

**L'insertion des jeunes dans la hiérarchie des salaires :
caractéristiques individuelles et effets de cohorte**

Yves Guillotin et Salima Hamouche

G.A.I.N.S.

Sixièmes journées d'études sur l'analyse longitudinale du marché du travail

« Insertion, transition professionnelle et identification de processus »

Clermont-Ferrand 27-28 Mai 1999

Introduction

Les différences individuelles des profils de rémunération s'expliquent, en partie, par le stock de capital humain accumulé, ainsi que par des caractéristique individuelles comme le genre. La validation empirique de la théorie du capital humain, à partir de données de panel, permet d'établir une corrélation positive entre la formation d'un individu et son revenu. Divers travaux économétriques (Willis [1986], Goux-Maurin [1994], Guillotin-Sevestre [1994],) discutent par ailleurs le caractère décroissant de la rentabilité de l'éducation. A l'effet de ces variables peut s'ajouter l'effet de la conjoncture, dès lors que l'analyse porte sur des individus pour lesquels l'entrée sur le marché du travail se fait dans des contexte économiques très contrastés.

L'utilisation de données sur une période relativement longue (25 ans), permet d'appréhender une partie importante de la carrière d'un individu tout en permettant de mettre en évidence des « effets de génération ». Ces « effets de cohortes » peuvent être le résultat sur les carrières salariales, de l'état de la conjoncture au moment de l'entrée sur le marché du travail.

Dans cette optique, l'insertion des jeunes dépend bien sûr du capital humain accumulé, mais comme le soulignent Balsan-Hanchane-Werquin [1996], la qualité de cette insertion dépend aussi de « l'histoire vécue » pendant les premières années de la carrière, histoire qui dépend de la nature des contrats de travail au moment de cette insertion, mais aussi de l'environnement économique dans lequel celle-ci a lieu.

Nos précédents résultats (Guillot-Hamouche [1998]) nous avaient permis d'identifier un effet des variables de conjoncture sur la mobilité salariale. Nous énoncions alors une hypothèse de « casting » selon laquelle l'état de la conjoncture agirait plus sur le déplacement absolu de la hiérarchie salariale, tandis que les caractéristiques individuelles et d'accumulation auraient un effet sur les déplacements des individus à l'intérieur de la hiérarchie salariale. Cependant, les résultats obtenus reposaient sur l'hypothèse implicite d'homogénéité entre les cohortes de l'effet des variables sur la carrière. L'introduction de variables macroéconomiques, indicatrices de l'état de la conjoncture au moment de l'entrée sur le marché du travail, permettait de mettre en évidence l'effet de celle-ci sur la mobilité salariale, sans pour autant permettre d'identifier les effets différentiels de chacune des variables du modèle suivant cet « effet de génération ».

Le fait de pouvoir disposer de données pour une période plus longue nous a permis de considérer les observations pour différentes cohortes. L'analyse de celles-ci confirme bien que la mobilité dans la hiérarchie des salaires dépend aussi de l'année à laquelle a lieu l'insertion sur le marché du travail. A l'effet des caractéristiques individuelles, peut donc s'ajouter un effet spécifique à la génération (effet de cohorte) que l'on peut attribuer en partie à la conjoncture économique.

Nous essaierons donc de mettre en évidence cette hétérogénéité dans sa double dimension : les variables représentatives des caractéristiques individuelles et les variables représentatives des décisions individuelles d'accumulation n'ont pas le même effet suivant la position de départ dans la hiérarchie des salaires, mais également suivant l'année d'entrée sur le marché du travail.

L'une des principales critiques adressées aux modèles issus de la théorie du capital humain, tient au fait qu'il s'agit de modèles d'offre pour lesquels le côté de la demande sur le marché du travail n'est pas pris en compte. L'introduction d'une variable macroéconomique mesurant les tensions observées sur ce marché (taux de croissance du taux de chômage) permet dans une certaine mesure d'atténuer ces griefs. L'effet de cohorte est appréhendé à travers l'hétérogénéité de l'effet des variables exogènes individuelles du modèle, selon les générations considérées. Cette hétérogénéité peut se justifier par un ensemble de raisons, parmi lesquelles figure l'état de la conjoncture au cours de la période d'insertion sur le marché du travail. Pour isoler cet aspect particulier de l'effet de cohorte, on peut donc introduire une variable synthétique de l'état du marché du travail sur la période considérée, qui prendra des valeurs distinctes suivant la génération d'appartenance.

Ce phénomène d'hétérogénéité se retrouve pour les phases successives de carrière d'une seule génération (entrée sur le marché du travail en 1970). En effet, la disponibilité récente des DADS de 1967 à 1995, nous permet d'envisager une amplitude de la période d'observation relativement large. On considère les 24 ans de carrière des individus d'une même génération, ce qui permet d'illustrer ce qui caractérise l'essentiel d'une carrière salariale dans ses mouvements les plus importants. Le fait de décomposer celle-ci en phases triennales consécutives, nous permet de visualiser les positionnements successifs du salarié dans la hiérarchie de la génération considérée au fur et à mesure du déroulement de sa carrière.

Pour ces deux volets de notre travail, notre approche repose sur la construction de matrices de mobilités spécifiques à chacune des cohortes prises en compte, ou à chacune des phases de carrière considérées. Pour chacun des individus il est alors possible de définir un

rang de départ et un rang d'arrivée suivant l'amplitude de la période d'observation ou selon la phase de carrière retenue pour l'analyse. Ces rangs sont en fait les déciles auxquels appartiennent les salariés au moment de leur entrée sur le marché du travail et à la date marquant la fin de la phase de carrière ou l'amplitude de la période d'observation prises en compte. Dans tous les cas, le décilage est effectué en ne retenant que les individus d'une même cohorte et suivant la date considérée pour les besoins de l'analyse. Le saut hiérarchique représente alors le nombre de déciles franchis entre les dates de « départ » et « d'arrivée ». L'approche de la trajectoire individuelle ne se fait donc que dans une perspective relative, le niveau absolu n'intervenant en aucune manière dans l'analyse.

Ainsi, dans notre approche, c'est l'ampleur du saut effectué dans la distribution des salaires qui constitue la variable à expliquer. Il s'agit en fait, pour modéliser la mobilité dans la hiérarchie des salaires, de compter le nombre de déciles franchis entre deux dates marquant une « phase » particulière de la carrière d'un individu. Ce choix permet alors d'appréhender le « saut » effectué dans la hiérarchie comme une donnée de comptage. On peut alors mettre en œuvre les méthodes économétriques appropriées pour ce type de variables endogènes prenant un nombre restreint de valeurs positives.

Ce choix suppose néanmoins que le décile franchi, à la même importance, à quelque niveau que l'on se situe dans la distribution des salaires. Cette hypothèse contraignante peut être relâchée en considérant dans l'ensemble des variables exogènes, le rang occupé au moment de l'insertion dans la hiérarchie des salaires (le décile initial d'appartenance). L'analyse qualitative des données disponibles et nos précédents résultats nous ont permis de montrer que l'ampleur de la mobilité salariale est contingente à cette position initiale. En outre, les caractéristiques individuelles et les variables d'accumulation peuvent avoir un effet différentiel important selon cette position. Nous avons donc pris en compte cette éventualité en introduisant des « variables croisées ». Ce croisement est alors effectué en regroupant d'une part les déciles du bas, et d'autre part, les déciles du haut (la modalité de référence étant constituée des déciles médians).

Dans une première partie, nous proposons une présentation synthétique des données utilisées et des faits stylisés auxquels celles-ci permettent d'arriver. Les conclusions de cette analyse permettront d'explicitier quels sont les variables retenues pour tenter d'expliquer la mobilité salariale.

La partie suivante, nous permettra d'exposer la démarche suivie et les résultats obtenus pour, d'une part, les différentes cohortes (section 1) et, d'autre part, les différentes phases de carrière (section 2) d'une même cohorte.

1- La mobilité hiérarchique : une analyse descriptive

1.1 Les données disponibles

Les données utilisées, présentées dans l'encadré, se résument à l'observation du « saut », du nombre de déciles parcourus par l'individu entre deux dates.

Encadré : les données

Les données longitudinales de salaires sur la période 1967-1995 utilisées dans cette recherche sont tirées des Déclarations Annuelles de Salaires remplies par les employeurs des secteurs privé et semi-public (DAS, devenues depuis Déclarations Annuelles de Données Sociales ou DADS) : il s'agit d'une base de données constituée des individus nés en octobre des années paires, ce qui donne un taux de sondage d'environ 1/25 (le mois d'octobre représentant un peu moins de 8 % des naissances annuelles).

Toutefois, les informations recueillies sur les salariés ne comportent pas le diplôme ou le nombre d'années d'études, l'expérience ou l'ancienneté dans l'entreprise. Afin de contourner cette difficulté, nous nous sommes intéressés à la population des "entrants" dans le fichier. Ceux-ci sont définis ici de la manière suivante : est entrant l'année t l'individu âgé de moins de 30 ans l'année t , absent du fichier avant t , présent aux dates charnières retenues pour décrire la carrière : t , $t + 3$, $t+6$, $t+9$ pour les générations utilisées dans le 1er point et t , $t + 3$, $t+6$, $t+9$, $t+12$, $t+15$, $t+18$, $t+21$, $t+24$ pour les phases de carrière étudiées au point 2.

Compte tenu de l'absence d'exploitation des DAS en 1981, 1983 et 1990, il a été possible de définir six générations d'entrants : 1970, 1973, 1976, 1979, 1982, 1985 et d'étudier 8 phases de la carrière des individus rentrés en 1970.

La formation est évaluée comme la différence entre l'âge d'entrée et l'âge de 14 ans. Cette procédure est courante dans l'estimation de la durée de la formation, bien qu'elle s'applique généralement à la différence « âge - 6 ». Le choix d'une formulation « âge - 14 » repose sur l'idée que la scolarité obligatoire ne représente pas, à nos yeux, un investissement délibéré en capital humain. Toutefois, l'usage d'une forme logarithmique nous contraindra à exclure les individus entrés à 14 ans sur le marché.

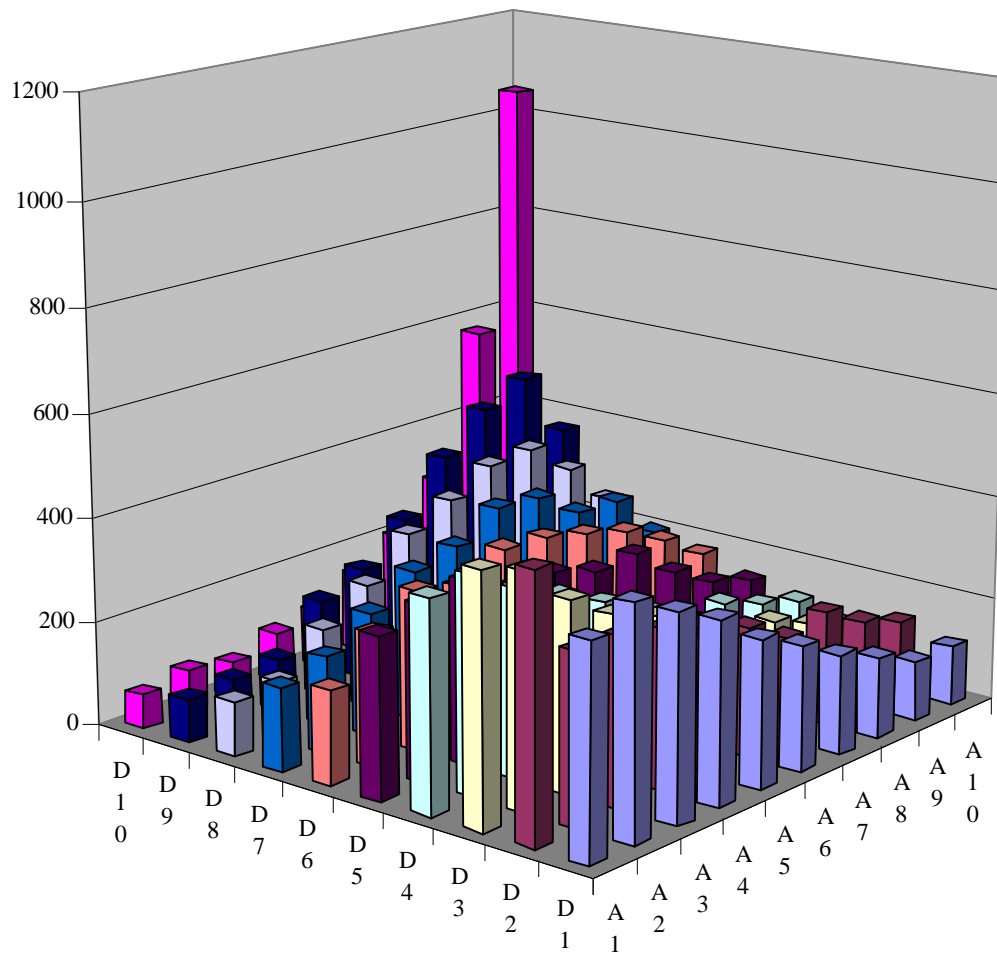
Au total, on dispose de deux fichiers de 26 923 individus appartenant aux générations 1970 à 1985 et de 2 620 carrières individuelles démarrant en 1970.

Pour chacune de ces cohortes, nous construisons à chaque date retenue une hiérarchie salariale constituée par un décilage. Chaque individu est alors doté d'un rang d'appartenance allant de 1 à 10. Par croisement de deux positions hiérarchiques à deux dates, on obtient une matrice de mobilité.

L'intérêt de distinguer différentes générations de débutants réside dans la possibilité de rapporter les mouvements hiérarchiques observés à la conjoncture économique dans laquelle ils s'insèrent. Dans notre cas, l'entrée en 1970 conduit à profiter de la croissance rapide qui caractérise cette période, alors que l'entrée en 1979 va amener l'insertion sur le marché du travail à se faire dans une dynamique économique particulièrement défavorable.

Pour les variables explicatives, en plus du capital humain initial LKHI, des variables muettes sont également créées pour le genre (0 pour les hommes, 1 pour les femmes), ainsi que pour l'appartenance aux déciles initiaux : RD1 à RD10.

Matrice de mobilité hiérarchique des 6 cohortes d'entrants



	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8	A9	A10
D1	404	440	395	350	283	240	191	155	116	115
D2	504	327	323	306	262	249	198	218	169	138
D3	478	447	365	308	275	203	182	175	139	107
D4	403	417	362	320	276	234	185	185	154	131
D5	308	336	352	308	309	283	289	224	174	148
D6	181	258	307	288	331	326	304	280	235	180
D7	158	187	240	293	312	361	353	297	293	201
D8	105	112	184	241	313	353	397	403	337	249
D9	83	89	98	184	219	291	390	461	501	370
D10	65	81	66	95	112	154	204	294	576	1051

Le tracé de la page précédente montre la mobilité hiérarchique des salaires pour les 6 générations d'entrants prises en compte dans notre analyse. Ainsi 440 entrants sont passés entre t et t+9 du décile 1 (D1) au décile 2 (A2). Ils ont parcouru 1 décile vers le haut : saut positif de 1. Globalement, la matrice est dominée par la diagonale principale qui reflète l'immobilité dans la hiérarchie salariale.

1.2 Les variables explicatives de la mobilité hiérarchique

Le choix des variables explicatives s'inspirent de l'approche proposée par Mincer [1974], qui rattache le salaire à la formation initiale mesurée par la durée des études, l'expérience professionnelle et diverses indicatrices prenant en compte des caractéristiques individuelles. On peut considérer quatre groupe de variables :

- a- Une variable d'accumulation. Il s'agit d'approcher le stock de capital humain initialement accumulé en considérant le nombre d'année d'études , évalué comme la différence entre l'âge d'entrée et 14 ans. Cette procédure repose sur l'idée que la scolarité obligatoire ne représente pas un investissement délibéré en capital humain.
- b- Une variable individuelle, indicatrice du genre, permettant d'évaluer de quelle manière le fait d'être une femme peut ralentir ou non l'ascension salariale ou favoriser ou non une mobilité hiérarchique descendante. Le tableau ci-dessous permet d'appréhender des différences systématiques entre les deux sexes quelle que soit la génération d'appartenance.

Saut moyen selon la génération d'entrée		
Période d'observation	Hommes	Femmes
1970 à 1979	0,383	-0,776
1973 à 1982	0,312	-0,606
1976 à 1985	0,434	-0,839
1979 à 1988	0,483	-0,894
1982 à 1991	0,491	-0,825
1985 à 1994	0,380	-0,634

- c- Une variable macroéconomique, synthétique de l'état de la conjoncture au cours de la première partie de la carrière (9 ans) pour chacune des générations considérées. Nous avons retenu ici le taux de croissance du taux de chômage afin d'approcher les modifications de la tension sur le marché du travail. L'hypothèse sous-jacente est qu'un accroissement du chômage devrait ralentir la dynamique des salaires et par conséquent, freiner le déplacement vers le haut de la hiérarchie dans son ensemble.
- d- Des variables indicatrices de positionnement au moment de l'entrée sur le marché du travail. Les coefficients attachés à ces variables se comprennent comme des écarts à la modalité médiane de référence : le cinquième décile. A titre d'illustration de l'impact du positionnement initial le tableau ci-dessous donne le saut moyen sur les années t à t+9 des 6 cohortes d'entrants selon cette position de départ.

Saut moyen selon la position initiale		
	Hommes	Femmes
Décile 1	3,502	2,390
Décile 2	2,975	1,508
Décile 3	1,961	0,232
Décile 4	1,141	-0,479
Décile 5	0,444	-0,805
Décile 6	-0,206	-1,039
Décile 7	-0,917	-1,630
Décile 8	-1,422	-2,135
Décile 9	-1,884	-2,280
Décile 10	-1,728	-2,551

Le croisement de ces indicatrices avec chacune des variables exogènes précédentes permettraient d'identifier dans quelle mesure l'effet de celle-ci se différencie ou non suivant le décile occupé au moment de l'insertion sur le marché du travail. Toutefois, pour que ces effets croisés soient représentatifs, les croisements sont effectués en ne considérant qu'un regroupement des positions initiales. Le bas de la hiérarchie sera représenté par les trois premiers déciles tandis que le haut de la hiérarchie sera représenté par les trois derniers déciles. La modalité de référence sera donc constituée des quatre déciles du centre de la distribution.

2- Estimation et résultats

2.1 La démarche

Nous souhaitons mettre en évidence ce qui peut expliquer le nombre de déciles franchis dans la distribution des salaires. La variable modélisée mesurera donc le déplacement observé dans cette hiérarchie. Par construction, celui-ci prend toutes les valeurs entières comprises entre -9 et $+9$. La mobilité salariale peut être appréhendée ici comme une donnée de comptage, l'événement unitaire étant le saut d'un décile dans la hiérarchie. On peut alors mettre en œuvre des techniques économétriques particulières pour ce type de variables prenant un petit nombre de valeurs positives, puisque pour de telles variables le modèle linéaire standard se révèle inadéquat (Guillot-Hamouche [1998]) (voir encadré en annexe). Toutefois, les méthodes économétriques pour données de comptage imposent de travailler sur des variables positives, ce qui nous amènera à distinguer les sauts positifs des sauts négatifs. Nous avons ainsi constitué deux sous-échantillons : le premier constitué des individus dont le saut est positif ou nul, le second constitué des individus dont le saut est négatif ou nul. En effet, les individus immobiles, pour lesquels le saut est nul, font partie de ces deux sous-échantillons pour ne pas biaiser les résultats obtenus. Afin de tester l'homogénéité de l'effet des variables suivant les différentes cohortes et suivant le positionnement au moment de l'insertion sur le marché du travail, le problème peut être formulé de la manière suivante.

Soit Y le vecteur des observations sur la variable que l'on souhaite expliquer (le nombre de déciles franchis), soit X la matrice des observations sur les différentes exogènes dont l'effet est mesuré par le vecteur de paramètres à estimer b . Soit RD la matrice des indicatrices des déciles de départ (à l'exception du décile médian) dont l'effet est mesuré par le vecteur de paramètres γ . Soit g et r les indices représentant respectivement les générations prises en compte (entrée sur le marché du travail en 1970, 1973, 1976, 1979, 1982 et 1985) et les positions de départ (respectivement en bas et en haut de la hiérarchie). Pour un individu appartenant à la génération g et se positionnant en r au moment de son insertion sur le marché du travail, on peut spécifier les quatre modèles suivants :

$$Y_{gr} = X_{gr} b + RD_g g + u_{gr}$$

$$Y_{gr} = X_{gr} b_r + RD_g g + v_{gr}$$

$$Y_{gr} = X_{gr} b_g + RD_g g_g + w_{gr}$$

$$Y_{gr} = X_{gr} b_{rg} + RD_g g_g + h_{gr}$$

Le premier de ces quatre modèles, suppose que les effets des variables exogènes sont identiques quels que soient les cohortes et les positions de départ. Le second modèle repose sur l'hypothèse de l'homogénéité des générations, alors que l'on admet l'existence d'effets différenciés des variables exogènes selon le positionnement dans la hiérarchie au moment de l'entrée sur le marché du travail. L'effet différentiel de ces variables est pris en compte en considérant comme modalité de référence les déciles 4,5,6 et 7. De la même manière, le troisième modèle présuppose l'identité des effets des variables exogènes selon la position de départ mais l'hétérogénéité des générations : l'effet des variables exogènes se différencie uniquement suivant l'année d'entrée sur le marché du travail. Finalement, le dernier modèle permet de prendre en compte l'hétérogénéité dans sa double dimension. Le choix du modèle qui ajuste le mieux les données disponibles repose sur le test du rapport des maxima de vraisemblance.

Le fait de disposer de données sur une période plus longue permet d'envisager la mobilité salariale sur les 25 premières années de carrière de la génération entrée sur le marché du travail en 1970. Cette période peut être considérée comme représentative de l'essentiel de la trajectoire salariale. On peut décomposer cette période en 8 phases triennales successives. Il est alors possible d'étudier l'homogénéité de l'effet des variables exogènes pour chacune des phases successives de la carrière. A titre exploratoire on donne dans le tableau ci dessous le saut moyen pour les différentes phases.

Saut moyen selon la phase de carrière		
Phase triennale	Hommes	Femmes
1	1,986	1,216
2	1,274	1,114
3	0,748	0,696
4	0,554	0,662
5	0,584	0,500
6	0,488	0,404
7	0,465	0,358
8	0,418	0,446

Le problème envisagé est en partie similaire au précédent . Il suffit de remplacer l'indice g des générations dans les quatre modèles précédents par un indice p désignant les différentes phases de carrière. L'effet différentiel des variables exogènes du modèle est appréhendé par le biais de variables croisées avec chacun des déciles de départ (à l'exception du rang médian). Pour l'étude de l'hétérogénéité des phases successives de carrière d'une même génération, on fait le choix d'un « croisement » moins concentré .

Dans un premier temps nous présentons les résultats de l'analyse de l'hétérogénéité des générations pour présenter dans la section suivante les résultats concernant l'hétérogénéité des phases successives.

2.2 L'hétérogénéité des générations

Pour analyser les trajectoires salariales des différentes générations, nous avons pris en considération les neuf premières années de la carrière. Ce choix se justifie à la fois par la structure des données et par le nécessaire recul qu'exige une appréhension correcte du processus d'insertion. En effet, les particularités des DADS (données non disponibles pour certaines années) et le fait pour nous de devoir disposer d'observations à deux dates distinctes, nous ont conduits à retenir des périodes d'observation dont l'amplitude est un multiple de trois. La prise en compte d'une période triennale initiale n'apparaît pas suffisante pour appréhender la phase d'insertion. On peut se référer aux travaux du CERC qui, le plus souvent, sont établis sur une période de 5 ans. Pour appréhender la phase d'insertion, et pour prendre en compte la possibilité d'un allongement, au cours de ces dernières années, de la durée de ce processus, nous avons privilégié une période de 9 ans.

Le fait de considérer six cohortes d'individus se distinguant suivant l'année d'insertion sur le marché du travail permet d'identifier de quelle manière évolue l'impact de l'ensemble des variables prises en compte, sur la mobilité salariale. Les résultats permettent ainsi de tester l'hétérogénéité de ces générations, mais aussi d'envisager d'éventuelles tendances de ces effets au cours du temps.

Les tests de spécification conduisent à retenir la spécification pour laquelle les générations sont hétérogènes (valeurs distinctes des coefficients de chacune des variables du

modèle pour chacune des cohortes prises en compte) et qui inclut les effets différentiels des variables individuelles et d'accumulation suivant la position occupée au moment de l'insertion sur le marché du travail.

La prise en compte des rangs initiaux permet de contrôler les composantes « mécaniques » des déplacements dans la hiérarchie. Les coefficients des indicatrices de rang de départ (Rdi) (qui s'interprètent en termes de différences par rapport à la modalité médiane de référence), montrent que, pour toutes les cohortes, l'effet « mécanique » de la position de départ est systématiquement significatif pour les sauts négatifs dans le haut de la distribution. Lorsqu'un individu débute sa carrière salariale aux déciles les plus élevés de la distribution, l'éventualité d'un « saut » négatif est plus importante lorsque les caractéristiques individuelles ne compensent pas ce mouvement. Pour les sauts positifs, cet aspect mécanique (une insertion à un décile élevé, réduit les éventualités de sauts positifs, tandis qu'une insertion à un décile du bas de la distribution augmente l'éventualité d'un saut positif) ne s'observe que sur certaines des six cohortes, et plutôt pour les rangs élevés.

L'effet du genre se retrouve dans toutes les générations dans le sens attendu : les femmes sont pénalisées dans leur carrière ascendante ainsi que dans leur trajectoire descendante. Il faut cependant noter que pour deux générations (1970 et 1979), cet effet discriminant est renforcé dans le bas de la distribution.

Les valeurs des coefficients mesurant l'effet de la variable d'accumulation, illustrent les effets très contrastés de celle-ci suivant la direction ascendante ou descendante des mouvements dans la distribution des salaires.

Pour les sauts positifs, les résultats montrent que la variable de capital humain a un effet global positif. De plus, un niveau élevé de cette variable, pour des individus débutant dans le bas de la distribution, autorise une ascension salariale plus rapide. A l'opposé, pour les sauts négatifs l'effet global de cette variable n'est pas significatif et ce, quelle que soit la génération prise en compte ; mais les effets croisés avec la position de départ sont eux, significatifs (de signe négatif) dans le haut de la hiérarchie : une valeur élevée de la variable mesurant le capital humain accumulé freine la « chute » lorsqu'on se trouve en haut de celle-ci.

Estimation pour les Sauts Positifs

NOBS	14839												
NPOS	10494												
LV		-25636,20											
ETA2	0,256	1,782											
	Entrants 1970		Entrants 1973		Entrants 1976		Entrants 1979		Entrants 1982		Entrants 1985		
	coeff	t	coeff	t	coeff	t	coeff	t	coeff	t	coeff	t	
DU9	0,223	4,407	0,168	4,216	0,145	2,271	0,315	3,552	0,274	2,654	0,388	2,352	
LKHI	0,148	2,343	0,133	2,037	0,301	3,525	0,239	2,790	0,273	3,801	0,211	2,052	
BLKHI	0,264	3,414	0,155	1,880	0,131	1,242	0,157	1,415	0,179	2,052	0,357	2,850	
HLKHI	-0,003	-0,018	0,184	0,951	-0,035	-0,160	-0,295	-1,281	0,155	0,681	0,443	1,330	
FSX	-0,312	-4,840	-0,228	-3,682	-0,304	-4,176	-0,138	-1,986	-0,223	-4,091	-0,229	-3,084	
BFSX	-0,254	-2,872	-0,117	-1,428	-0,070	-0,731	-0,195	-2,066	-0,091	-1,258	0,002	0,019	
HFSX	-0,416	-1,874	-0,106	-0,568	0,084	0,433	-0,006	-0,027	-0,124	-0,737	-0,187	-0,839	
RD1	0,312	2,331	0,524	3,744	0,419	2,606	0,177	1,002	0,391	2,654	-0,113	-0,509	
RD2	0,258	1,913	0,440	3,184	0,409	2,358	0,227	1,235	0,186	1,192	-0,051	-0,214	
RD3	-0,058	-0,404	0,181	1,246	0,151	0,856	0,028	0,150	0,024	0,156	-0,389	-1,621	
RD4	0,114	1,505	0,244	3,069	0,195	2,393	0,051	0,631	0,114	1,774	0,217	2,565	
RD6	-0,288	-3,530	-0,105	-1,278	-0,143	-1,610	-0,349	-3,880	-0,156	-2,229	-0,136	-1,417	
RD7	-0,538	-6,056	-0,305	-3,550	-0,632	-6,078	-0,601	-5,998	-0,473	-5,952	-0,615	-5,289	
RD8	-0,907	-2,343	-1,197	-3,180	-0,938	-2,304	-0,384	-0,887	-1,306	-2,948	-1,866	-2,672	
RD9	-1,768	-4,056	-1,891	-4,652	-1,573	-3,519	-1,240	-2,678	-1,955	-4,108	-2,530	-3,469	
RD10	-17,983	-0,052	-18,367	-0,048	-18,228	-0,037	-17,540	-0,040	-18,402	-0,051	-19,259	-0,036	

Estimation pour les Sauts Négatifs

NOBS	16334											
NPOS	11989											
LV		-28713,55										
ETA2	0,279	2,234										
	Entrants 1970		Entrants 1973		Entrants 1976		Entrants 1979		Entrants 1982		Entrants 1985	
	coeff	t	coeff	t	coeff	t	coeff	t	coeff	t	coeff	t
DU9	0,227	5,420	0,191	5,934	0,268	5,565	0,326	3,995	0,399	4,117	0,303	2,002
LKHI	0,018	0,396	0,007	0,151	-0,037	-0,570	0,039	0,518	0,046	0,720	0,114	1,256
BLKHI	0,024	0,201	-0,071	-0,462	0,063	0,354	0,190	1,079	0,384	2,405	0,058	0,269
HLKHI	-0,654	-9,446	-0,477	-6,985	-0,596	-6,856	-0,524	-5,252	-0,831	-9,549	-0,916	-7,520
FSX	0,195	3,809	0,203	3,979	0,224	4,047	0,317	5,445	0,228	5,127	0,137	2,197
BFSX	0,197	1,425	0,112	0,792	0,023	0,142	0,139	0,881	0,204	1,719	0,020	0,125
HFSX	-0,066	-0,876	-0,082	-1,111	0,010	0,124	-0,124	-1,540	-0,086	-1,402	-0,018	-0,210
RD1	-17,136	-0,038	-16,862	-0,038	-17,022	-0,040	-17,394	-0,039	-17,443	-0,053	-17,239	-0,033
RD2	-1,406	-6,810	-1,306	-5,239	-1,399	-4,975	-1,589	-4,892	-1,949	-6,364	-1,056	-2,426
RD3	-0,742	-3,716	-0,554	-2,301	-0,759	-2,760	-1,118	-3,758	-1,427	-4,962	-0,672	-1,690
RD4	-0,158	-2,091	-0,168	-2,281	-0,204	-2,372	-0,357	-3,873	-0,320	-4,597	-0,199	-1,952
RD6	0,113	1,549	0,131	1,861	0,231	2,966	0,022	0,270	0,064	1,017	0,147	1,599
RD7	0,231	3,262	0,264	3,835	0,235	3,097	0,184	2,368	0,173	2,892	0,298	3,430
RD8	1,511	10,248	1,126	8,163	1,256	8,141	1,253	6,610	1,803	10,624	2,103	8,531
RD9	1,465	10,157	1,250	9,162	1,282	8,045	1,289	6,699	1,817	10,593	2,047	8,218
RD10	1,128	7,446	1,041	7,538	1,212	7,467	0,944	4,780	1,732	10,028	2,000	7,899

La variable de « conjoncture » est par construction, commune à tous les individus d'une même cohorte. Cela interdit la prise en compte d'une constante dans la spécification du modèle. Les coefficients attachés à cette variable, mesurent donc le saut moyen des individus médians et l'impact des conjonctures différentes rencontrées par les cohortes. La prise en compte de cette variable se justifie par la nécessité de tenter de contrôler l'une des composantes de l'effet de cohorte.

L'ensemble de ces résultats conforte des observations antérieures sur le rôle du capital humain et du genre sur l'évolution relative de la carrière salariale. On ne peut pour autant conclure à une quelconque évolution dans le temps (suivant les cohortes) de l'effet de ces variables. On doit toutefois accepter l'hypothèse d'hétérogénéité des générations successives d'entrants sur le marché du travail.

2.3 L'hétérogénéité des phases

Les tests de spécification conduisent à retenir la spécification pour laquelle les phases sont hétérogènes (valeurs distinctes des coefficients de chacune des variables du modèle pour chacune des phases prises en compte) et qui inclut les effets différentiels des variables individuelles et d'accumulation suivant la position occupée au début de la phase.

Le capital humain initial ne semble plus avoir d'impact global significatif mais apparaît comme ayant un impact différentiel selon la position initiale.

Cet effet est concentré dans les premières phases de la carrière. Pour les sauts positifs, disposer d'un capital humain initial élevé conduit à accélérer la carrière des individus placés initialement en bas de la hiérarchie. Une fois, ce rattrapage effectué il ne semble plus y avoir d'impact du capital humain sur les sauts positifs. Pour les sauts négatifs, le rôle différentiel du capital humain initial perdure tout au long des 24 premières années. Etre bien doté en capital humain freine très sensiblement la descente des individus placés initialement en haut de la hiérarchie.

L'effet global du genre n'apparaît pas dans cette estimation. Les effets différentiels n'apparaissent, quant à eux, que dans les phases 5 à 8 de la carrière dans le sens d'une dégradation des trajectoires. Une interprétation possible consisterait à relier ces coefficients aux impacts des maternités se produisant après une dizaine d'année d'activité et conduisant à freiner les itinéraires initiaux.

Estimation pour les Sauts Positifs

NOBS	14587															
NPOS	5550															
LV	-14634															
ETA2	0,569	7,028														
	Phase 1		Phase 2		Phase 3		Phase 4		Phase 5		Phase 6		Phase 7		Phase 8	
	coeff	t	coeff	t	coeff	t	coeff	t	coeff	t	coeff	t	coeff	t	coeff	t
CSTE	0,669	1,695	0,222	0,680	0,041	0,136	0,289	0,925	0,388	1,073	0,011	0,032	-0,248	-0,743	-0,352	-0,973
LKHI	0,048	0,211	-0,014	-0,072	-0,028	-0,147	-0,335	-1,693	-0,536	-2,394	-0,210	-1,041	-0,313	-1,499	-0,165	-0,737
KHR1	0,628	2,485	0,590	2,555	0,365	1,558	0,459	1,865	0,883	3,354	0,472	1,930	0,453	1,755	-0,229	-0,820
KHR2	0,753	2,800	0,246	1,016	0,015	0,064	0,548	2,202	0,425	1,500	0,349	1,333	0,433	1,577	0,452	1,572
KHR3	0,441	1,632	0,270	1,111	-0,007	-0,029	0,384	1,454	0,431	1,534	0,392	1,524	0,514	1,890	0,188	0,672
KHR4	0,375	1,288	0,100	0,373	0,073	0,282	0,098	0,366	0,693	2,432	0,187	0,641	0,341	1,292	0,744	2,576
KHR6	-0,190	-0,536	0,161	0,555	-0,166	-0,583	0,235	0,815	0,225	0,697	-0,019	-0,065	0,237	0,726	0,020	0,063
KHR7	0,070	0,208	0,120	0,380	-0,488	-1,416	0,264	0,844	0,508	1,434	0,521	1,572	0,630	1,970	0,320	0,938
KHR8	-0,273	-0,655	0,227	0,619	0,479	1,330	0,263	0,784	0,274	0,748	-0,268	-0,761	0,215	0,610	0,149	0,407
KHR9	0,441	0,714	-0,244	-0,526	0,055	0,118	-0,454	-1,026	0,251	0,534	-0,027	-0,059	-0,526	-1,211	-0,369	-0,737
KHR10	-0,011	0,000	-0,012	0,000	0,063	0,000	0,239	0,000	0,394	0,000	0,099	0,000	0,094	0,000	0,127	0,000
FSX	-0,781	-3,279	0,111	0,525	-0,341	-1,264	0,102	0,457	0,046	0,171	-0,575	-2,189	0,230	0,861	-0,131	-0,507
SXR1	0,399	1,349	-1,335	-5,071	-0,472	-1,499	-0,167	-0,589	-0,843	-2,626	0,153	0,479	-1,310	-3,904	-0,814	-2,406
SXR2	0,105	0,344	-0,526	-1,926	0,291	0,897	-0,069	-0,238	-0,113	-0,331	0,314	0,921	-1,050	-2,758	-0,106	-0,306
SXR3	-0,051	-0,169	-0,374	-1,355	0,217	0,648	0,093	0,302	-0,232	-0,669	0,424	1,261	-0,516	-1,456	0,060	0,177
SXR4	0,054	0,172	-0,310	-1,081	0,348	0,987	-0,221	-0,695	-0,296	-0,843	0,048	0,122	-0,312	-0,923	0,173	0,523
SXR6	0,362	1,060	-0,375	-1,199	-0,026	-0,068	-0,432	-1,241	-0,368	-0,958	-0,363	-0,841	-0,864	-2,063	0,270	0,768
SXR7	0,351	0,967	0,035	0,110	0,572	1,442	0,160	0,454	-0,325	-0,787	0,290	0,702	-0,849	-1,993	0,874	2,279
SXR8	0,205	0,405	-0,230	-0,670	-0,123	-0,300	-0,535	-1,363	-0,368	-0,892	0,557	1,317	-0,682	-1,558	0,449	1,134
SXR9	-0,272	-0,400	0,024	0,058	-0,456	-0,726	-0,330	-0,570	-0,524	-0,906	0,042	0,061	-0,530	-0,764	-0,335	-0,479
SXR10	0,310	0,000	-0,241	0,000	0,265	0,000	-0,066	0,000	0,124	0,000	0,575	0,001	-0,091	0,000	0,035	0,000
RD1	-0,284	-0,676	0,250	0,680	-0,023	-0,064	-0,578	-1,483	-0,751	-1,733	-0,593	-1,434	-0,044	-0,105	0,551	1,210
RD2	-0,461	-1,060	0,090	0,234	0,210	0,580	-0,626	-1,602	-0,512	-1,154	-0,560	-1,327	-0,346	-0,801	-0,577	-1,246
RD3	-0,175	-0,387	0,060	0,154	0,152	0,390	-0,760	-1,800	-0,276	-0,625	-0,424	-0,993	-0,445	-0,988	-0,090	-0,199
RD4	-0,476	-0,950	0,154	0,359	-0,250	-0,609	-0,036	-0,087	-0,674	-1,477	-0,415	-0,895	0,072	0,170	-0,853	-1,759
RD6	-0,058	-0,092	-0,410	-0,811	0,061	0,130	-0,630	-1,341	-0,303	-0,582	-0,286	-0,596	-0,245	-0,462	-0,119	-0,225
RD7	-0,613	-0,990	-0,621	-1,148	0,107	0,194	-0,933	-1,766	-1,116	-1,889	-1,431	-2,498	-1,090	-1,989	-1,245	-2,149
RD8	-0,462	-0,585	-0,994	-1,451	-1,588	-2,484	-0,938	-1,679	-0,796	-1,272	-0,438	-0,763	-0,750	-1,210	-0,938	-1,476
RD9	-2,681	-2,013	-0,784	-0,841	-1,606	-1,812	-0,638	-0,831	-1,575	-1,806	-1,432	-1,764	-0,393	-0,552	-0,792	-0,909
RD10	-16,941	-0,006	-16,647	-0,007	-16,634	-0,008	-16,753	-0,009	-16,902	-0,010	-16,489	-0,011	-16,216	-0,011	-16,413	-0,012

Estimation pour les Sauts Négatifs

NOBS	15050						Sauts négatifs													
NPOS	6013																			
LV		-15418																		
ETA2	0,518	5,717																		
	Phase 1		Phase 2		Phase 3		Phase 4		Phase 5		Phase 6		Phase 7		Phase 8					
	coeff	t	coeff	t	coeff	t	coeff	t	coeff	t	coeff	t	coeff	t	coeff	t				
CSTE	0,020	0,064	0,753	3,370	0,349	1,356	0,343	1,252	-0,116	-0,406	-0,423	-1,323	-0,311	-0,988	-0,413	-1,294				
LKHI	0,187	1,107	-0,249	-1,775	-0,329	-2,065	-0,467	-2,604	-0,064	-0,394	-0,012	-0,063	-0,077	-0,410	0,062	0,343				
KHR1	0,001	0,000	-0,001	0,000	0,094	0,000	0,363	0,000	0,138	0,000	0,021	0,000	0,133	0,000	-0,043	0,000				
KHR2	0,438	0,865	0,081	0,306	0,152	0,491	0,589	1,951	0,165	0,601	0,200	0,626	0,505	1,502	-0,196	-0,599				
KHR3	-0,089	-0,348	0,177	0,758	0,455	1,817	0,250	0,955	-0,136	-0,526	-0,081	-0,289	-0,013	-0,046	-0,082	-0,291				
KHR4	-0,095	-0,406	0,217	1,029	0,063	0,267	0,403	1,540	-0,039	-0,161	0,100	0,382	0,174	0,661	0,234	0,879				
KHR6	-0,364	-1,666	0,235	1,154	0,091	0,406	0,715	2,966	-0,011	-0,047	-0,146	-0,549	-0,083	-0,320	-0,389	-1,351				
KHR7	-0,487	-2,135	-0,004	-0,017	-0,166	-0,712	-0,095	-0,378	0,002	0,007	-0,094	-0,359	-0,102	-0,360	0,329	1,354				
KHR8	-0,509	-2,162	-0,055	-0,253	0,365	1,482	0,400	1,521	-0,417	-1,668	0,141	0,482	-0,327	-1,122	-0,494	-1,724				
KHR9	-1,316	-5,874	-1,099	-5,152	-0,218	-0,908	-0,038	-0,129	-0,377	-1,439	-0,139	-0,518	-0,527	-1,899	0,210	0,772				
KHR10	-1,757	-7,721	-2,488	-9,923	-1,892	-5,844	-0,949	-3,149	-0,591	-2,031	-1,589	-4,832	-1,449	-4,033	-0,909	-3,028				
FSX	0,336	1,990	0,138	0,723	0,390	1,972	0,138	0,564	-0,226	-0,978	-0,344	-1,451	-0,193	-0,836	-0,390	-1,639				
SXR1	-0,098	0,000	-0,146	0,000	-0,202	0,000	0,094	0,000	0,146	0,000	0,233	0,000	0,068	0,000	0,525	0,000				
SXR2	-0,355	-0,894	0,185	0,548	-0,030	-0,081	-0,064	-0,164	0,371	1,038	0,848	2,157	0,394	0,987	0,640	1,622				
SXR3	-0,498	-1,817	0,082	0,280	-0,229	-0,762	-0,096	-0,273	0,165	0,485	-0,121	-0,311	0,350	0,998	0,280	0,743				
SXR4	-0,126	-0,498	-0,052	-0,192	-0,119	-0,410	-0,285	-0,849	-0,121	-0,351	0,371	1,127	-0,177	-0,513	-0,166	-0,442				
SXR6	-0,230	-1,005	-0,061	-0,237	-0,449	-1,612	-0,784	-2,393	-0,048	-0,149	0,122	0,365	-0,015	-0,047	0,023	0,062				
SXR7	-0,165	-0,702	0,169	0,581	-0,027	-0,095	0,338	1,052	0,635	2,068	0,442	1,405	-0,159	-0,449	0,092	0,277				
SXR8	-0,126	-0,568	-0,516	-1,836	-0,481	-1,727	-1,169	-3,198	-0,401	-1,156	-0,367	-1,039	0,185	0,532	-0,540	-1,237				
SXR9	0,140	0,625	-0,475	-1,480	-0,252	-0,839	0,077	0,232	0,315	0,948	0,721	2,213	0,176	0,497	0,046	0,130				
SXR10	0,138	0,556	0,565	1,468	0,585	1,823	0,592	1,466	1,039	2,757	-0,137	-0,244	1,714	4,325	1,070	2,504				
RD1	-17,862	-0,006	-17,776	-0,011	-17,604	-0,013	-17,850	-0,013	-17,720	-0,012	-17,339	-0,012	-17,519	-0,011	-17,386	-0,011				
RD2	-1,254	-2,139	-1,372	-3,351	-1,339	-2,813	-1,643	-3,316	-1,117	-2,378	-1,420	-2,586	-1,839	-3,155	-0,844	-1,643				
RD3	0,036	0,085	-0,926	-2,502	-0,959	-2,401	-0,725	-1,854	-0,197	-0,481	-0,068	-0,149	-0,490	-1,061	-0,444	-0,942				
RD4	0,062	0,146	-0,576	-1,692	-0,294	-0,773	-0,501	-1,203	-0,058	-0,147	-0,243	-0,548	-0,164	-0,377	-0,537	-1,174				
RD6	0,925	2,282	-0,324	-0,928	0,140	0,373	-0,619	-1,549	-0,060	-0,147	0,186	0,409	0,259	0,591	0,272	0,555				
RD7	1,115	2,568	-0,107	-0,298	0,310	0,809	0,278	0,696	-0,309	-0,675	0,312	0,704	-0,018	-0,037	-0,450	-1,042				
RD8	1,241	2,716	0,385	1,016	-0,540	-1,216	-0,260	-0,599	0,679	1,589	-0,243	-0,463	0,225	0,452	0,375	0,766				
RD9	2,629	6,276	2,053	5,730	0,390	0,932	-0,061	-0,115	0,262	0,556	-0,061	-0,123	0,643	1,355	-0,668	-1,315				
RD10	3,345	7,512	4,185	9,668	3,244	5,243	1,306	2,371	0,255	0,445	2,139	3,561	1,238	1,885	0,650	1,167				

Enfin, les aspects « mécaniques » des positions initiales ne valent que pour les sauts négatifs et s'estompent au fur et à mesure de l'avancée dans la carrière.

L'interprétation que l'on peut avancer consiste à imaginer que le processus d'affectation d'un individu à un rang dans la hiérarchie salariale se concentre dans les premières phases. Après une dizaine d'année, l'individu a en moyenne rejoint le rang correspondant à ses caractéristiques.

Conclusion

La décroissance du rendement de l'investissement en capital humain est souvent évoquée, notamment au sujet des jeunes générations. Les justifications le plus souvent avancées mettent l'accent sur la généralisation d'un niveau élevé de formation initiale ainsi que sur la dégradation de la conjoncture économique rencontrée par les entrants sur le marché du travail.

Notre hypothèse de « casting » suggère que la conjoncture rencontrée par les entrants affecte les déplacements de la hiérarchie des salaires dans son ensemble, alors que les caractéristiques individuelles n'affectent que les déplacements internes à la hiérarchie.

Les résultats présentés ici conduisent à accepter l'hypothèse d'une hétérogénéité entre les cohortes d'entrants (une fois pris en compte la conjoncture du chômage rencontrée) mais ne permettent pas d'énoncer une tendance à la baisse du rendement de la formation initiale.

De plus, le suivi sur longue période d'une cohorte d'entrants, permet d'illustrer la concavité du rendement du capital humain dans les 10 premières années de carrière.

Enfin, si nous pouvons percevoir ici les effets des caractéristiques individuelles sur les salaires, il ne faut pas oublier que la qualification initiale reste en France une protection très efficace contre le chômage.

Comme le souligne Goux-Maurin [1994] « Les comparaisons de salaires qui négligeraient cette sélection conduirait à surestimer la dévalorisation de l'école et des diplômés. » Nos résultats doivent donc être considérés comme une sous estimation du rendement du capital humain.

Bibliographie

- Balsan D. Hanchane S. Werquin P. [1996] « Mobilité professionnelle initiale : éducation et expérience sur le marché du travail », *Economie et Statistique*, n° 299, p. 179-218.
- Bigard A., Guillotin Y. [1992], « La mobilité hiérarchique des salaires en France de 1967 à 1982 », *Economie et Prévision*, n° 102-103, p. 189-204.
- Buchinsky M., Fougère D., Kramarz F. [1997], « La mobilité salariale en France 1967 - 1987 », Communication au colloque de l'AFSE, Paris, septembre .
- Bingley P., Bjorn N. H., Westergard-Nielsen N. [1994], « Wage mobility in Denmark 1980-1990 », OECD conference on Employment and Growth, Copenhagen.
- Crepon B., Duguet E. [1995], « Une bibliothèque de macro-commandes pour l'économétrie des variables qualitatives et de comptage », *Document de travail du CREST*, n° 9525.
- Florens J.P., Fougère D., Kamionka T., Mouchart M. [1994], « La modélisation économétrique des transitions individuelles sur le marché du travail ». *Economie et Prévision*, n° 116, p. 179-218.
- Gouriéroux C., Monfort A., Trognon A. [1984], « Pseudo maximum likelihood methods : theory », *Econometrica*, Vol. 52 (3), p. 681-700.
- Gouriéroux C., Monfort A., Trognon A. [1984], « Pseudo maximum likelihood methods : application to Poisson models », *Econometrica*, Vol. 52 (3), p. 701-720.
- Goux D. Maurin E [1994], « Education, expérience et salaire : tendances récentes et évolution de long terme », *Economie et Prévision*, n°116.
- Guillotin Y. Hamouche S. [1998] « Capital humain et mobilité hiérarchique des salaires : une approche par les modèles de comptage », *Revue Economique*, Vol 49, N°3 .
- Guillotin Y., Sevestre P. [1994], « Estimation de fonctions de gains sur données de panel : endogénéité du capital humain et effet de la sélection », *Economie et Prévision*, n°116.
- Guillotin Y., Hamouche S. [1998], « Capital humain et mobilité hiérarchique des salaires : une approche par les modèles de comptage», *Revue Economique*, mai.
- Hausman J., Hall B., Griliches Z. [1984], « Econometric models for count data with an application to the patent-R&D relationship », *Econometrica*, Vol. 52 (4), p. 909-938.
- Lancaster T. [1976], « Prediction of Poisson variables », *Discussion paper*, University of Hall.
- Lollivier S. [1994], « L'évolution du marché du travail dans les années 1980 », *Revue Economique*, volume 45, n°3, p 429-441.
- Mincer J. [1974], « Schooling, Experience and earnings, Columbia University Press, for NBER, New York.
- Trognon A. [1987], « Les méthodes du pseudo maximum de vraisemblance », *Annales d'Economie et de Statistiques*, n°6, p. 117-134.
- Willis R. J. [1986], « Wage determinants : a survey and reinterpretation of human capital earnings functions », *Handbook of labor economics*, Vol.1, Chap.10.
- Winkelmann R. [1994], *Count data models : Econometric theory and an application to labor mobility*, Springer-Verlag.

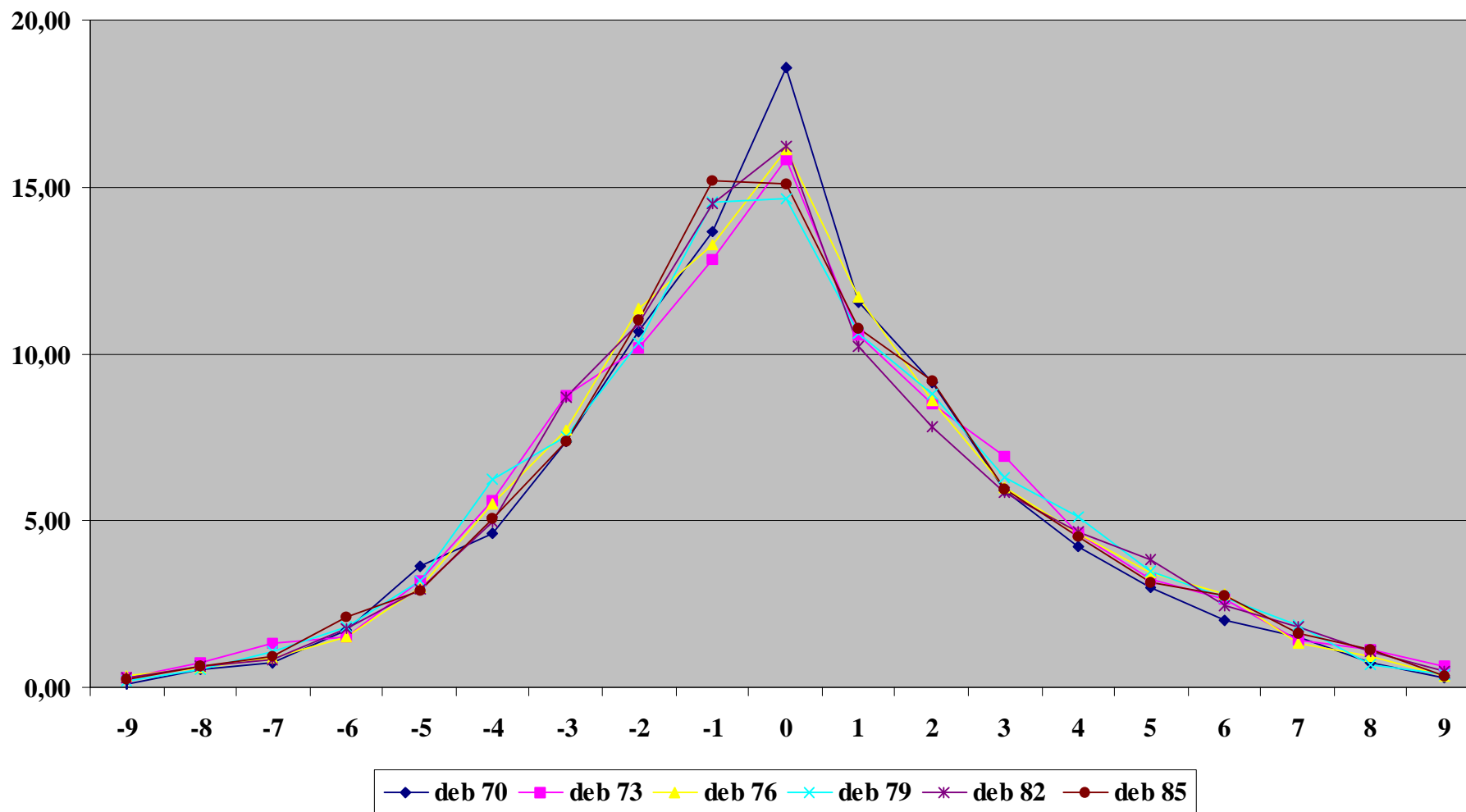
Matrices utilisées pour l'étude des générations

	1970		1973		1976		1979		1982		1985		1988		1991		1994	
Débutants en 1970		—————																
Débutants en 1973			—————															
Débutants en 1976				—————														
Débutants en 1979					—————													
Débutants en 1982						—————												
Débutants en 1985								—————										

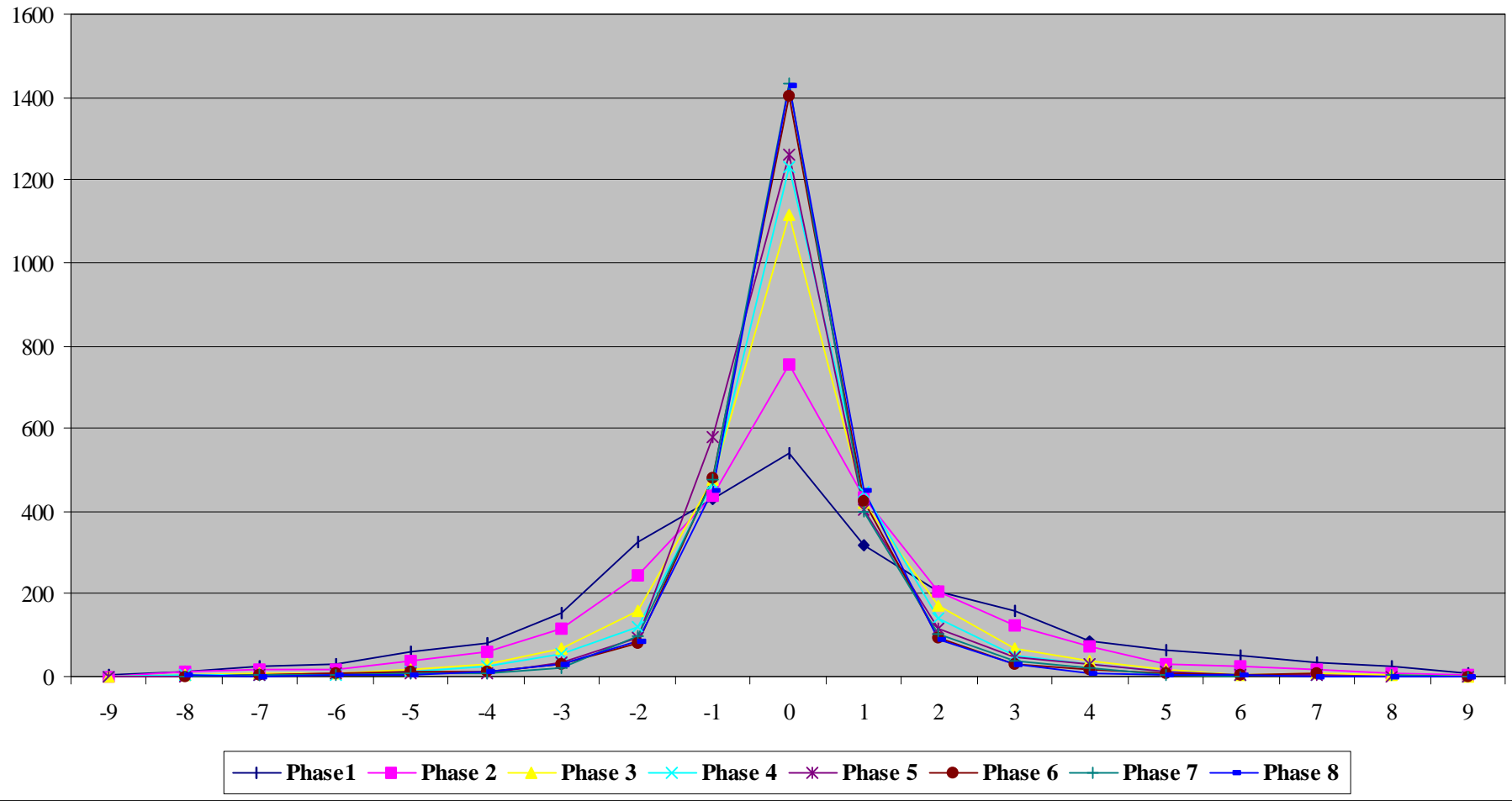
Matrices utilisées pour l'étude des phases de carrière

Années d'observation	1970		1973		1976		1979		1982		1985		1988		1991		1994
Débutants en 1970		—————	—————	—————	—————	—————	—————	—————	—————	—————	—————	—————	—————	—————	—————	—————	—————

Sauts sur 9 ans de six générations



Distribution des sauts selon la phase de carrière



Annexe : les modèles économétriques de base pour données de comptage

Dans notre approche, c'est le nombre de déciles parcourus qui constitue la variable à modéliser. Si l'on distingue les sauts négatifs des sauts positifs, cette variable prend alors un petit nombre de valeurs positives et peut être appréhendée comme une donnée de comptage. Le modèle linéaire traditionnel n'est pas adapté pour expliquer comment de telles variables discrètes dépendent d'autres variables et il faut mettre en œuvre des méthodes économétriques adéquates. Pour ce type de données, le modèle de base de la littérature (Lancaster [1976], Hausman-Griliches [1979]) est le modèle de Poisson. La variable endogène y_i est supposée suivre une loi de Poisson, et le paramètre (λ_i) de cette distribution est une fonction des valeurs des variables exogènes (soit le vecteur x_i pour l'observation i) :

$$\lambda_i = \exp(x_i b) = E(y_i / x_i) = V(y_i / x_i)$$

Ce modèle présente l'avantage de la simplicité et les paramètres (vecteur b) s'interprètent comme des élasticités quand les variables exogènes sont considérées en logarithmes.

L'estimation de ce modèle par le maximum de vraisemblance conduit à des estimateurs convergents, même si la vraie loi n'est pas une loi de Poisson à condition que la moyenne soit correctement spécifiée (Gourieroux-Monfort-Trognon[1984]). En effet, pour cette distribution particulière, moyenne conditionnelle et variance conditionnelle doivent être égales. Lorsque cette égalité n'est pas vérifiée (situation de sur ou de sous dispersion), on doit estimer un modèle comprenant une erreur de spécification. Celui-ci peut être estimé de façon convergente par le pseudo-maximum de vraisemblance du premier ordre (PMV1) à condition que la moyenne soit correctement spécifiée. Dans ce cas, la log-vraisemblance et la pseudo-log-vraisemblance ont la même expression et l'estimateur du MV et du PMV sont donc identiques. Les matrices de variance-covariance associées à ces deux méthodes sont différentes, et une fois les estimateurs identiques obtenus, pour le PMV, il faut veiller à recalculer la matrice de variance-covariance asymptotique qui doit tenir compte de l'erreur de spécification commise.

Pour prendre en compte d'éventuels problèmes de sur-dispersion (variance conditionnelle supérieure à la moyenne conditionnelle) on peut considérer une extension du modèle précédent. Il suffit pour cela d'introduire un aléa dans la définition du paramètre de la distribution :

$$\lambda_i^* = \exp(x_i b + e_i) = \lambda_i \exp e_i$$

La variable endogène est toujours distribuée selon une loi de Poisson, mais son espérance conditionnelle est affectée d'une erreur aléatoire (prise en compte au niveau de l'exponentielle pour respecter la contrainte de positivité). Dans ce cas, la distribution conditionnelle de la variable endogène dépend de la distribution de cet aléa. Lorsque celle-ci est inconnue, on peut estimer le modèle par le pseudo-maximum de vraisemblance quasi-généralisé (PMVQG), qui n'est autre qu'une adaptation de la méthode des moindres carrés quasi-généralisés au PMV (Trognon 1987). Les estimateurs sont alors convergents pour toutes les distributions pour lesquelles on dispose d'un moment du second ordre (Gourieroux-Monfort-Trognon [1984]) Si l'on peut spécifier complètement cette distribution, on peut alors estimer le modèle avec hétérogénéité par le maximum de vraisemblance (MV). Hausman-Hall-Griliches [1984] suggèrent de considérer que l'aléa est distribué suivant une loi de Gamma. La distribution conditionnelle de la variable endogène est alors une binomiale négative, l'on peut mettre en œuvre le MV. Les estimateurs ainsi obtenus sont asymptotiquement efficaces à condition que la spécification retenue soit correcte.