
Ancienneté, expérience et théorie dualiste du marché du travail : une étude sur données individuelles

Michel Glaude

Citer ce document / Cite this document :

Glaude Michel. Ancienneté, expérience et théorie dualiste du marché du travail : une étude sur données individuelles. In: Économie appliquée, tome 39 n°4, 1986. Fonctionnement du marché du travail et emploi. pp. 847-876;

doi : <https://doi.org/10.3406/ecoap.1986.4104>;

https://www.persee.fr/doc/ecoap_0013-0494_1986_num_39_4_4104;

Fichier pdf généré le 05/03/2024

Résumé

La mobilité entre entreprises est-elle plus payante pour un salarié que la poursuite de la carrière dans la même unité ?

Une analyse de covariance effectuée sur les salaires des répondants à l'enquête sur l'emploi de 1985 permet de dégager une rentabilité spécifiquement positive de l'ancienneté dans l'entreprise et donne l'avantage au marché interne sur le marché externe, même si cet avantage relatif varie fortement selon les catégories de salariés et d'entreprises. Néanmoins, l'estimation d'un système d'équations simultanées où le salaire dépend également de la probabilité qu'à le salarié de rester dans l'entreprise, tend à réduire la rentabilité spécifique de l'ancienneté, sans toutefois l'annuler. Dans ce sens, l'ancienneté serait moins un facteur d'accumulation de capital spécifique qu'un signe d'une bonne adéquation du salarié à son emploi.

Enfin différents tests de l'hypothèse de dualité du marché du travail opposent nettement deux secteurs où la valorisation de l'expérience professionnelle passe du simple au triple, sans toutefois dégager de partition stable et définitive.

Abstract

Does labor mobility pay ?

A covariance analysis based upon wages data taken from the French labor force survey of 1985 yields a strong, positive and specific effect of tenure on wages. The internal labor market is found to be superior to the external one for the individual worker, though this superiority varies with occupation and industry.

The return of tenure on wages is reduced, but not eliminated, when estimation is performed using a simultaneous equation system in which wage also depends on the individual probability of staying in the firm. In that case, tenure may be interpreted as a sign of a good job-match rather than specific human capital accumulation.

Estimation of a switching model of wage determination with unknown regimes yields two distinct wage equations with general return to experience going from 1 to 3. But the division between the primary and the secondary sector is not stable and depends on the population analysed.

Ancienneté, expérience et théorie dualiste du marché du travail: une étude sur données individuelles

Michel Glaude

INSEE, Paris

Les études de carrières opposent traditionnellement les avantages liés à une stratégie de mobilité entre entreprises aux bénéfices que procure la poursuite de la carrière dans la même entreprise. Est-il plus rentable pour un salarié de changer fréquemment d'employeur ou a-t-il plutôt intérêt à valoriser auprès du même employeur les compétences spécifiques acquises dans l'entreprise?

La réponse à cette question n'est pas forcément la même pour tous les salariés. Elle dépend des caractéristiques du salarié, en particulier de sa qualification et du moment de la carrière où il se situe, et aussi des caractéristiques de l'entreprise qui l'emploie: taille, secteur d'activité...

Au-delà de ces descripteurs généraux, qui permettent une première identification du salarié et de son employeur (première partie), il semble que les «choix» de mobilité dépendent aussi des spécificités individuelles des deux contractants et de ce qu'on a pu appeler la qualité de «l'adéquation du travailleur et de l'emploi». La deuxième partie de l'étude propose une approche de ces effets individuels en réestimant les avantages liés à l'ancienneté compte tenu de la probabilité qu'a le salarié de quitter l'entreprise.

Enfin pour les partisans de la théorie dualiste du marché du travail les avantages respectifs de la mobilité ou de la stabilité dépendent principalement du segment du marché du travail sur lequel se situent le salarié et son emploi. Les emplois du «secteur secondaire» cumulent faibles salaires, mauvaises conditions de travail et peu de perspectives de carrière (avec ou sans mobilité). A l'opposé le «secteur primaire» offre des salaires et des carrières plus avantageuses. Un test statistique de l'existence de cette partition sera effectué dans la troisième partie.

I.

ANCIENNETÉ ET EXPÉRIENCE PROFESSIONNELLE

De nombreuses théories proposent différentes représentations du marché du travail et en particulier diverses interprétations des avantages respectifs de la mobilité ou de la stabilité dans l'entreprise.

Pour la théorie du *capital humain*, l'expérience professionnelle permet d'accroître le stock de capital humain détenu par l'individu et par voie de conséquence sa productivité et son salaire, sous deux formes: la première, plus générale, pourra être valorisée sur le marché du travail supposé concurrentiel et que nous qualifierons de marché externe. La seconde forme d'accumulation de capital humain est plus spécifique et ses bénéfices ne seront escomptables qu'au sein de l'entreprise, sur ce que nous appellerons le marché interne. L'individu détermine la séquence optimale de ses divers investissements en capital humain (y compris la formation initiale) de façon à en tirer le meilleur bénéfice en fonction de ses caractéristiques personnelles (capacités intellectuelles, possibilités matérielles d'investissement initial...). La variabilité des salaires et des carrières sera donc la résultante de stratégies différentes mais rationnelles d'acquisition et de gestion du capital humain.

D'autres approches mettent en cause la notion même de marché du travail tout au moins au sens du marché concurrentiel walrassien et insistent plus sur la relation d'emploi qui s'établit entre le salarié et l'employeur.

Dans la théorie des *contrats implicites*, la liaison salaire courant - productivité courante est abandonnée au profit d'un contrat implicite réglant l'évolution des salaires (impliquant en particulier une rigidité à la baisse), de façon à réduire l'incertitude liée aux aléas économiques. Dans ce cas, la conjoncture n'affecte plus que les salaires d'embauche et l'on constate sous certaines hypothèses une évolution des rémunérations plus forte que celle de la productivité marginale du travail (O. Garnier (1985), C. Rouzaud (1986)).

Bien que les systèmes interprétatifs soient sensiblement différents, mettant plutôt l'accent sur l'offre ou sur la demande de travail, la mesure des valorisations respectives de l'expérience professionnelle sur les marchés internes et externes est au centre de ces théories explicatives.

L'estimation des bénéfices salariaux liés à *l'ancienneté* dans l'entreprise constituera notre mesure de la rentabilité spécifique du marché interne et la rentabilité sur le marché externe sera approchée par l'estimation des avantages salariaux liés à *l'expérience professionnelle totale* écoulee depuis l'entrée du salarié sur le marché du travail. Ceci revient en termes de capital humain à mesurer les rendements respectifs de la part spécifique et de la part générale des investissements en expérience professionnelle.

Ces deux variables, expérience professionnelle et ancienneté, ne représentent qu'imparfaitement l'opposition mobilité - stabilité évoquée en introduction. Ainsi, la valorisation de l'expérience professionnelle sur le marché du travail externe ne constitue qu'une approximation de la carrière et on aurait aimé y adjoindre le nombre de changements d'entreprise ou la plus longue période effectuée chez un employeur. De plus, la frontière séparant le général du spécifique ne se réduit pas toujours à l'entreprise et doit parfois être étendue au groupe ou au secteur. Malheureusement, toutes ces variables, ancienneté sectorielle, nombre total d'employeurs... ne sont pas disponibles dans le fichier analysé.

1.1. Une mesure des effets de carrière sur coupe instantanée

Ne disposant pas de données de panel retraçant des carrières individuelles, nous serons conduits à mesurer les avantages respectifs de la mobilité et de la stabilité dans l'entreprise à partir des déclarations de salaires des répondants aux enquêtes sur l'emploi de 1984 et 1985. L'étude sur coupe instantanée possède néanmoins un avantage. Elle permet d'obtenir directement une mesure des effets de carrière indépendamment de la croissance générale des salaires observée sur les quarante dernières années¹. La valorisation des avantages

¹ Faisons l'hypothèse que l'évolution du salaire d'un individu au cours de son existence se compose de deux éléments: un élément général dépendant de la conjoncture économique, mesuré habituellement par un indice de salaire, variable selon la période historique et la catégorie de salarié (qualification ou secteur) mais indépendant de l'âge, et un élément individuel représentant la carrière de l'individu. Dans ce cas, l'analyse de covariance en coupe instantanée ne restitue que ce second élément. Ainsi, la différence des salaires de deux individus de même catégorie entrés sur le marché du travail à deux dates différentes sera imputée aux effets de carrière,

salariaux liés à l'expérience professionnelle et à l'ancienneté dans l'entreprise sera obtenue par une analyse de covariance comportant en outre de nombreuses variables qualitatives intégrant les effets sur le salaire: de la qualification, de la formation initiale, de la nationalité du salarié, du secteur d'activité, de la taille et de la région de l'établissement...

Soit W_i le salaire de l'individu i , l'équation de salaire estimée sera alors:

$$\log W_i = \text{cte} + a_1 \exp_i + a_2 \exp_i^2 + b_1 \text{anc}_i + b_2 \text{anc}_i^2 + \sum_j c_j X_{ij} + \sum_k d_k X_{ik} + \dots + u_i \text{ avec } u_i \rightarrow N(0, \sigma^2)$$

où anc est l'ancienneté dans l'entreprise, \exp l'expérience professionnelle totale et $X_j, X_k \dots$ les variables qualitatives valant 0 ou 1 selon que le salarié appartient à telle catégorie socio-professionnelle, possède tel diplôme, travaille dans tel secteur... (voir annexe 1).

Les valeurs estimées de a_1 et a_2 permettront de calculer le rendement du marché externe, soit en quelque sorte les salaires d'embauche selon l'expérience professionnelle détenue par le salarié à son entrée dans l'entreprise. Les estimateurs de b_1 et b_2 mesureront le rendement spécifique de l'ancienneté à expérience totale donnée. Si leur effet est significativement positif, le marché interne sera plus rémunérateur que le marché externe, la rentabilité du marché interne étant obtenue comme somme de la valorisation générale de l'expérience professionnelle et de la valorisation spécifique mesurée par les effets de l'ancienneté. Notons que les rendements de l'ancienneté et de l'expérience sont calculés «toutes choses égales par ailleurs» et font abstraction de ce qu'on nomme habituellement les «effets de structure». Par exemple, le fait que les grandes entreprises présentent à la fois des salaires plus élevés et des anciennetés plus fortes peut provoquer un biais dans l'étude des rendements de l'ancienneté, mais l'analyse de covariance telle qu'elle est ici effectuée corrige ce type de biais.

l'écart entre les salaires d'entrée sur le marché du travail compensant exactement la différence entre les augmentations générales accumulées sur des périodes différentes. De plus, la présence de variables qualitatives dans l'analyse de covariance (qualification, formation...) permet d'absorber une partie des différences d'évolution générale des salaires par catégorie.

Comme la durée de l'expérience professionnelle est calculée par différence entre la date de l'enquête et la date de fin d'études, les éventuelles périodes d'inactivité, de chômage ou de service militaire sont comptabilisées comme expérience professionnelle. De ce fait, l'étude des rendements différentiels du marché externe et interne sera limitée aux salariés masculins pour lesquels l'hypothèse d'une incidence réduite de ces biais semble admissible. Enfin le champ de l'analyse a été restreint au secteur privé et semi-public.

1.2. Une rentabilité spécifique du marché interne largement positive

Dans l'estimation de l'équation de salaire sur l'ensemble des salariés masculins des secteurs privé et semi-public, les coefficients b_1 et b_2 de l'ancienneté sont significativement différents de zéro et permettent de conclure à une rentabilité spécifique du marché interne largement positive (voir tableau 1). A expérience professionnelle totale donnée, posséder une année d'ancienneté supplémentaire procure un avantage de salaire de 0,8% pour un travailleur débutant dans l'entreprise, de 0,6% pour un travailleur ayant 10 années d'ancienneté et de 0,4% à 20 ans d'ancienneté. Cette valorisation spécifique de l'ancienneté représente à peu près la moitié de la valorisation générale de l'expérience professionnelle et la rentabilité totale du marché interne s'établit donc en moyenne à environ une fois et demie celle du marché externe.

L'hypothèse de rendements marginaux décroissants envisagée implicitement par l'estimation quadratique des effets de l'expérience professionnelle et de l'ancienneté se trouve amplement confirmée par l'analyse de covariance. La saturation est plus rapidement atteinte pour la valorisation des investissements transférables sur le marché externe du travail que pour les investissements spécifiques à l'entreprise (27 ans pour que le rendement marginal de l'expérience soit nul contre 40 ans pour l'ancienneté).

La présence de la catégorie socio-professionnelle actuelle du salarié dans l'équation de salaire peut minimiser l'estimation des effets de carrière, évalués à l'aide des coefficients estimés à 22% pour 20 années d'expérience professionnelle et 7% pour 10 années d'ancienneté. En effet toute augmentation individuelle de salaire s'accompa-

Tableau I

Effets de l'ancienneté dans l'entreprise et de l'expérience professionnelle sur le niveau de salaire horaire des salariés masculins en 1985

	Coefficients pondérés x 100		Ecart, expérience (en %) par rapport à une année d'expérience nulle			Moyenne des variables	R ² en %	Niveau type de l'année
	variable continue	variable en année	la 1 ^{re} année	la 10 ^e année	la 20 ^e année			
Ensemble							42	23
Expérience professionnelle	17,3 (12,3)	— 32 (20,4)	1,75	1,11	0,87	20,9		
Ancienneté	7,8 (10,8)	— 18 (8,7)	0,79	0,79	0,79	10,7		
Ensemble							42	23
Expérience professionnelle	17,3 (12,3)	— 30 (18,8)	1,79	1,27	0,53	20,9		
Ancienneté pour une expérience professionnelle à l'année complète < 10 ans	8,7 (11,1)	— 18 (5,8)	0,87	0,59	0,70	11,3		
Ancienneté pour une expérience professionnelle à l'année complète > 10 ans	7,2 (4,4)	— 48 (1)	0,73	0,47	0,37	9,7		
Cadres supérieurs							38	36
Expérience professionnelle	20,8 (8,7)	— 47 (8,3)	2,48	2,14	1,2	21,8		
Ancienneté	4,8 (1,8)	— 34 (8,7)	0,48	0,4	0,32	15,2		
Professions intellectuelles							38	38
Expérience professionnelle	20,8 (15,8)	— 47 (12,3)	2,48	1,71	0,80	21,8		
Ancienneté	10,1 (5,8)	— 19 (2,8)	1,01	0,71	0,49	12,6		
Employés							48	34
Expérience professionnelle	14,8 (7,1)	— 30 (5,8)	1,48	0,88	0,28	14		
Ancienneté	(18,1) (7,8)	— 29 (2,8)	1,41	1,17	0,69	9,3		
Ouvriers							38	30
Expérience professionnelle	12,8 (14,3)	— 22 (13,4)	1,2	0,79	0,32	20,9		
Ancienneté	7,0 (8,6)	— 11 (4,6)	0,7	0,48	0,28	10		
Ouvriers étrangers							38	18
Expérience professionnelle	4,7 (2,2)	— 18 (2,1)	0,47	0,31	0,11	21,8		
Ancienneté	9,0 (2,7)	— 12 (1,3)	0,9	0,48	0,42	8,2		
Cadres supérieurs diplômés du supérieur							38	38
Expérience professionnelle	18,8 (8,3)	— 51 (1,8)	2,58	2,56	1,54	18,8		
Ancienneté	2,8 (8,7)	— 18 (5,8)	0,28	0,04	0,38	9,3		

Tableau I (suite)

	Coefficients pondérés x 100		Coefficients marginaux des 3 variables expérientielles isolées			R ² en %	F-test de l'ensemble
	variable continue	variable discontinue	la 1 ^{re} année	la 10 ^e année	la 20 ^e année		
Énergie						42	28
Expérience professionnelle	11,1 (3,4)	—,19 (1,4)	1,11	0,89	0,73	20,8	
Ancienneté	9,8 (1,7)	—,11 (1,1)	0,98	0,68	0,58	13,8	
BTP						33	27
Expérience professionnelle	11,1 (3,4)	—,29 (1,7)	1,17	0,87	0,77	21,4	
Ancienneté	11,2 (1,4)	—,40 (0,4)	0,22	0,18	0,14	9	
Requêtes, assurances						46	28
Expérience professionnelle	20,9 (7)	—,47 (1,8)	1,09	1,09	1,00	19,8	
Ancienneté	10,4 (1)	—,22 (1,1)	1,08	0,18	0,6	11,9	

- Champ: salariés masculins à temps complet du secteur privé et semi-public
- Source: enquête sur l'emploi de mars 1985.
- T de Student entre parenthèses.
- Résultats d'une analyse de covariance comportant comme variables qualitatives: la région de résidence, le secteur d'activité et la taille de l'établissement, le statut de l'entreprise, le niveau de diplôme, la catégorie socio-professionnelle, la nationalité, la position familiale et la présence à l'interview du salarié (voir annexe 1).

gnant d'un changement de catégorie socio-professionnelle n'est pas comptabilisée comme effet de carrière et il aurait certainement été préférable d'introduire la catégorie socio-professionnelle de départ de l'individu dans l'analyse de covariance (variable malheureusement absente à l'enquête sur l'emploi). Si les promotions sociales s'avéraient plus fréquentes sur le marché externe, la valorisation relative de l'ancienneté par rapport à l'expérience en serait d'autant sur-estimée.

De plus, la présence du diplôme dans l'équation de salaire peut entraîner une légère sur-estimation des effets de carrière, si l'on fait l'hypothèse d'une certaine dévalorisation des diplômes. Ainsi pour un cadre âgé, moins diplômé qu'un cadre plus jeune, mais de même position relative sur l'échelle des formations dans sa génération, les coefficients valorisant son expérience professionnelle tendraient à être surestimés pour compenser l'avantage de salaire que le jeune

enregistre par son diplôme. Pour corriger ce biais, J.P. Jarousse et A. Mignat (1985) proposent de retenir le niveau relatif de diplôme dans la génération.

Malgré ces imperfections, niveau de diplôme et qualification socio-professionnelle ont été préférés à la classique variable nombre d'années d'éducation comme plus représentatifs des différences de formation mais aussi d'aptitude à la valoriser sur le marché du travail.

I.3. Une variabilité importante de l'avantage relatif du marché interne

Les estimations des rentabilités de l'expérience professionnelle et de l'ancienneté pour diverses sous-populations définies par le niveau de qualification, le secteur ou l'expérience professionnelle au moment de l'entrée dans l'entreprise actuelle, permettent de moduler l'avantage relatif que l'estimation générale accordait au marché interne.

Ainsi, plus on rentre tôt dans une entreprise, plus le rendement de l'ancienneté est important: en faisant dépendre l'estimation des coefficients de l'ancienneté de la valeur de l'expérience professionnelle que l'individu possédait au moment de son entrée dans l'entreprise, il apparaît que la rentabilité spécifique de l'ancienneté est plus forte en début de vie active² (voir tableau I). Ce résultat s'explique bien à la lumière de la théorie du capital humain pour laquelle les investissements seront d'autant plus importants et rentables que la

² Dans une première version de cette étude, l'expérience professionnelle à l'entrée dans l'entreprise (obtenue par différence entre l'expérience totale et l'ancienneté) avait été retenue au lieu de l'expérience professionnelle totale car moins corrélée que cette dernière à l'ancienneté dans l'entreprise (M. Glaude (1986)). Dans ce cas, les coefficients de l'ancienneté représentaient l'ensemble des avantages liés au marché interne et non la seule rentabilité de l'investissement spécifique à l'entreprise. Mais avec cette spécification, on omettait (à moins de recourir à une formulation plus complexe) de prendre en compte l'interaction entre ancienneté et expérience à l'entrée dans l'entreprise qui se révèle être nettement plus importante que celle entre ancienneté et expérience professionnelle totale.

durée potentielle de la période de rentabilisation et plus longue³ (J. Mincer (1981) et B. Janovic (1979)).

Plus on s'élève dans l'échelle des qualifications, plus l'expérience professionnelle est rentable. Ainsi, selon les estimations du tableau I, 10 années d'expérience professionnelle accroissent le salaire d'un cadre de 30 %, contre 25 % pour un membre d'une profession intermédiaire, 12 % pour un employé et 10 % pour un ouvrier. La composante générale de l'effet de carrière est la plus faible pour les ouvriers étrangers dont les salaires n'enregistrent qu'une augmentation de 4 % au bout de 10 années d'expérience professionnelle comme si l'immigration s'accompagnait d'une importante dévaluation de capital humain ou du moins d'une faible transférabilité de celui-ci.

La rémunération spécifique de l'ancienneté, par contre, ne s'accroît pas avec la qualification et n'est plus significativement différente de zéro pour les cadres supérieurs. Le marché interne serait donc moins intéressant pour les cadres supérieurs dont les investissements en expérience professionnelle seraient le plus facilement monnayables sur le marché externe. Cette particularité est encore plus apparente pour les cadres diplômés du supérieur dont les carrières sont les plus rémunératrices et pour lesquels il n'y aurait pas de différence dans les stratégies de carrière entre marché externe et marché interne. A l'opposé, c'est pour les employés que le marché interne semble le plus bénéfique.

L'effet spécifique de marché interne est également fortement contrasté entre secteurs d'activités. Culminant dans les banques et assurances où la rémunération de l'ancienneté, mais aussi de l'expérience professionnelle, se situe largement au-dessus de la moyenne, il

³ Néanmoins, la faible interaction expérience totale - ancienneté pourrait s'interpréter comme si la carrière salariale d'un individu dans une entreprise ne formait pas un tout mais comptait plutôt deux termes : un terme d'ancienneté relativement autonome, voire déterminé par des conventions collectives et un terme plus fortement lié à l'expérience professionnelle ou l'âge représentant l'évolution moyenne des postes ou des compétences d'un individu. Dans ce cas les bénéfices de l'ancienneté seraient moins dus à la rentabilisation d'un capital humain spécifique qu'à un certain état des rapports de force enregistré dans les conventions collectives. Une telle particularité pourrait être à l'origine de l'importante différence de rentabilité de l'ancienneté que l'on peut constater entre la France et l'Allemagne (D. Depardieu et J.F. Payen (1986)).

est relativement important dans le secteur de l'énergie, et très faible, voire nul, dans le BTP (voir tableau I).

II.

HÉTÉROGÉNÉITÉ DE POPULATION OU QUALITÉ DE L'ADÉQUATION EMPLOI-SALARIÉ

Les estimations de rentabilité spécifique de l'ancienneté effectuées en coupe instantanée reposent sur la comparaison, toutes choses égales par ailleurs, des salaires des travailleurs anciens dans leur entreprise aux salaires des travailleurs récemment embauchés. Ce calcul suppose implicitement que les déroulements de carrières internes sont identiques pour l'ensemble des salariés, ou du moins pour différents sous-groupes de salariés. Pourtant, l'observation courante de la diversité des carrières et de la très grande variabilité de l'ancienneté à expérience professionnelle constante conduit à remettre en cause cette hypothèse. Ainsi, à son entrée dans l'entreprise, chaque salarié ne verrait pas s'ouvrir devant lui le même chemin. Les stratégies de carrière et les choix de mobilités, qu'ils soient ou non contraints, s'avèrent en fait nettement différenciés.

La constatation de cette variabilité individuelle a donné lieu à différentes interprétations, plus complémentaires que contradictoires, selon les schémas théoriques de référence.

Pour les théoriciens du capital humain, cette diversité tient aux différences individuelles d'accumulation de capital humain, sous forme générale et spécifique. La population est fondamentalement *hétérogène*.

Pour d'autres auteurs, les raisons de l'hétérogénéité de population sont à rechercher dans l'histoire passée du salarié. Constatant que le fait d'avoir connu une situation donnée dans le passé influait positivement sur la probabilité de la connaître à l'avenir, Heckman (1981) a introduit la notion de «*dépendance d'état*» (State dependence) pour mieux expliquer mobilités récurrentes ou stabilités durables. Comme le souligne M. Granovetter (1983), cette interprétation conjugue habilement histoire individuelle du salarié et filière d'emplois. Ainsi, la forte corrélation entre mobilité passée et mobi-

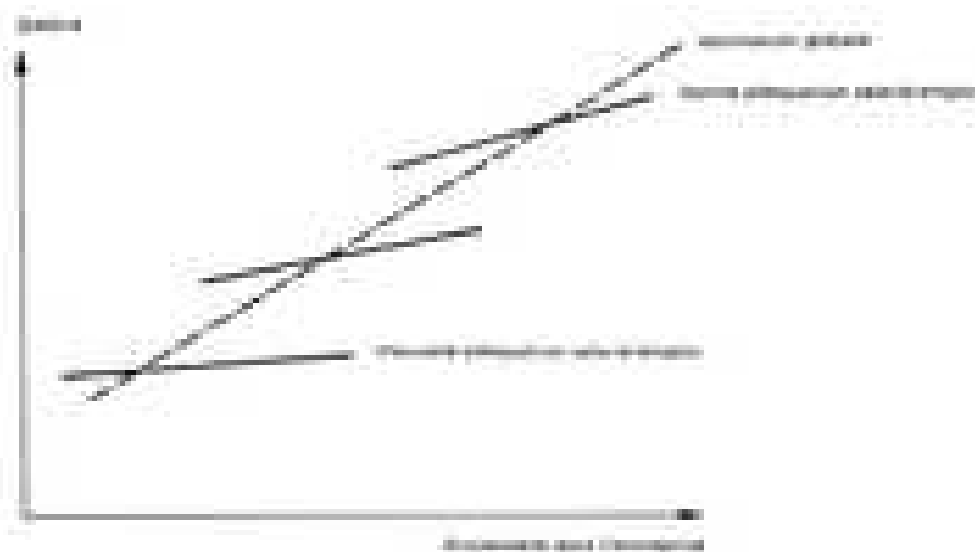
lité à venir peut autant être imputée à une certaine instabilité du salarié qu'à une succession d'emplois insatisfaisants. Les deux causes sont d'ailleurs cumulatives, car l'histoire des emplois passés est bien souvent le seul élément d'information sur le salarié dont dispose l'employeur au moment de l'embauche.

En fait, les choix individuels de mobilités sont contraints par les stratégies de gestion de main-d'œuvre des entreprises, les particularités locales du marché du travail... et déterminent ce qu'on a appelé la *qualité de l'adéquation du salarié et de l'emploi* («job-match» selon B. Jovanovic (1979)). Une bonne adéquation salarié-emploi est alors le gage d'une meilleure productivité du travail, d'un meilleur salaire et d'une probabilité plus forte de rester dans l'entreprise⁴.

II.1. Redresser les biais d'estimation du rendement de l'ancienneté

Dans cette logique, l'ancienneté dans l'entreprise serait moins un élément d'accumulation d'expérience spécifique qu'un indicateur d'une bonne adéquation du salarié et de l'emploi. L'estimation des avantages du marché interne et en particulier des rendements de l'ancienneté en serait biaisée. En effet, les salariés dont la qualité de l'adéquation à l'emploi est bonne présenteront conjointement de meilleurs salaires (en niveau et en évolution) et des probabilités de rester dans l'entreprise plus fortes, donc en moyenne des anciennetés plus élevées. Inversement aux faibles valeurs d'ancienneté correspondront plus fréquemment de mauvaises adéquations salarié-emploi et de moins bons salaires, et les rendements de l'ancienneté sur coupe instantanée risquent d'être surestimés. Le graphique 1 illustre l'impact de l'hypothèse d'hétérogénéité de population sur l'estimation de la relation salaire-ancienneté.

⁴ La qualité du lien qui unit le salarié et l'entreprise est aussi à la base de la théorie des contrats implicites qui modélise la perception ou plutôt la révélation de cette qualité au fur et à mesure du temps passé dans l'entreprise. Dans les modèles avec salaire d'efficience, la qualité de cette adéquation devient une variable de gestion de l'entreprise puisque ces modèles postulent que la productivité d'un travailleur est une fonction croissante du salaire qui lui est offert.



Graphique 1. Biais d'estimation du rendement salarial de l'ancienneté dus à l'hétérogénéité de population.

Comment redresser ces biais d'estimation? Peut-on identifier des sous-ensembles homogènes de population relativement à la qualité de l'adéquation emploi-salarié? Il faudrait pour cela disposer pour chaque salarié de sa probabilité de quitter l'entreprise. Cette variable n'étant pas directement appréhendable, différentes alternatives ont été proposées:

J. Mincer (1981) et B. Jovanovic (1979) utilisent la mobilité passée, compte tenu de sa corrélation avec la mobilité à venir. A. Bartel et G. Borjas (1981) se servent de la connaissance de l'ancienneté complète, c'est-à-dire l'ancienneté au moment du changement d'entreprise grâce à des données de panel. J. Altonji et R. Shakotko (1985), également sur données de panel, emploient comme variable instrumentale de l'ancienneté, sa variation à l'intérieur d'une séquence continue d'emploi. P. Choffel (1985) corrige les carrières salariales internes aux entreprises des biais de sélectivité. Pour notre part, nous présenterons ci-dessous les résultats obtenus par la mise en œuvre de deux méthodes susceptibles d'éliminer les biais dus à l'hétérogénéité de population.

II.2. Un système d'équations simultanées

Grâce à la connaissance, pour une partie de l'échantillon de l'enquête sur l'emploi, de la situation du salarié l'année suivante,

nous pouvons essayer d'estimer directement la probabilité de quitter l'entreprise pour chaque salarié⁵. Plus précisément, supposons que le salaire d'un individu dépende des variables déjà mentionnés (expérience, ancienneté, qualification, formation, secteur...) mais aussi de la probabilité d'être mobile, comme indicateur de la qualité de l'adéquation à l'emploi. Inversement, faisons l'hypothèse que la probabilité d'être mobile au cours de l'année à venir dépende de l'écart entre le salaire effectif et son estimation (en plus des autres caractéristiques socio-démographiques). Un salaire effectif inférieur au salaire estimé est interprété comme une mauvaise adéquation entre le travailleur et son emploi et doit influencer positivement la probabilité de départ de l'entreprise. On peut alors spécifier le système d'équations simultanées suivant:

$$\begin{cases} \log W_i = f(\text{exp}_i, \text{anc}_i, X_{ij}, X_{ik}, \dots, \text{Prob}_i) + u_{1i} \\ \text{Prob}_i = g(\text{exp}_i, \text{anc}_i, X_{ij}, X_{ik}, \dots, u_{1i}) + u_{2i} \end{cases}$$

où Prob_i est la probabilité de quitter l'entreprise dans l'année à venir pour le salarié i . Comme en fait ne sont connus que le salaire effectif et la variable qualitative Dep_i valant 1 ou 0 selon que le salarié a ou non quitté l'entreprise l'année suivante, la procédure d'estimation du système précédent est relativement complexe et doit faire appel à des modèles à variables latentes (voir annexe 2).

La prise en compte de l'hypothèse d'hétérogénéité de population semble confirmer l'existence d'une surestimation du rendement de l'ancienneté dans l'équation classique de salaire. Pour mieux représenter la qualité de l'adéquation emploi-salarié, deux probabilités de quitter l'entreprise au cours de l'année à venir ont été introduites dans l'équation de salaire selon que le salarié avait ou non retrouvé un emploi l'année suivante. Mais seule la probabilité de se retrouver inactif ou au chômage exerce comme prévu un effet significativement négatif sur le salaire (voir spécification II, tableau II). Le ren-

⁵ 4,7% des salariés masculins n'ayant pas déménagé entre mars 1984 et mars 1985 ont changé d'entreprise et ont un emploi en 1985, par contre 3,4% se retrouvent au chômage, 1,3% des moins de 50 ans sont devenus inactifs (y compris service militaire ou reprise d'études) contre 1,8% des plus de 50 ans (ces derniers seront considérés comme retraités ou préretraités (M. Cézard et D. Rault (1986)).

prise diminuent. Par contre, les effets plutôt liés aux caractéristiques des salariés (qualification, diplôme...) ne changent guère. Du côté des équations donnant la probabilité d'être mobile, l'écart entre salaire effectif et salaire estimé exerce un effet significativement négatif, plus particulièrement marqué dans le cas de la probabilité d'être inactif ou chômeur l'année suivante.

En identifiant, grossièrement en l'absence d'autres indicateurs, la mobilité volontaire à la probabilité d'être mobile et d'avoir un emploi l'année suivante et la mobilité contrainte à la probabilité d'être inactif ou au chômage, l'effet de la qualité de l'adéquation travailleur-emploi serait plus sensible sur la probabilité de connaître une mobilité contrainte. En d'autres termes, si un «mauvais salaire» incite à partir, il est encore plus un indicateur de précarité de l'emploi, dans la période actuelle du moins.

II.3. Intention de mobilité et mobilité effective

Une deuxième méthode, plus fruste, de correction des biais d'hétérogénéité de population consiste à introduire directement dans l'équation de salaire comme proxy de la probabilité d'être mobile les variables de mobilité effective ainsi que des variables d'intention de mobilité également disponibles dans l'enquête sur l'emploi. Les coefficients de l'ancienneté sont légèrement réduits (d'environ 10%, voir spécification III, tableau II), mais la différence avec les coefficients de l'équation I n'est pas significative, démontrant si l'on suppose l'existence de biais liés à l'hétérogénéité de population, la moins bonne efficacité de cette méthode pour leur élimination, par rapport à celle des équations simultanées.

Cette spécification offre par contre l'intérêt de dégager les différences de salaire, toutes choses égales par ailleurs, entre les salariés ayant l'intention de changer d'emploi et les autres. Ceux qui indiquent rechercher un emploi pour obtenir un meilleur salaire ont des salaires de 12% inférieurs à leurs collègues, ceux qui recherchent une meilleure qualification accusent un déficit de 5%... ce qui semble démontrer une assez juste perception des réalités. De la même manière, les futurs mobiles qui se retrouveront au chômage ou en inactivité en 1985 ont en 1984 des salaires inférieurs de 6% aux

autres salariés de mêmes caractéristiques, cumulant ainsi les indices d'une mauvaise adéquation salarié-emploi.

III.

SEGMENTATION DES MARCHÉS DU TRAVAIL ET THÉORIE DUALISTE

La constatation de fortes inégalités de conditions de travail, de taux de chômage et de rémunération entre groupes sociaux et plus particulièrement entre blancs et noirs aux Etats-Unis a donné naissance aux théories de la segmentation des marchés du travail et à la théorie dualiste au début des années 1970. Pour Doeringer et Piore (1971), les emplois se répartissent en deux secteurs: sur le «marché primaire», les salaires sont élevés, les conditions de travail satisfaisantes, et les perspectives de carrière intéressantes. Le «marché secondaire» présente les traits opposés: les travailleurs n'y ont pas de carrière et les investissements en formation initiale et en expérience professionnelle n'y sont pas récompensés. De plus des mécanismes de ségrégation régissent l'accès au marché primaire.

Cette théorie issue du «mythe du système inégalitaire» selon l'expression d'O. Favereau (1985) constitue donc une version radicale de l'hypothèse d'hétérogénéité. Le continuum des différences individuelles fait place à une brutale coupure en deux et la liberté de choix est devenue une contrainte déterminante. L'hétérogénéité des théoriciens du capital humain est pour les défenseurs de la thèse dualiste une caractéristique des sociétés inégalitaires.

Plusieurs auteurs ont utilisé cette théorie pour estimer des équations de salaire sur deux sous-populations définies *a priori* par les caractéristiques des emplois ou des travailleurs. Il en résulte deux inconvénients. Les partitions peuvent parfois être trop grossières: ainsi mettre l'ensemble du BTP dans le secteur secondaire, c'est y inclure aussi des cadres qui relèvent plutôt du secteur primaire. De plus, cette procédure n'est pas à l'abri de biais de sélection qui peuvent conduire à attribuer au secteur des propriétés qui tiennent en partie aux caractéristiques de ses occupants.

III.1. Un modèle à deux régimes

Reprenant la démarche adoptée par W. Dickens à K. Lang (1985), nous avons estimé un modèle comportant deux équations de salaire et une équation régissant l'affectation des individus à l'un ou l'autre des régimes. L'idée est séduisante. Au lieu d'estimer une seule équation sur un ensemble de points, ne peut-on pas déterminer «au mieux» une partition de ces points en deux sous-ensembles qui vérifieraient chacun une équation différente? (voir graphique 2). Le modèle s'écrit formellement:

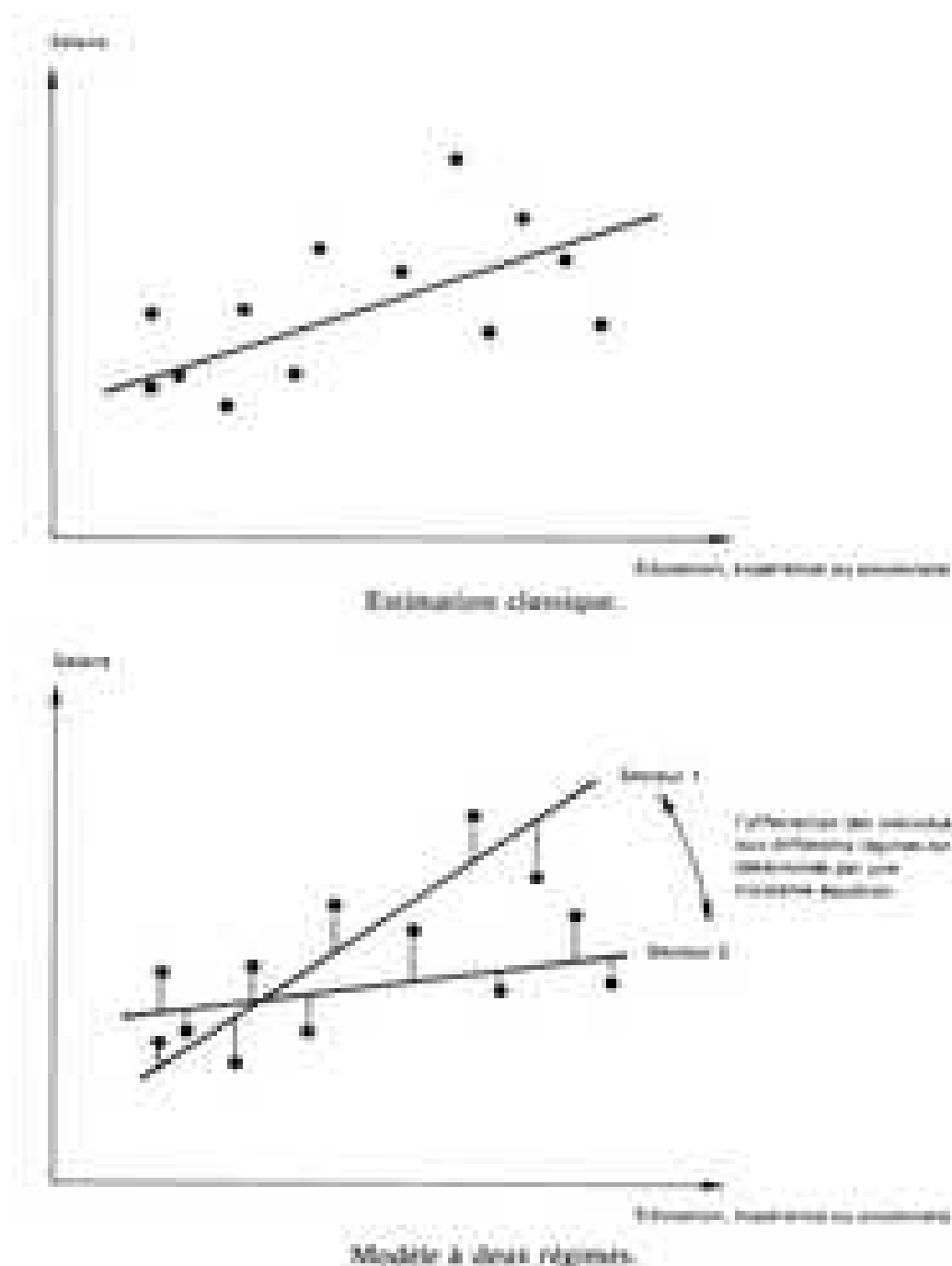
$$\log W_i = \begin{cases} cte + a_1 ed_i + b_1 exp_i + c_1 anc_i + \sum_j d_{1j} X_{ij} + u_{1i} \\ \quad \text{si } cte + \alpha ed_i + \sum_k \beta_k X_{ik} + u_{3i} > 0 \\ cte + a_2 ed_i + b_2 exp_i + c_2 anc_i + \sum_j d_{2j} X_{ij} + u_{2i} \\ \quad \text{si } cte + \alpha ed_i + \sum_k \beta_k X_{ik} + u_{3i} \leq 0 \end{cases}$$

où ed représente le nombre d'années d'études effectuées après l'âge de 6 ans et où X_j et X_k sont un certain nombre de variables qualitatives, différant selon la spécification, et représentant les influences du secteur, de la nationalité...

Ainsi, l'appartenance à l'un ou l'autre des secteurs n'est plus définie *a priori* mais résulte de l'estimation du modèle et la décision d'affecter tel individu dans tel secteur ne repose plus sur un ou deux critères mais est une fonction multidimensionnelle où peuvent intervenir de nombreuses variables. Compte tenu des oppositions le plus fréquemment évoquées dans la littérature sur la segmentation des marchés du travail, nous avons retenu: la région de résidence, la taille et le secteur d'activité de l'établissement, le statut de l'entreprise, la nationalité, le niveau d'éducation et la catégorie socio-professionnelle du salarié.

Les équations de salaire font intervenir essentiellement le niveau d'éducation, l'ancienneté dans l'entreprise et l'expérience professionnelle de manière à bien mesurer les rendements différentiels de la formation initiale et de l'expérience professionnelle sur les marchés

Graphique 2



interne et externe pour chacun des deux secteurs. Puisqu'il s'agit d'opposer des emplois entre lesquels la mobilité des individus est réduite (voire contrainte), ce qui revient presque à opposer des carrières, il n'y avait pas lieu d'inclure dans l'équation d'affectation les variables d'ancienneté et d'expérience professionnelle: un résultat

qui aurait opposé par exemple les jeunes et les vieux travailleurs n'aurait guère eu de sens dans le cadre de la théorie dualiste.

III.2. Deux secteurs bien différenciés aux carrières divergentes

L'estimation du modèle dualiste a été réalisée grâce à l'utilisation du programme de maximisation de la vraisemblance écrit par le laboratoire d'économie politique de l'école normale supérieure (voir annexe 3). Celui-ci a été appliqué sur 2000 salariés masculins à temps complet du secteur privé et semi-public tirés aléatoirement à partir de l'enquête sur l'emploi de 1985 et dont l'expérience professionnelle totale est comprise entre 10 et 20 ans⁶.

Différentes spécifications de l'équation d'affectation et des équations de salaire ont été estimées (voir tableau III). Dans tous les cas les deux secteurs déterminés par le modèle s'opposent nettement⁷ quant aux rendements de l'éducation et de l'expérience professionnelle. Par exemple pour la spécification n° 1, ces rendements sont dans un rapport de 1 à 3 entre secteur secondaire et secteur primaire.

Le rendement spécifique de l'ancienneté n'est par contre pas significativement différent entre les deux secteurs, accréditant l'hypothèse déjà évoquée dans la première partie d'une certaine autonomie des augmentations à l'ancienneté qui seraient dans le cas français plus proches d'une procédure conventionnelle que d'une individualisation de la carrière. Il n'en reste pas moins que le rendement d'ensemble du marché interne reste plus favorable dans le secteur primaire puisqu'il s'obtient comme somme de la composante

⁶ Cette dernière restriction a été appliquée de façon à homogénéiser la population étudiée par rapport à la spécification des équations de salaire ne comportant pas de terme au carré pour l'ancienneté et l'expérience professionnelle. En supposant par la spécification linéaire des rendements constants de l'ancienneté et de l'expérience, une première estimation du modèle à deux régimes sur l'ensemble des salariés masculins du secteur privé et semi-public opposait deux secteurs constitués essentiellement des jeunes d'une part et des plus vieux de l'autre.

⁷ La quasi-totalité des coefficients sont significatifs aux seuils habituels et l'ensemble du modèle à deux régimes est jugé plus adéquat qu'un modèle à une seule équation de salaire par un test de rapport de vraisemblance (voir annexe 3).

spécifique (l'ancienneté) et de la composante générale (l'expérience professionnelle).

L'équation qui détermine l'affectation de chaque salarié à tel ou tel secteur et l'étude des probabilités d'appartenance aux deux secteurs (tableau IV) accréditent les hypothèses classiques de la segmen-

Tableau IV
Probabilités d'appartenance au secteur primaire pour différentes catégories de salariés* (en %)

	Moins de 10 ans	10 à 19 ans	20 à 29 ans	30 ans et plus
Ensemble	46	40	39	32
Niveau d'éducation**				
Inférieur à 8 ans	4	20	4	8
8 ans	21	23	18	11
de 9 à 12 ans	43	34	35	25
de 13 à 17 ans	21	19	25	20
plus de 17 ans	10	11	18	36
Expérience à l'étranger dans l'entreprise				
moins de 5 ans	21	28	28	21
de 5 à 9 ans	43	31	34	24
10 ans et plus	37	41	38	55
 Ancienneté				
moins de 5 ans	29	33	38	41
de 5 à 9 ans	42	34	35	25
de 10 à 14 ans	13	27	24	21
15 ans et plus	16	7	1	13
Région d'origine				
Nationalité étrangère	74	68	47	30
Nationalité française	8	13	7	11
Grand établissement				
privé	60	48	44	38
public ou national	32	51	34	43
Secteur d'activité				
I.A.	21	16	12	11
Énergie	27	19	17	15
Industrie B. métallurgie	46	43	40	29
Industrie B. équipement	44	32	41	24
Industrie B. consommation	49	40	37	22
BTP	24	11	10	14
Commerce	23	12	10	10
Transports	27	12	10	10
Autres services	43	43	30	24
Banques, assurances	27	12	17	14
Catégories socio-professionnelles				
Cadres supérieurs	42	38	40	38
Professions intermédiaires	43	38	38	24
Employés	26	17	14	10
Ouvriers	21	17	12	8

— Champ et sources, voir Tableau III.

* Pour le calcul des ces probabilités, voir annexe 3.

** Niveau d'éducation = âge de fin d'études moins 6 ans.

tation. Plus la scolarité du salarié aura été longue ou plus sa qualification est élevée, plus il aura de chances d'être dans le secteur primaire. Habiter en région parisienne, faire partie d'une entreprise nationale ou d'un grand établissement, travailler dans le secteur de l'énergie ou des banques et assurances favorise, toutes choses égales par ailleurs, l'appartenance au secteur primaire. Inversement, être de nationalité étrangère, travailler en province, dans une petite unité, du BTP... renvoie dans le secteur secondaire où les rendements tant sur le marché interne qu'externe sont plus faibles.

Enfin, bien qu'ancienneté et expérience professionnelle ne figurent pas dans l'équation d'affectation, il semble que les salariés du secteur primaire soient plus anciens dans leur entreprise que les salariés du secteur secondaire, ces derniers étant plus mobiles si l'on en juge par la valeur plus élevée de leur expérience professionnelle à l'entrée dans l'entreprise (tableau IV).

Néanmoins, le poids relatif des deux secteurs est plus surprenant. Selon les spécifications, le secteur secondaire représente entre 54 % et 68 % des salariés. L'importance de ce secteur secondaire est encore plus frappante quand on sait que l'analyse effectuée ne comporte ni les femmes ni les jeunes qui sont souvent cités comme nourrissant le segment défavorisé du marché du travail. Il semble donc que le modèle utilisé n'effectue pas un partage entre les emplois «normaux» et les emplois de relégation situés aux franges du monde du travail comme le voudrait une certaine acception de la théorie dualiste, mais opère plutôt un découpage entre secteurs d'activités, entreprises et niveaux de qualification, qui renvoie à des valorisations de la formation initiale et de l'expérience professionnelle très différentes et en définitive à des carrières salariales divergentes.

III.3. Dualité dans la dualité

Quel est le niveau de pertinence de la théorie dualiste? La césure qu'elle consacre relève-t-elle d'une nomenclature classant de manière intangible les bons et les mauvais emplois ou n'est-elle qu'un paradigme d'analyse du fonctionnement du marché du travail applicable à différents champs? De nombreux travaux français analysés par Piore (1978) dans son étude des marchés du travail

européen ont dégagé de la dualité dans la dualité. Ainsi, même dans le plus primaire des segments du marché du travail, on peut exhiber des différences justifiant une opposition entre deux sous-secteurs, pour peu que l'on détaille les caractéristiques des emplois.

Suivant cette logique, nous avons appliqué le modèle à deux régimes au sous-échantillon des ouvriers. La méthode permet de déterminer deux nouveaux secteurs qui offrent des rentabilités de l'éducation et de l'expérience professionnelle relativement contrastées. Mais bien que l'équation d'affectation des individus au segment primaire privilégie toujours les mêmes critères: niveau d'éducation, région parisienne, nationalité française, statut semi-public, grande taille des établissements, secteur de l'énergie... une part importante des ouvriers qui, dans l'analyse, relevaient du secteur secondaire appartiennent maintenant au nouveau secteur primaire (M. Glaude (1986)).

Il semblerait donc que de dualité en dualité, les partitions successives dégagent plutôt l'image d'un large continuum entre carrières où la valorisation générale de l'expérience professionnelle est élevée et carrières où cette valorisation est très faible, voire nulle. Si ce résultat infirme une acception étroite de la théorie dualiste, les critères de partition exhibés par le modèle à deux régimes (nationalité, éducation, secteur...) correspondent tout à fait aux césures classiquement évoquées par cette théorie.

IV.

CONCLUSION

Au terme de ce parcours empirique entre théories explicatives et méthodes économétriques, que conclure?

L'ancienneté dans l'entreprise exerce un effet spécifique positif sur le salaire. Globalement, la rentabilité du marché interne est supérieure à celle du marché externe. Faire une carrière dans une entreprise est plus rémunérateur que retourner périodiquement par choix ou par nécessité sur le marché du travail. Néanmoins, cet avantage relatif n'est pas systématique. Ainsi pour les cadres supérieurs diplô-

més en début de carrière, le capital que représente le diplôme permet toutes les mobilités.

La prise en compte de l'adéquation du salarié et de l'emploi réduit les avantages spécifiques liés à l'ancienneté. Une partie de la rentabilité apparente du marché interne est due à l'opposition entre des travailleurs mobiles moins bien rémunérés par l'entreprise compte tenu de leur probabilité de départ et des travailleurs plus stables, attachés à l'entreprise, percevant un bon salaire résultant de l'investissement réciproque du salarié dans l'entreprise et de l'entreprise dans le salarié.

Les bénéfices résiduels de l'ancienneté sont néanmoins toujours significatifs et seraient à rapprocher de la spécificité française d'inscription dans un certain nombre de conventions collectives d'augmentations automatiques à l'ancienneté.

Cette valorisation spécifique de l'ancienneté se retrouve avec la même importance dans chacun des deux secteurs que permet de définir une segmentation du marché du travail. Mais il semble que la théorie dualiste constitue plus un principe d'analyse des oppositions d'emplois et des divergences de carrière qu'un outil de définition stricte d'une nomenclature rigide en deux secteurs.

Cependant, l'étude des bénéfices liés à la mobilité se heurte aux limites des données disponibles pour l'analyse. On peut en particulier regretter l'absence de variables détaillant la carrière salariale passée, opposant par exemple mobilités volontaires et mobilités contraintes, et décrivant plus pleinement la relation emploi-salarié dans les carrières individuelles.

Annexe 1

CHAMP ET SOURCES UTILISÉES

Les analyses de covariance ont été effectuées sur des échantillons de salariés masculins des enquêtes sur l'emploi réalisées par l'INSEE en mars 1984 et 1985. Pour 1985, 18.250 salariés non agricoles avaient déclaré un salaire mensuel, dans un système de tranches assez détaillé, pour une occupation à temps plein dans les secteurs privé et semi-public et une durée du travail comprise entre 30 et 72 heures. Pour 1984, on a retenu 12.786 salariés masculins présentant

les mêmes caractéristiques plus celle d'appartenir au sous-échantillon commun aux enquêtes de 1984 et 1985 (soit environ $\frac{2}{3}$ de l'échantillon total). Parmi ces salariés, 2060 ont déménagé ou quitté leur ménage d'appartenance en 1985, 336 sont devenus inactifs (y compris service national et reprise d'études), 361 se retrouvent au chômage et 507 ont changé d'employeur. Néanmoins, compte tenu du champ des emplois retenus et du taux de non réponse à la question sur le salaire, seuls 8791 salariés, dont 8494 n'ont pas changé d'employeur, peuvent être appariés dans les deux enquêtes.

C'est le logarithme du salaire horaire qui est la variable dépendante des équations de salaire (moyenne harmonique des limites de tranches rapportée à la durée du travail). En plus de l'ancienneté dans l'entreprise et de l'expérience professionnelle ont été retenues comme exogènes les variables qualitatives suivantes:

- la catégorie socio-professionnelle à deux chiffres (16 postes)
- la région de résidence (2 postes)
- le secteur d'activité de l'établissement (10 postes)
- la tranche d'effectifs de l'établissement (4 postes)
- le statut de l'entreprise (2 postes)
- le diplôme (5 postes)
- la nationalité (2 postes)
- la position familiale (5 postes)
- la présence à l'interview (2 postes).

Annexe 2

ESTIMATION D'UN SYSTÈME D'ÉQUATIONS SIMULTANÉES AVEC UNE VARIABLE QUALITATIVE

Soient deux variables latentes y_{1i} et y_{2i} reliées par le système suivant:

$$\begin{aligned}
 y_{1i} &= \text{cte} + a_1 \exp_i + a_2 \exp_i^2 + b_1 \text{anc}_i + b_2 \text{anc}_i^2 \\
 &\quad + \sum_j c_j X_{ij} + \sum_k d_k X_{ik} + \dots + h y_{2i} + u_{1i} \\
 y_{2i} &= \text{cte} + \sum_l a'_l E_{il} + \sum_m b'_m A_{im} + \sum_j c'_j X_{ij} \\
 &\quad + \sum_k d'_k X_{ik} + \dots + h' u_{1i} + u_{2i}
 \end{aligned}$$

avec $u_{1i} \rightarrow N(0, \sigma_1^2)$, $u_{2i} \rightarrow N(0, \sigma_2^2)$ et $\text{cov}(u_{1i}, u_{2i}) = 0$

et E_l et A_m étant des indicatrices de tranche d'expérience et d'ancienneté. Si l'on pose

$$\begin{aligned}
 \text{Log } W_i &= y_{1i} \\
 \text{Dep}_i &= \begin{cases} 1 & \text{si } y_{2i} > 0 \\ 0 & \text{si } y_{2i} \leq 0 \end{cases}
 \end{aligned}$$

la résolution du système précédent peut se faire en deux étapes (Gouriéroux (1984)). Tout d'abord, on applique les moindres carrés ordinaires et le modèle Probit aux deux nouvelles équations suivantes:

$$\begin{aligned}
 \text{Log } W_i &= \text{cte} + \alpha_1 \exp_i + \alpha_2 \exp_i^2 + \beta_1 \text{anc}_i + \beta_2 \text{anc}_i^2 \\
 &\quad + \sum_j \gamma_j X_{ij} + \sum_k \delta_k X_{ik} \dots + v_{1i} \\
 \text{Dep}_i &= \begin{cases} 1 & \text{si } y_{2i}^* > 0 \\ 2 & \text{si } y_{2i}^* \leq 0 \end{cases}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{avec } y_{2i}^* &= \text{cte} + \sum_l \alpha'_l E_{il} + \sum_m \beta'_m A_{im} + \sum_j \gamma'_j X_{ij} \\
 &\quad + \sum_k \delta'_k X_{ik} \dots + v_{2i}
 \end{aligned}$$

puis on introduit les estimateurs \hat{y}_{2i}^* et \hat{v}_{1i} comme variables instrumentales dans les équations initiales.

Annexe 3

ESTIMATION D'UN MODÈLE À DEUX RÉGIMES

Soit y_i^* une variable latente mesurant la tendance à être dans le secteur primaire, W_i le salaire de l'individu i , X_i et Z_i les vecteurs de caractéristiques explicatives individuelles. Le modèle à deux régimes s'écrit formellement :

$$\log W_i = \begin{cases} X_i\beta_1 + u_{1i} & \text{si } y_i^* = Z_i\beta_3 + u_{3i} > 0 \\ X_i\beta_2 + u_{2i} & \text{sinon} \end{cases}$$

$\beta_1, \beta_2, \beta_3$ sont les vecteurs des paramètres; u_1, u_2, u_3 sont les erreurs supposées normales.

La vraisemblance du système est donnée par :

$$\begin{aligned} & \Pr(u_{3i} > -Z_i\beta_3/X_i, Z_i, u_{1i}) \cdot f(u_{1i}) \\ & + \Pr(u_{3i} \leq -Z_i\beta_3/X_i, Z_i, u_{2i}) \cdot f(u_{2i}) \end{aligned}$$

et la log-vraisemblance vaut :

$$\sum_{i=1}^N \log \left[\left(1 - \Phi \left(\frac{-Z_i\beta_3 - \frac{\sigma_{13}u_{1i}}{\sigma_{11}}}{\sqrt{1 - \frac{\sigma_{13}^2}{\sigma_{11}^2}}} \right) \right) \cdot \varphi(u_{1i}, \sigma_{11}) + \Phi \left(\frac{-Z_i\beta_3 - \frac{\sigma_{13}u_{2i}}{\sigma_{11}}}{\sqrt{1 - \frac{\sigma_{23}^2}{\sigma_{11}^2}}} \right) \cdot \varphi(u_{2i}, \sigma_{11}) \right]$$

où φ et Φ sont les densité et fonction de répartition de la loi normale, σ_{11}^2 et σ_{22}^2 sont les variances de u_1 et u_2 , σ_{33}^2 est normalisé à 1 et σ_{13} et σ_{23} sont les covariances de u_1 et u_3 et de u_2 et u_3 (u_1 et u_2 étant supposés indépendants).

Le programme Qualit du laboratoire d'économie politique de l'école normale supérieure (F. Bourguignon et B. Sabatier-Labeyrie) permet d'obtenir des estimateurs du maximum de vraisemblance des paramètres $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ et $\sigma_{11}, \sigma_{12}, \sigma_{13}$ et σ_{23} .

Pour mesurer la qualité du modèle à deux régimes par rapport à une seule équation de salaire, on peut effectuer un test du rapport des vraisemblances. En effet, le modèle à une seule équation est un

cas particulier du modèle à deux régimes pour $\beta_1 = \beta_2$, $\sigma_{11} = \sigma_{22}$, $\sigma_{13} = \sigma_{23}$. Néanmoins, si les deux régimes sont identiques, les paramètres de l'équation d'affectation sont indéterminés. Le calcul des degrés en liberté en est compliqué. On comparera donc la double différence des log vraisemblances du modèle à deux régimes et des MCO à un χ^2 à n degrés de liberté, avec n égal à la somme du nombre de contraintes et du nombre de paramètres indéterminés.

Les tests sont largement positifs pour les différentes spécifications estimées: les doubles différences des log vraisemblance sont respectivement de 460, 762, 354, 646 et les valeurs des χ^2 à 15, 23, 18 et 26 degrés de liberté ayant la probabilité d'un pour mille d'être dépassées sont de 37.7, 49.73, 42.31 et 54.05.

La probabilité d'appartenance au secteur primaire a été calculée pour chaque individu à partir de la valeur estimée de l'équation d'affectation sous l'hypothèse de la normalité du terme d'erreur soit $\Phi(\hat{y}_i^*)$. Pour obtenir la probabilité d'appartenance au secteur primaire pour une catégorie de salariés, on a effectué la moyenne des probabilités élémentaires

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Phi(\hat{y}_i^*)$$

plutôt que de compter le nombre de salariés dont la valeur estimée de la variable latente \hat{y}_i^* était positive

$$\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mathbb{I}_{\hat{y}_i^* > 0} \right).$$

RÉSUMÉ

La mobilité entre entreprises est-elle plus payante pour un salarié que la poursuite de la carrière dans la même unité?

Une analyse de covariance effectuée sur les salaires des répondants à l'enquête sur l'emploi de 1985 permet de dégager une rentabilité spécifiquement positive de l'ancienneté dans l'entreprise et donne l'avantage au marché interne sur le marché externe, même si cet avantage relatif varie fortement selon les catégories de salariés et d'entreprises.

Néanmoins, l'estimation d'un système d'équations simultanées où le salaire dépend également de la probabilité qu'à le salarié de rester dans l'entreprise, tend à réduire la rentabilité spécifique de l'ancienneté, sans toutefois l'annuler. Dans ce sens, l'ancienneté serait moins un facteur d'accumulation de capital spécifique qu'un signe d'une bonne adéquation du salarié à son emploi.

Enfin différents tests de l'hypothèse de dualité du marché du travail opposent nettement deux secteurs où la valorisation de l'expérience professionnelle passe du simple au triple, sans toutefois dégager de partition stable et définitive.

ABSTRACT

Does labor mobility pay?

A covariance analysis based upon wages data taken from the French labor force survey of 1985 yields a strong, positive and specific effect of tenure on wages. The internal labor market is found to be superior to the external one for the individual worker, though this superiority varies with occupation and industry.

The return of tenure on wages is reduced, but not eliminated, when estimation is performed using a simultaneous equation system in which wage also depends on the individual probability of staying in the firm. In that case, tenure may be interpreted as a sign of a good job-match rather than specific human capital accumulation.

Estimation of a switching model of wage determination with unknown regimes yields two distinct wage equations with general return to experience going from 1 to 3. But the division between the primary and the secondary sector is not stable and depends on the population analysed.

BIBLIOGRAPHIE

- Altonji, J. et Shakotko, R. (1985). «Do wages rise with job seniority?», Working paper, Princeton University.
- Bartel, A. et Borjas, G. (1981). «Wage growth and job Turnover: An empirical analysis», in Rosen, S., *Studies in Labor markets*, Chicago Press.
- Bourguignon, F. et Sabatier-Labeyrie, B. (1983). «Le programme QUALIT», Document n° 69, Laboratoire d'économie politique.

- Cézard, M. et Rault, D. (1986). «La crise a freiné la mobilité sectorielle», *Economie et Statistique*, n° 184, janvier.
- Choffel, P. (1985). «Stabilité des emplois et évolutions individuelles des salaires: une observation sur la période 1976-1980», Unité de recherche INSEE.
- Depardieu, D. et Payen, J.F. (1986). «Disparités de salaires dans l'industrie en France et en Allemagne: des ressemblances frappantes», *Economie et Statistique*, n° 188, mai.
- Dickens, W. et Lang, K. (1985). «A test of dual labor market theory», *American Economic Review*, septembre.
- Doeringer, P. et Piore, M. (1971). *Internal labor markets and Manpower Analysis*, Heath Lexington (Mass.).
- Favereau, O. (1985). «Evolution récente des modèles et des représentations théoriques du fonctionnement du marché du travail». Journées d'études sur la structure du marché du travail et les politiques d'emploi, octobre 1985.
- Garnier, O. (1985). «Marchés internes et marché externe du travail: leur rôle dans la formation des salaires», Unité de recherche INSEE.
- Glaude, M. (1986). «Ancienneté, expérience et théorie dualiste du marché du travail». Communication aux III^e journées de micro-économie appliquée, Nantes, 29-30 mai 1986.
- Gouriéroux, C. (1984). «Econométrie des variables qualitatives», *Economica*, Paris.
- Granovetter, M. (1983). «Labor mobility, internal markets and job-matching: a comparison of the sociological and economic approaches», SUNY.
- Heckman (1981). «Heterogeneity and state dependance», in Rosen, S., *Studies of labor markets*, Chicago Press.
- Jarousse, J.P. et Mingat, A. (1985). «Un réexamen du modèle de gains de Mincer», Communication aux II^e journées de micro-économie appliquée, Paris, 22-23 mai 1985.
- Jovanovic, B. «Job Matching and The theory of Turnover», *JPE*, octobre 1979, et «Firm Specific capital and Turnover», *JPE*, décembre 1979.
- Mincer, J. et Jovanovic, B. (1981). «Labor mobility and wages», in Rosen, S., *Studies in Labor markets*, Chicago Press.
- Piore, M. (1978). «Dualism in the labor market. A response to uncertainty and flux, the case of France», *Revue économique*, n° 1, janvier.
- Rouzaud, C. (1986). «Approches théoriques récentes du chômage imputable à l'absence d'ajustement du salaire», *Economie Appliquée*, n° 4.