 2 log vraisemblance	25.116	Significativité
Model Chi-Square	52.008	0.0000

		Classification prévue		**Classification juste (en %)**
		Echec	**Réussite**	
Classification observée	**Echec**	3	1	69.97
	Réussite	5	46	90.83

Classification juste totale (en %): 89.08

Variables	***Coefficient***	***Significativité***	***Exp (B)***
Sexe	-0.6276	0.2712	0.5339
Nationalité	-2.5863	0.0004	0.0753
Nbre d'enfants par ménage	2.3162	0.0047	10.1374
Age	-0.3941	0.4922	0.6743
Revenu		0.1075	
Rev1	-2.1667	0.0398	0.1146
Rev2	0.2560	0.7208	1.2918

Nous constatons que:

- la variable “nombre d’enfants du ménage” comme variable influençant positivement la réussite au niveau supérieur,
- deux variables ont une influence négative sur la réussite, à savoir la nationalité et le revenu du ménage.

Ne pas avoir la nationalité luxembourgeoise diminue les chances de réussite d’un facteur 0.0753, alors que pour le revenu, nous constatons que les individus appartenant à des ménages disposant d’un revenu compris entre le double et le triple du salaire social minimum voient leurs chances de réussir au niveau supérieur diminuées par un facteur 0.1146.

Nous pouvons supposer que les individus issus de familles nombreuses ou d’un ménage disposant d’un revenu faible, et qui décident de s’engager dans des études supérieures, sont en moyenne plus doués que les individus ne présentant pas ces caractéristiques.

Il faut donc que le taux de rendement marginal soit supérieur à celui qu’obtient un individu disposant de conditions d’offre plus favorables. Dans le cas contraire, les individus désavantagés ne s’engagent pas dans des études supérieures.

Pour les individus issus de ménages disposant de revenus supérieurs à trois fois le salaire social minimum, nous constatons que ce niveau de revenu n’a pas d’influence significative sur la réussite des individus. Etant donné que nous considérons uniquement le fait qu’un individu réussisse au niveau supérieur et non pas la durée nécessaire pour obtenir son diplôme, on peut suggérer que les individus à revenus moyens sont plus sensibles au risque d’échec et abandonnent les études plus rapidement en cas de problèmes que les individus de milieux plus aisés.

CHAPITRE IV

ANALYSE DES DETERMINANTS DES CHOIX EDUCATIFS A PARTIR DU PANEL PSELL

IV. ANALYSE DES DETERMINANTS DES CHOIX EDUCATIFS A PARTIR DU PANEL PSELL

Dans cette dernière partie, nous allons comparer les variables significatives expliquant les choix au moment de la fin des études secondaires à celles qui expliquent la réussite au niveau des études supérieures.

Nous présenterons d'abord les caractéristiques personnelles des individus en fonction de leurs choix et ensuite, nous allons analyser l'influence des déterminants de la réussite au niveau supérieur sur les décisions au moment de la fin des études secondaires. Nous appliquerons à nouveau la méthode de la régression logistique pour déterminer dans quelle mesure les déterminants de la réussite au niveau supérieur ont une influence sur les décisions des individus à la fin de leurs formations secondaires.

On partira d'un modèle où toutes les variables sont incluses pour ensuite éliminer les variables non-significatives.

Tableau 7

L'analyse des choix des bacheliers, modèle logistique avec toutes les variables retenues

- 2 log vraisemblance	87.278	Significativité
Model Chi-Square	71.251	0.0000

		Classification prévue		**Classification juste (en %)**
		Echec	**Réussite**	
Classification observée	**Echec**	27	12	69.13
	Réussite	6	69	92.42

Classification juste totale (en %): 84.33

Variables	*Coefficient*	*Significativité*	*Exp (B)*
Bac cl. / tech.	-1.5358	0.0000	0.2153
Sexe	-0.7713	0.0263	0.4624
Nationalité	-0.0550	0.8589	0.9465
Nbre d'enfants par ménage	0.8785	0.0022	2.4073
Age	0.4364	0.1380	1.5471
Revenu		0.6021	
Rev1	-0.1662	0.7087	0.8469
Rev2	0.2665	0.4861	1.3054

A la fin de cette première étape, nous pouvons retenir trois variables significatives, à savoir le type de diplôme de fin d'études secondaires, le sexe des individus et le nombre d'enfants du ménage.

Alors que la dernière variable influence positivement le choix des individus, les deux premières variables ont une influence négative, c.-à-d. être détenteur d'un diplôme de l'enseignement technique et/ou être de sexe féminin diminuent les chances d'entamer des études supérieures.

Tableau 8
L'analyse des choix des bacheliers, modèle logistique après élimination des variables non-significatives

- 2 log vraisemblance	88.024	Significativité
Model Chi-Square	70.505	0.0000

		Classification prévue		**Classification juste (en %)**
		Echec	**Réussite**	
Classification observée	**Echec**	27	12	69.13
	Réussite	6	69	92.42

Classification juste totale (en %): 84.33

Variables	*Coefficient*	*Significativité*	*Exp (B)*
Bac cl. / tech.	-1.5603	0.0000	0.2101
Sexe	-0.7496	0.0268	0.4726
Nbre d'enfants par ménage	0.9438	0.0005	2.5698
Age	0.5044	0.0727	1.6560

Ces résultats sont confirmés par le modèle final où les variables non-significatives ont été éliminées.

Aux trois variables, déjà retenues par le modèle de départ, vient s'ajouter la variable "âge à la fin des études secondaires". Un retard au niveau des études secondaires influence positivement la décision d'entamer des études supérieures c.-à-d. un individu âgé de plus de dix-neuf ans a de plus fortes chances de décider de s'engager dans des études supérieures qu'un individu plus jeune.

CONCLUSION

Dans cette deuxième partie, nous avons construit un modèle de décision en matière éducative basé sur les éléments théoriques présentés dans la première partie.

Les critères de décision ont été le rendement des différentes formations, ainsi que le risque d'échec lié à ces mêmes formations.

Dans une première phase, nous avons constaté que l'investissement éducatif le plus long, c.-à-d. la formation universitaire, n'est pas forcément le plus rentable en termes monétaires. Nous supposons donc que les individus s'engageant dans de telles formations espèrent retirer, à côté des gains monétaires, des satisfactions non-monétaires liées à l'exercice de leurs professions futures.

Par contre, nous avons pu confirmer la supériorité du rendement des formations supérieures en général par rapport aux formations secondaires.

En ce qui concerne les facteurs ayant une influence sur la réussite des individus, la structure du panel nous a obligé de renoncer à une analyse détaillée des deux niveaux de formation supérieure et nous avons dû nous contenter de souligner l'influence de quelques variables significatives.

Rappelons qu'il s'agit de la nationalité des individus entamant des études supérieures, du nombre d'enfants du ménage auquel appartiennent les individus en question, ainsi que du niveau du revenu lorsque celui-ci est compris entre le double et le triple du salaire social minimum de 1994.

Alors que le fait d'être résident étranger et/ou avoir un revenu compris dans la fourchette citée, diminue les chances de réussite, nous constatons que le fait d'être issu d'une famille ayant plus d'un enfant augmente les chances de réussite.

Pour résumer, nous pouvons dire qu'un Luxembourgeois issu d'un ménage ayant plus d'un enfant et dont le revenu du ménage dont il est issu, est inférieur au double du salaire social minimum ou supérieur au triple de ce même salaire, a plus de chances de réussir ses études supérieures qu'un résident étranger, enfant unique et dont le revenu est compris entre le double et le triple du salaire social minimum.

En analysant ensuite les choix qu'effectuent les individus à la fin de leur formation secondaire, nous ne retrouvons qu'une seule variable significative expliquant le choix effectué, à savoir le nombre d'enfants du ménage.

Par contre nous trouvons d'autres variables ayant une influence significative sur les choix des individus qui n'interviennent pas au niveau des déterminants de la réussite au niveau des formations supérieures, à savoir le sexe des individus et l'âge au moment de la fin des études secondaires.

Le fait d'avoir terminé des études secondaires générales ou des études secondaires techniques n'a pas pu être intégré dans l'analyse des déterminants de la réussite afin d'éviter une diminution encore plus importante de nos échantillons.

En résumé, nous pouvons affirmer qu'un bachelier de l'enseignement secondaire classique, masculin, ayant plus de dix-neuf ans, issu d'un ménage ayant plus d'un enfant est plus susceptible de s'engager dans des études supérieures qu'un bachelier de l'enseignement secondaire technique, féminin, ayant au plus dix-neuf ans et étant enfant unique.

Néanmoins, pour réaliser des analyses plus détaillées de la demande d'éducation au Luxembourg, nous suggérons qu'il est nécessaire de constituer une banque de données dans le domaine de l'éducation.

BIBLIOGRAPHIE

Becker Gary S.: “Investment in Human Capital. A Theoretical Analysis”, The Journal of Political Economy, Supplement: October 1962, Vol. LXX, N° 5, Pt 2, p.9-49.

Becker Gary S.: “The Demand for Children”, in “A Treatise on the Familiy”, Enlarged Edition, Harvard University Press, 1991, p. 135-154.

Becker Gary S.: “Human Capital”, 3rd Edition, 1993, p.390.

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

Becker Gary S., Tomes Nigel: “Child Endowments and the Quantity and Quality of Children”, Journal of Political Economics, 1976, vol. 84, n° 4,pt. 2, p. S152-S155.

Cacouault Marlaine, Oeuvrard Françoise: “Sociologie de l’éducation”, Editions La Découverte, Collection Repères, 1995, p. 20-76.

Cannings Kathy, Montmarquette Claude, Mahseredjian Sophie: ”Major Choices: Undergraduate Concentrations and the Probability of Graduation”, Cahiers CIRANO, Montréal, 1995, p. 1-24.

Duru Marie, Mingat Alain: “Comportement des bacheliers: Modèle de choix de disciplines”, Consommation n° 3-4, 1979, p. 245-262.

Duru-Bellat Marie, Mingat Alain: “Vérification et falsification dans la recherche en
éducation”; IREDU, CNRS/Université de Dijon. Colloque de Grenoble: La démarche de preuve, 3-5 juillet 1995, p. 10.

Eicher Jean-Claude, Lévy-Garboua Louis & alii: “ Economique de l’éducation, Economica, 1979, p.378.

Goux Dominique, Morin Eric: “Education, expérience et salaire: tendances récentes et évolution de long terme”, Economie et prévision, n° 116, 1994-5, p.163- 164.

Guillotin Yves, Sevestre Patrick: “Estimation de fonctions de gains sur données de panel: endogénéité du capital humain et effets de la sélection”, Economie et Prévision, n° 116, 1994-5, p. 120-133.

Hanushek Eric A.: ” The Trade-Off Between Child Quantity and Quality”, Journal of Political Economy, 1992, vol. 100, n° 11, p. 84-117.

Haveman Robert, Wolfe Barbara: “The Determinants of Children’s Attainments: A
Review of Methods and Findings”, Journal of Economic Literature, Vol XXXIII (December 1995), p. 1829-1878.

Jarousse Jean-Pierre, Mingat Alain: "Un réexamen du modèle de gain de Mincer", Revue Economique, 1986, n° 6, novembre, p. 999-1031.
Kennedy Peter E.: "Estimation with Correctly Interpreted Dummy Variables in Semilogarithmic Equations", American Economic Review, 1981, N° 71 (4), p.801.

Leibowitz Arleen: "Home Investment in Children", Journal of Political Economy 82,
n° 2, Supplement march-april, 1974, p. S111-S135.

Mingat Alain, Eicher Jean-Claude: "Higher Education and Employment Markets in France", Higher Education 11 (1982), p. 211-220.

Mingat Alain: "Analyse théorique de la demande d'éducation et optimisation de l'investissement éducatif", Revue d'Economie Politique, mai-juin 1973, n° 3, p.518- 543.

Norusis Marija J.: "SPSS for Windows, Advanced Statistics. Release 6.0.", SPSS Inc., 1993, p.578.

Orivel François: "Etat de la recherche en économie de l'éducation: aperçu général et
situation française", Cahiers de L'ACE, N° 5 1996, p. 14.

Weisbrod Burton A.: "Education and Investment in Human Capital", The Journal of
Political Economy, Vol. LXX, Supplement: October 1962, p.106-123.

Willis Robert J.: "Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions", in O. Ashenfelter, R. Layard: "Handbook of Labor Economics", Vol. 1, Elsevier Science Publisher, 1986, p. 521.

Willis Robert J., Rosen Sherwin: "Education and Self-Selection", Journal of Political Economy, 1979, vol. 87, n° 5, pt. 2, p. S8.

Wolfe Barbara, Haveman Robert, Ginther Donna, An Chong Bum: "The "Window problem" in Studies of Children's Attainments: A Methodological Exploration", Journal of the American Statistical Association, September 1996, Vol. 91, N° 435, Applications & Case Studies, p.970-977.