

Appariement et stabilité de la relation d'emploi dans les espaces ruraux

Carl GAIGNÉ
(UMR INRA-ENESAD)

RESUME

Ce papier vise à rendre compte de la relative stabilité de la relation d'emploi qui prévaut dans les espaces ruraux en dépit de taux de salaire plus faibles que dans les espaces urbains. Le cadre théorique mobilisé est un modèle d'appariement avec prospection d'emploi dans lequel une dimension spatiale est introduite et une distinction urbain/rural opérée. Ainsi, on montre que le niveau et la répartition spatiale de l'offre et la demande de travail influencent la probabilité de changer d'emploi. Ceci nous permet de mettre en évidence que les différences de densité et de structure spatiale de l'offre et de la demande de travail entre les marchés ruraux et urbains du travail affectent le différentiel de probabilité de réemploi entre un travailleur rural et urbain. Un test effectué sur données françaises montre que la localisation en milieu rural affecte positivement le niveau d'ancienneté des salariés ruraux.

Mots-clés

Appariement, Prospection d'emploi, Durabilité de la relation d'emploi, Marchés ruraux et urbains du travail.

Classification JEL

J41 J61 R23

1. Introduction

L'observation d'emplois salariés non agricoles qui, toutes choses égales par ailleurs, sont plus stables mais moins rémunérés dans les espaces ruraux que dans les zones urbaines, et ce dans la plupart des pays occidentaux (Blanc et Lagriffoul, 1996, Bradley, 1984, Doeringer, 1984), nous invite à nous interroger sur le degré de mobilité inter-firme des travailleurs ruraux. On pourrait s'attendre à ce que les rémunérations relativement plus faibles des travailleurs ruraux incitent davantage à changer d'emploi que les travailleurs urbains. Comment expliquer cette situation *a priori* paradoxale ? Nous privilégions une dimension spatiale pour formuler notre réponse. Introduire cette considération suppose l'existence de marchés ruraux et urbains du travail. Une manière de les distinguer est de les caractériser par le niveau et la répartition spatiale de l'offre et la demande de travail. En effet, on observe que les emplois dans les bassins d'emploi ruraux sont moins nombreux (par définition) mais également davantage dispersés (Goffette-Nagot et Schmitt, 1999). Nous allons donc nous interroger sur la manière dont les différences de taille et de structure spatiale en offre et demande de travail entre marchés urbains et ruraux du travail affectent le différentiel de mobilité professionnelle inter-firme des travailleurs urbains et ruraux.

Pour traiter cette question, nous nous intéressons aux déterminants spatiaux des transitions d'emploi au sein des marchés ruraux et urbains du travail et entre ces marchés. Pour cela, un cadre d'analyse est construit afin de déterminer la probabilité relative de réemploi en considérant à la fois la formation des salaires et les stratégies de prospection d'emploi sur des marchés locaux du travail. Nous mobilisons un modèle d'appariement proposé par Jovanovic (1984) dans lequel le salarié prend sa décision de changer d'emploi en tenant compte à la fois de l'évolution du salaire reçu et des offres de salaire caractérisant l'ensemble du marché du travail. Toutefois, dans ce modèle, le salarié opère dans un marché global du travail. Nous levons cette hypothèse. Nous intégrons une dimension spatiale aux mécanismes de mobilité en considérant deux types de marchés locaux du travail, un urbain et un rural, que l'on distingue par un différentiel, d'une part, de densité de firmes et de travailleurs et, d'autre part, de distance entre l'offre et la demande de travail. Nous appliquons alors ces caractéristiques pour déduire des prédictions sur la mobilité professionnelle relative inter-firme des salariés ruraux par rapport aux salariés urbains. Ces prédictions sont confrontées à une étude économétrique à partir de données

françaises. L'effet de la distance ne pouvant être testé, faute de données adéquates, toutes les prédictions ne sont pas testées.

La première section présente le cadre d'analyse à partir duquel des probabilités relatives de changer d'emploi sont déduites pour un salarié rural. Les principales hypothèses sont testées dans une seconde section sur les données du fichier "Formation-Qualification Professionnelle" (FQP) réalisé en 1993 par l'INSEE. En conclusion, nous discutons des résultats théoriques et empiriques.

2. Un cadre d'analyse : qualité et recherche d'appariement dans un contexte spatial

On peut appréhender les transitions d'emploi sur le marché du travail à partir du principe d'appariement tel qu'il a été proposé par Jovanovic (1979a). L'étude de la durabilité relative de la relation d'emploi dans les espaces ruraux prend ici appui sur le modèle de Jovanovic (1984) qui intègre au principe d'appariement l'activité de prospection d'emploi. Nous rappelons dans un premier temps les prédictions de mobilité émises par Jovanovic (1984). Dans un second temps, nous mettons en évidence la manière dont la densité et la structure spatiale de l'offre et demande de travail influencent la probabilité de rupture de la relation d'emploi afin d'en tirer des prédictions quant à la mobilité potentielle des salariés selon les caractéristiques spatiales des marchés du travail.

2.1. Un modèle de mobilité endogène sur le marché du travail

L'analyse de la durabilité de la relation d'emploi de Jovanovic (1984) s'appuie sur un modèle qui combine de la théorie du *job matching* (Jovanovic, 1979a), dans laquelle les nouvelles offres de salaire proviennent uniquement de l'appariement en cours, et théorie du *job search* à la MacCall (1970), qui suppose que les nouvelles offres de salaires sont uniquement issues des offres de salaire d'emplois alternatifs.

L'approche de la relation d'emploi se place dans un contexte d'information imparfaite et symétrique. L'aptitude du candidat au poste de travail ne peut pas être évaluée *ex ante* par l'employeur. De même, l'offreur de travail ne peut pas savoir si le poste de travail permettra de valoriser toutes ses compétences. Par conséquent, pour atteindre l'allocation optimale, il est nécessaire que l'appariement entre l'offre et la demande de travail s'effectue. Dans cette

perspective, les travailleurs et les emplois sont *a priori* homogènes, c'est-à-dire il y a "*ni bons*", "*ni mauvais*" travailleurs. L'employeur évalue alors la qualité de l'appariement *ex post*. L'aptitude du travailleur se révèle seulement au cours de la relation d'emploi. Pendant cette phase d'"acclimatation", la capacité productive du travailleur varie et, à terme, s'ajustera à sa "*vraie productivité*". Meilleure est la qualité de l'assortiment, plus élevée est la productivité du travailleur. Comme, à chaque période, l'employeur détermine la rémunération du travailleur de manière individuelle au niveau de sa productivité marginale, ceci se traduit par une hausse de la rémunération du travail. Par conséquent, *le niveau de salaire rend compte de la qualité de l'appariement*.

La stratégie du salarié est la suivante. Si, pour une période, le salaire reçu pendant un appariement en cours est inférieur au seuil minimal fixé par le salarié (nommé salaire d'acceptation) pour cet appariement, alors celui-ci quitte son emploi. Il applique cette règle de décision à chaque période. Le salarié est supposé être de plus en plus exigeant avec l'évolution de son salaire pendant la phase d'acclimatation. Parallèlement, le travailleur reçoit à chaque période des offres de salaire d'autres emplois et les compare à son salaire de réservation lié à son activité de prospection d'emploi.

Dans cette perspective, *le niveau de salaire perçu influence négativement la probabilité de départ vers un appariement alternatif*. En revanche, *l'ancienneté influence positivement la probabilité de départ vers un autre emploi dès lors que le salaire se stabilise*. Le salarié est donc prêt à obtenir un nouveau salaire inférieur au salaire courant stable (après la phase de révélation) si demain ce nouveau salaire croît au-delà du salaire actuel¹.

¹ Ici on retrouve un résultat similaire de Jovanovic (1979b). Tant que le travailleur accumule du capital humain spécifique à la firme (au sens de Becker (1964) qui caractérise l'accumulation de capital humain spécifique comme l'acquisition de compétences spécifiques au poste de travail qui augmente la productivité marginale du salarié uniquement sur ce poste) qui a pour conséquence d'augmenter son salaire, celui-ci a une probabilité décroissante de quitter la relation d'emploi avec l'ancienneté. Mais, dès que la phase d'apprentissage est finie, le travailleur est prêt à accepter une offre de salaire inférieure à son salaire courant devenu stable dans la mesure où le travailleur accumulera du capital humain spécifique à son nouvel emploi qui aura pour effet d'augmenter son nouveau salaire. On peut se référer à Mortensen (1988) et Ballot et Zenou (1996) pour une discussion plus détaillée.

Par conséquent, *la probabilité d'observer un changement d'emploi chez un travailleur dépendrait positivement de son niveau d'ancienneté et négativement de son niveau de salaire.*

2.2. Un modèle de mobilité inter-firme différencié spatialement

L'intégration d'une dimension spatiale va perturber les mécanismes mis en avant par Jovanovic. D'un côté, la densité d'un marché local du travail conditionne les chances d'obtenir un bon appariement. D'un autre côté, la prise en compte d'un horizon spatial dans les modèles de prospection d'emploi modifie les probabilités de recevoir des offres, d'une part, et de trouver une offre acceptable, d'autre part. Nous intégrons donc ces aspects dans les mécanismes issus du modèle de Jovanovic (1984). Nous verrons de quelle manière cette nouvelle dimension change la qualité et la recherche d'appariement. Nous pourrons alors appliquer les caractéristiques spatiales qui distinguent les marchés urbains et ruraux du travail afin de proposer des prédictions adaptées à la mobilité relative des travailleurs ruraux. Auparavant, nous présentons la manière dont nous formalisons notre économie spatialisée.

Hypothèses de départ

Nous considérons une économie à deux régions dotées chacune d'un marché du travail unique. Dans la première région, les emplois et les travailleurs sont dispersés. Cette région est assimilée à une région rurale et constitue un marché rural du travail. La deuxième région est une zone à dominante urbaine où se forme le marché urbain du travail. Cette dernière est segmentée en deux zones, une zone centrale et une zone périphérique. Tous les emplois urbains sont concentrés dans la zone centrale. Dans cette zone, on trouve également des travailleurs que l'on qualifie de travailleurs urbains. Le coût de transport domicile/travail de ces travailleurs résidents dans cette zone centrale est considéré comme négligeable. Dans la zone périphérique, on trouve uniquement des travailleurs effectuant des mouvements pendulaires coûteux entre le centre d'emploi et leur lieu de résidence ; il s'agit d'une zone rurale sous influence urbaine. Nous avons donc deux catégories de travailleurs ruraux : des travailleurs localisés dans la région rurale et des travailleurs dans la région à dominante urbaine résidant en zone rurale sous influence urbaine. On suppose que les emplois et les travailleurs sont a priori homogènes et inégalement répartis géographiquement, le caractère urbain étant lié aux fortes densités. De plus, les travailleurs urbains sont majoritaires au sein de cette dernière région. On suppose également que les emplois vacants sont proportionnels au stock d'emploi local. Enfin, il existe deux modes de prospection d'appariement pour les salariés. Les travailleurs prospectent au sein

de leur région supportant un coût de transport pour visiter des emplois vacants ou dans l'autre région supportant alors un coût de migration.

Cette représentation spatialisée de l'économie est conforme au constat empirique sur la structuration des bassins d'emploi ruraux et urbains. On caractérise les espaces ruraux par leur position spécifique dans l'ensemble du système spatial et par les flux d'échanges avec les autres espaces (Goffette-Nagot et Schmitt, 1999). La position relative des espaces ruraux par rapport aux espaces urbains oscille entre deux extrêmes (Jayet, 1996b). D'un côté, nous avons une zone rurale soumise à la ville et, d'un autre côté, une zone rurale organisée qui génère, à une échelle limitée, ses propres formes de centralité. Dans le premier cas, la ville structure complètement l'espace rural. C'est la configuration de notre région à dominante urbaine. Dans le second cas polaire, l'espace rural est complètement indépendant. C'est la configuration de notre région rurale.

Probabilité relative de mobilité inter-firme d'un salarié rural dans un contexte spatial

L'introduction de la densité modifie les prédictions issues de la théorie de l'appariement (Thisse et Zénou, 1995 et 1998). "L'appariement entre travailleurs et entreprises est en moyenne meilleur dans un grand marché" (Thisse et Zénou, 1995, p. 619). En effet, à population active donnée, plus le nombre de firmes présentes sur le marché local est important, plus les écarts de spécialisation des travailleurs par rapport aux besoins des firmes sont faibles. Ceci se traduit par une productivité plus élevée et un moindre effort en formation spécifique. Comme le salaire reflète la qualité de l'appariement, on en déduit que toutes choses égales par ailleurs, les salaires urbains sont supérieurs aux salaires ruraux. En conséquence,

Prédiction n°1 : Toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de rupture de l'appariement en cours est relativement plus élevée dans les marchés ruraux du travail que dans les marchés urbains du travail.

Si l'espérance d'une meilleure qualité d'appariement est plus élevée dans les zones à haute densité de population et de firmes, on devrait observer un processus d'agglomération (Helsley et Strange, 1990). Néanmoins, pour que ce processus ait lieu, l'individu doit mener une activité de prospection d'emploi. Dans cette perspective, on introduit un horizon spatial dans les modèles

traditionnels de prospection d'emploi. Ces dernières théories supposent implicitement que les individus prospectent dans un marché global du travail. L'introduction de l'espace dans la théorie de la recherche d'emploi à la *MacCall* affecte, d'une part, la probabilité de recevoir une offre et, d'autre part, la probabilité de recevoir une offre acceptable. Le salarié peut prospecter les emplois vacants uniquement au sein du marché local du travail dans lequel il réside ou dans plusieurs marchés locaux.

On suppose, dans un premier temps, que l'horizon spatial des individus correspond à la même frontière que le marché local du travail. Les salariés ne peuvent prospecter les offres qu'au sein de leur région. La localisation résidentielle demeure fixe, tandis que le lieu de travail change au sein de la région. Le nouveau facteur intervenant dans la stratégie des agents est une distance physique à franchir entre le lieu de résidence et la localisation des emplois. Le franchissement de cette distance entraîne un coût de transport qui tend à diminuer la probabilité de trouver une offre de salaire acceptable. Dans cette situation, la structure spatiale des emplois importe. Si la demande de travail est concentrée (dispersée) autour de la localisation de l'individu, alors celui-ci a une plus grande (faible) probabilité de trouver une offre acceptable à moindre coût.

En effet, si les individus sont localisés autour du centre où sont situés tous les emplois, le salaire de réservation ne s'ajuste pas correctement aux variations du niveau des coûts de transport (Sugden, 1980). Pour maintenir la probabilité de trouver un emploi suite à une augmentation des coûts liés à la recherche d'emploi, le niveau de salaire de réservation doit s'ajuster à la baisse de manière à ce que le niveau de probabilité de recevoir une offre acceptable reste constant. Or, la diminution du salaire de réservation est plus faible que l'augmentation des coûts de transport car le prospecteur augmente son espérance de revenus futurs induite par la hausse du coût de transport. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité d'accepter un emploi vacant baisse quand le coût de transport augmente. Par conséquent, toutes choses égales par ailleurs, plus on s'éloigne du centre d'emploi, moins le salaire de réservation diminue. *La durée moyenne de prospection des individus augmente alors avec l'éloignement par rapport au centre car la probabilité de trouver une offre acceptable baisse.*

En revanche, si les firmes en nombre fixe sont dispersées, plus la distance à parcourir est importante, moins il est probable que le travailleur trouve une offre acceptable (Maier, 1987). À partir d'un certain seuil de distance, il n'est plus profitable de continuer la prospection d'emploi. La stratégie de l'offre de travail est donc de prospecter en premier lieu les emplois vacants localisés à proximité de son lieu de résidence, puis de continuer sur des distances de plus en plus longues. Dans cette perspective, *le rendement net espéré d'une unité de distance supplémentaire pour continuer à prospecter est décroissant car, d'une part, les coûts de recherche augmentent avec la distance et, d'autre part, le nombre d'opportunités disponibles diminue avec la distance.*

Nous avons vu que la croissance des coûts de transport due à une augmentation de la distance physique parcourue entre le lieu de résidence et le lieu de travail prospecté influence négativement la probabilité de trouver une offre acceptable. Néanmoins, la probabilité d'aboutir à un emploi dépend également de la probabilité de recevoir une offre. Par exemple, la concurrence entre les agents pour l'obtention d'un emploi vacant modifie le taux d'arrivée d'offres (Jayet, 1990). Cette concurrence est qualifiée de "*directe*" quand les individus découvrent simultanément une opportunité et "*indirecte*" quand la découverte d'un emploi vacant supprime la possibilité pour les autres de l'obtenir. Par conséquent, la probabilité d'avoir accès à un emploi vacant diminue avec le nombre de prospecteurs.

Nous nous intéressons maintenant aux stratégies de prospection d'emploi en présence de deux marchés locaux du travail. On associe à chaque région géographique une distribution d'offres d'emploi. Le salaire de réservation dépend négativement du coût espéré de la recherche et positivement du rendement escompté d'une prochaine offre (Rogerson, 1982). Plus les travailleurs reçoivent d'offres d'une région, plus ils migrent vers cette région. Toutefois, si les rendements escomptés sont élevés (les salaires offerts dans cette région sont élevés), le salaire de réservation augmente. Ceci entraîne la diminution de la probabilité de recevoir une offre acceptable. Par ailleurs, plus les rendements escomptés sont élevés, plus le nombre de prospecteurs est élevé. Par conséquent, la probabilité de recevoir une offre diminue et, donc, la probabilité de trouver un emploi également. À l'inverse, si les rendements espérés sont faibles, le niveau de salaire de réservation diminue, entraînant une baisse du nombre de prospecteurs. La probabilité de recevoir une offre et que celle-ci soit acceptable augmente donc. Par conséquent, l'effet de rendements

nets espérés élevés sur la probabilité de trouver un appariement alternatif acceptable est ambigu dans le cas de plusieurs régions de destination possible. En effet, *la quantité d'offres et le niveau des salaires offerts en provenance d'une autre région influencent positivement le choix de changer de marché local du travail, mais diminuent les chances de trouver un emploi.*

La variation (exogène) de la probabilité de recevoir une offre d'une région peut être due à une variation des flux d'informations et/ou à une variation du niveau de concurrence entre les prospecteurs. Elle mérite une attention particulière. Flowerdew et Saunders (1987) distinguent parmi les modèles de prospection d'informations deux types de sources d'information. Une source qui résulte des échanges d'information entre connaissances (l'information informelle) et une source qui provient des agents qui sont chargés de faire véhiculer l'information, c'est-à-dire les employeurs, les agences pour l'emploi, ... (l'information formelle). L'information informelle semble jouer un rôle non négligeable dans l'accès à l'emploi. Russo et al. (1996) montrent que les recrutements effectués en Hollande sur des distances courtes sont notifiés par une information informelle. Cette dernière est dépendante du réseau social des agents. Une faible distance sociale entre travailleurs intensifie les échanges informels (Akerlof, 1997). Par ailleurs, une proximité en termes de capital humain entre individus facilite les échanges d'informations¹ (Bénabou, 1996). La taille du marché local du travail et la proximité d'un grand centre urbain influencent également les décisions de mobilité (Flowerdew et Saunders, 1987). En effet, si la taille du marché local est suffisamment importante, alors l'employeur notifiera l'offre d'emploi uniquement au sein du marché local. Ainsi, les migrants potentiels des autres régions n'auront pas accès à l'information. De façon générale, ces auteurs montrent, d'une part, que la distance influence la probabilité qu'un migrant potentiel reçoive l'information et, d'autre part, que cette probabilité dépend également du mode de recrutement de l'employeur. Par conséquent, *la distance, qu'elle soit physique, sociale ou socio-économique, atténue la quantité et la qualité des informations sur les emplois vacants.*

L'introduction de l'espace dans les modèles de prospection d'emploi modifie les chances de recevoir une offre et de la trouver acceptable. De cette étude, il

¹ Le niveau de capital humain semble être également un déterminant dans l'accès à l'information (Ihlanfeldt, 1997). Ihlanfeldt montre que sur l'aire métropolitaine d'Atlanta les travailleurs dotés d'un niveau relativement faible de capital humain général sont peu ou mal informés des emplois vacants.

résulte que la probabilité de trouver une offre acceptable dans un contexte spatial dépend (i) négativement du coût de la mobilité (coût de transport ou coût de migration, qui sont liés positivement à la distance) et (ii) positivement de la concentration de la demande de travail.

Si l'on transpose les hypothèses précédentes à la configuration urbain/rural, sous l'hypothèse d'un coût de transport domicile/travail inférieur au coût de migration, nous proposons les prédictions suivantes.

Prédiction n°2.1 : Pour l'accès à un emploi vacant localisé en zone urbaine, la probabilité de trouver une offre acceptable est plus élevée pour un travailleur urbain que pour un travailleur rural. De même, cette probabilité est plus élevée pour un salarié localisé en zone rurale sous influence que pour un salarié localisé dans une zone rurale autonome.

En effet, les travailleurs ruraux supportent un coût de mobilité que ne supportent pas les travailleurs urbains.

Prédiction n°2.2 : Pour l'accès à un emploi vacant localisé dans un marché rural, la probabilité de trouver une offre acceptable est plus élevée pour un travailleur rural que pour un travailleur provenant d'un marché urbain du travail. Par ailleurs, cette probabilité est identique pour le travailleur urbain et le travailleur localisé dans une zone rurale sous influence urbaine.

En effet, les travailleurs de la région à dominante urbaine supportent un coût de migration que ne supportent pas les travailleurs ruraux.

Prédiction n°2.3 : Si chaque travailleur prospecte au sein de sa région de résidence, alors la probabilité de trouver une offre acceptable est plus élevée pour le travailleur urbain que le travailleur rural. Cette probabilité est plus élevée pour le salarié résidant dans la zone rurale sous influence urbaine que pour celui localisé dans la région rurale.

En effet, la concentration des emplois urbains entraîne des coûts de visite d'emplois vacants moins élevés dans la région urbaine que dans la région rurale.

Donc, au vu des prédictions 2.1 et 2.2, la probabilité de réemploi est identique quelle que soit la localisation. Néanmoins, ceci suppose que le taux d'arrivée d'offre de salaire est uniforme. Or, on a vu que *la probabilité de recevoir une offre dépend positivement de la quantité et la qualité de l'information sur les emplois vacants acquise qui varient négativement avec la distance et avec la concurrence entre prospecteurs*. Par conséquent, en tenant compte de ces spécificités des marchés urbains et ruraux du travail, on obtient les prédictions suivantes :

Prédiction n°3.1 : La probabilité de recevoir une offre de salaire provenant du marché urbain du travail est plus élevée pour un travailleur urbain que pour un salarié rural. Cette probabilité est plus élevée pour un salarié localisé dans une zone rurale sous influence urbaine que pour un salarié œuvrant dans un marché rural du travail.

Prédiction n°3.2 : La probabilité de recevoir une offre de salaire provenant du marché rural du travail est plus élevée pour un travailleur issu de ce même marché que pour un travailleur œuvrant dans un marché urbain. Cette probabilité est identique pour un salarié localisé dans une zone rurale sous influence urbaine et pour un travailleur urbain.

Donc, au vu des prédictions 3.1 et 3.2, à stock d'emplois vacants identiques dans les deux catégories de marchés locaux, la probabilité de réemploi est identique quelle que soit la localisation. Comme on suppose que le nombre d'emplois vacants est proportionnel au nombre d'emplois locaux, la quantité d'offres de salaire diffère selon leur localité d'émission. Nous avons donc :

Prédiction n°4 : La probabilité de recevoir une offre de salaire et que celle-ci soit acceptable est plus élevée pour un travailleur urbain que pour un travailleur rural. Cette probabilité est également plus élevée pour un salarié localisé dans une zone rurale sous influence urbaine que pour un travailleur résidant dans la région rurale.

Le choix d'un modèle d'appariement nous a permis de mettre en avant des éléments d'explication de la relative stabilité de la relation d'emploi dans les espaces ruraux. La proposition centrale est la suivante. L'appariement serait de meilleure qualité dans les espaces urbains que dans les espaces ruraux. Par conséquent, les salaires ruraux sont relativement plus faibles et les travailleurs ruraux sont davantage incités à quitter leur appariement. Toutefois, du fait de la

dispersion et de la faible dotation de l'emploi dans l'espace rural et de l'éloignement géographique des centres d'emploi urbains, les salariés ruraux ont une probabilité de recevoir une offre de salaire et que celle-ci soit acceptable inférieure à celle des salariés urbains. Ainsi, on rend compte non seulement de la stabilité de la relation d'emploi dans les espaces ruraux qui est réalisée par défaut, mais aussi de la relative faiblesse des salaires due à des appariements de mauvaise qualité.

3. L'étude économétrique

Nous avons fait le choix de tester les déterminants de l'ancienneté dans l'emploi d'un établissement. Les sources statistiques sur les durées dans l'emploi n'est pas une chose aisée à obtenir. L'enquête "Formation-Qualification Professionnelle" de l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques (INSEE), dans lequel l'ensemble des données est censuré à droite, fournit le niveau d'ancienneté. Le niveau d'ancienneté devient la variable à expliquer. Les déterminants demeurent les mêmes que ceux qui sont précisés dans la partie théorique, excepté, bien sûr, le niveau d'ancienneté. Par conséquent, au lieu d'estimer la probabilité de rester au même poste à une date donnée, sachant les caractéristiques du salarié à cette date, nous estimons les déterminants de la durée passée de la relation d'emploi à une date donnée sachant les caractéristiques du salarié à cette même date. Ne disposant pas de données de distance entre la localisation résidentielle et du lieu de travail des salariés, on cherchera alors à déterminer si l'appartenance à une catégorie d'espace du salarié affecte son niveau d'ancienneté.

Notre estimation repose sur l'hypothèse d'un taux de destruction d'emplois également réparti dans l'espace. En effet, le niveau d'ancienneté dépend non seulement des choix du salarié (démission ou non), mais aussi de l'employeur (licenciement économique ou non). De plus, nous sommes face à un problème de sélection endogène : les embauches de durées brèves sont sous représentées.

3.1. Les données

Nous avons recours à l'enquête "Formation-Qualification Professionnelle" (FQP) de 1993. Le nombre d'observations des salariés ruraux y est d'environ un millier, ce qui reste limité. En revanche, la quantité d'information sur les

salariés est importante : ancienneté, date d'accès au premier emploi, rémunération, âge, niveau de formation, niveau de qualification, statut de l'emploi, taille de l'entreprise, formation continue, ... De plus, la mention de la localisation résidentielle du salarié et de l'emploi permet de traiter spatialement les données.

Nous retenons le découpage spatial de l'INSEE appelé Zonage en Aires Urbaines (Lejeannic, 1998). Cette partition distingue deux grands types d'espace : l'espace à dominante urbaine et l'espace à dominante rurale. L'espace à dominante urbaine est composé de pôles urbains - unités urbaines qui offrent au moins 5 000 emplois, soit la quasi-totalité des unités urbaines de plus de 20 000 habitants et un cinquième de celles entre 5 000 et 20 000 habitants - et de communes périurbaines - communes qui envoient au moins 40 % de leurs actifs résidents travailler vers une (ou plusieurs) aire(s) urbaine(s). L'espace à dominante rurale est défini comme le solde qui réunit les communes qui sont hors de l'espace à dominante urbaine.

Dans le cadre de ce travail, nous distinguerons l'aire urbaine de Paris (Paris et sa couronne périurbaine) des autres communes de l'espace à dominante urbaine. Cette aire urbaine se distingue des autres par sa plus grande densité en emploi. Ainsi, nous aurons trois catégories d'espace : l'espace à dominante rurale (rural), l'espace à dominante urbaine hors aire urbaine de Paris et cette dernière (Paris).

La variable à expliquer, l'ancienneté (anc), est mesurée à la date de l'enquête (1993) d'un salarié travaillant à temps complet en contrat à durée indéterminée dans une entreprise privée et n'ayant pas de relations personnelles directes avec l'employeur¹.

Les données proposées par l'enquête FQP 1993 et les variables explicatives précisées dans l'équation d'ancienneté nous ont conduits à retenir le niveau moyen de salaire mensuel perçu par le travailleur en 1993 (sal), d'expérience sur le marché du travail (exp). Ce dernier est mesuré comme la différence entre la date de l'enquête et la date de l'accès au premier emploi.

¹ L'enquête FQP permet d'isoler les travailleurs ayant un lien personnel avec leur employeur. Nous les écartons car les déterminants de la démission risquent d'intégrer d'autres considérations relevant de motifs personnels.

La taille de l'établissement employeur est découpée en trois modalités : les établissements employant moins de 10 salariés (pe), les établissements employant moins de 50 salariés (me) et ceux employant plus de 50 salariés (ge). Ce découpage permet de tenir compte de l'existence de marchés internes constitués par les grandes firmes pour retenir leur main-d'œuvre (Doeringer et Piore, 1971).

La durée de la dernière formation continue financée par l'entreprise est utilisée comme la variable exprimant la quantité de capital humain spécifique à la firme accumulée par le salarié. Le choix des formations financées par la firme suppose que ces formations sont spécifiques à la firme. Néanmoins, des firmes sont susceptibles de financer des formations générales¹. Il faudra donc être prudent dans les interprétations. Cette variable est divisée en trois modalités. S'il y a une absence totale de formation (chs0), la durée est en conséquence nulle. Ensuite, la durée est inférieure à un mois à temps plein (chs+). Enfin, la durée est supérieure à un mois à temps plein (chs++).

Le secteur d'activité de l'établissement employeur est décomposé en quatre modalités : industrie (ind), services (serv), bâtiment et travaux publics (btp) et commerce (comm). Nous avons exclu le secteur agricole.

Le choix d'une homogénéisation nous a conduit à agréger les données selon une nomenclature socioprofessionnelle bipartite : d'un côté, les ouvriers qualifiés et, d'un autre côté, les professions intermédiaires et cadres. Les autres catégories socioprofessionnelles ne sont pas retenues car leurs effectifs étaient insuffisants dans au moins une des trois catégories d'espace. Une statistique descriptive est fournie dans l'annexe 1.

3.2. Méthode

¹ Par exemple, les changements de plus en plus fréquents des produits et des techniques incitent les firmes à financer des formations générales (Stankiewicz, 1995). L'objectif est d'améliorer l'efficacité du travail qui est également appréciée en termes de capacité d'adaptation à des situations changeantes. Cette aptitude serait corrélée avec le niveau de capital humain général. La formation générale permet donc d'accumuler des savoirs mais également à développer des aptitudes à traiter des nouvelles situations. Par conséquent, dans cette perspective, la formation générale est complémentaire de la formation spécifique.

L'objectif de cette régression est de discerner les effets spatiaux (position du salarié dans l'espace) des effets non spatiaux (niveau de salaire, d'expérience et de capital humain spécifique du salarié, taille et catégorie du secteur d'activité de l'établissement employeur) sur le niveau d'ancienneté.

La procédure d'estimation utilisée est la méthode des moindres carrés ordinaires. La mesure de l'effet de la position dans l'espace des salariés sur le niveau de l'ancienneté est réalisée en deux temps. En premier, nous prenons comme référentiel, dans l'équation d'ancienneté, les salariés dont l'établissement employeur est situé dans l'espace à dominante urbaine hors aire urbaine de Paris. On teste si la localisation du lieu de travail dans l'aire urbaine de Paris ou dans l'espace à dominante rurale entraîne une influence plus ou moins élevée par rapport au référentiel. Ainsi, le signe du paramètre d'un salarié localisé dans un espace rural doit être positif, contrairement à celui du salarié parisien.

Modèle 1 :

$$\text{anc} = F_1(\text{sal}, \text{exp}, \text{chs}^+, \text{chs}^{++}, \text{btp}, \text{comm}, \text{serv}, \text{pe}, \text{ge}, \text{paris}, \text{rural})$$

En second lieu, nous nous intéressons simultanément à la localisation du lieu de travail du salarié et à la taille de l'établissement employeur selon la catégorie d'espace. Un salarié peut être employé dans l'une des six catégories construites : un établissement employant moins de cinquante salariés (PME) localisé dans un espace à dominante rurale (PMERU) ; une PME localisée dans l'aire urbaine de Paris (PMEPA) ; une PME localisée dans une aire urbaine hors Paris (PMEAU) ; un établissement employant plus de cinquante salariés (GE) localisée dans un espace à dominante rurale (PMERU) ; une GE localisée dans l'aire urbaine de Paris (GEPa) ; une GE localisé dans une aire urbaine hors Paris (GEAU). Le référentiel est le salarié employé dans un établissement de moins de 50 salariés localisé dans les aires urbaines hors Paris. Nous exposons les effets des variables attendus. En accord avec la partie théorique, le signe des paramètres affectés à la catégorie de travailleurs employés dans une petite firme localisée dans l'espace rural et dans l'espace parisien doit être respectivement positif et négatif. De plus, le signe des paramètres affectés à la catégorie de travailleurs employés dans une grande firme localisée dans l'espace rural devra être significativement plus grand que ceux employés dans une grande firme

localisée dans une aire urbaine hors Paris et dans l'espace parisien (le test est présenté dans l'annexe 2)¹.

¹ L'interprétation de l'influence relative de la localisation d'un grand établissement sur l'ancienneté de son salarié par rapport au référentiel (une petite firme localisée dans l'espace urbain hors Paris) est exclue car elle ne concerne pas notre question.

Modèle 2 :

$$\text{anc} = F_2(\text{sal}, \text{exp}, \text{chs}+, \text{chs}++, \text{btp}, \text{comm}, \text{serv}, \text{pmepa}, \text{pmeru}, \text{gepa}, \text{geau}, \text{geru})$$

Pour chacun des modèles, nous opérons trois régressions, i) sur les ouvriers qualifiés, les professions intermédiaires et les cadres (c'est-à-dire l'échantillon retenu dans son ensemble), ii) sur les ouvriers qualifiés seuls et, iii) sur les professions intermédiaires et cadres seuls. Un test de Chow (présenté dans l'annexe 3) est réalisé afin de tester l'existence ou non d'une homogénéité des comportements entre les deux sous-échantillons.

3.3. Les résultats

La moitié des variations du niveau de l'ancienneté parmi les salariés de l'échantillon est expliquée. Le choix des variables semble dans l'ensemble pertinent au vu des résultats des tests de significativité. De plus, le choix de distinguer les ouvriers qualifiés des professions intermédiaires et cadres est conforté par le résultat du test de Chow.

On s'intéresse d'abord au modèle 1 (tableau 3). On note que le niveau de salaire influence le niveau d'ancienneté de manière significative uniquement pour les ouvriers qualifiés. La mobilité professionnelle des ouvriers qualifiés semble être affectée positivement par le niveau de salaire perçu. En revanche, le niveau de capital humain spécifique influence toujours le niveau d'ancienneté. Néanmoins, s'agissant des cadres et des professions intermédiaires, une formation financée par l'employeur dont la durée est supérieure à un mois influence faiblement le niveau d'ancienneté.

Tableau 3
Estimation du modèle 1 de l'équation d'ancienneté en 1993

Variables	Ouv. Qual., Cadr. & Prof. Int.	Ouvriers qualifiés	Prof. Interméd. & Cadr.
Constante	2,37 ***	0,71	2,24***
Salaire	0,00***	0,00 ***	0,00
Expérience	0,51 ***	0,46 ***	0,57 ***
CHS0	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
CHS+	1,77***	1,55 ***	1,47 ***
CHS++	1,44 ***	1,65 ***	0,80 *
Industrie	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
B.T.P.	-2,15 ***	-2,16 ***	-2,07 ***
Commerce	-2,56 ***	-1,80 ***	-3,09 ***
Services	-1,70 ***	-2,69 ***	-1,30 ***
Établissement de 10 à 50 salariés	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
Établissement de moins de 10 sal.	-1,84 ***	-1,94 ***	-1,80 ***
Établissement de plus de 50 salariés	2,27 ***	2,28 ***	2,16 ***
Espace urbain hors Paris	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
Espace urbain de Paris	-1,42 ***	-1,99 ***	-1,11 ***
Espace rural	0,24	0,96 ***	-0,83
Test de rendement total :	213***	98***	126***
r² adj. :	0,45	0,43	0,49
Test de Chow :		7.3***	

*, ** et *** respectivement significatif au seuil de 15 %, 10 % et 5 %

Source : enquête FQP 1993, INSEE, traitement INRA-ESR, Dijon.

De même, le niveau d'expérience influence dans les trois cas le niveau d'ancienneté. La position dans le cycle de vie professionnelle semble affecter le degré de mobilité professionnelle. On retrouve ici le résultat de Jovanovic (1979a) et "[...] la confirmation d'une vision assez répandue du marché du travail où les salariés commenceraient par passer d'emploi en emploi jusqu'à ce qu'ils trouvent un bon "assortiment" (match) et se stabilisent dans un emploi avantageux". (Favereau 1986, p. 10).

Le rôle éventuel d'effets de marché interne dans les grandes firmes pour retenir la main-d'œuvre est ici confirmé. Les perspectives de promotion professionnelle semblent être déterminantes dans la mobilité des travailleurs.

La position géographique du lieu de travail des ouvriers qualifiés exerce une influence significative. La localisation en zone rurale favoriserait la stabilité dans l'emploi des ouvriers qualifiés. En revanche, la localisation en milieu rural du lieu de travail des cadres et professions intermédiaires n'a pas d'influence sur le niveau d'ancienneté par rapport aux cadres et professions intermédiaires urbains. Toutefois, la localisation dans l'aire urbaine de Paris des cadres influence le niveau d'ancienneté par rapport aux cadres et professions intermédiaires urbains hors Paris. Ces résultats peuvent supposer qu'il existerait un seuil de densité à partir duquel la mobilité inter-firme des cadres et professions intermédiaires est influencée par des facteurs spatiaux.

Concernant le modèle 2 (tableau 4), les résultats diffèrent peu pour les variables non spatiales. En revanche, la prise en compte d'un effet taille d'établissement modifie la perception de l'impact de la localisation des salariés sur le niveau d'ancienneté.

S'agissant des salariés des établissements de moins de cinquante salariés, les travailleurs ruraux, qu'ils soient ouvriers qualifiés ou cadres et professions intermédiaires, seraient significativement moins mobiles que les travailleurs urbains. À l'inverse, ces mêmes catégories de travailleurs de l'aire parisienne sembleraient plus mobiles. Ces résultats obtenus sont conformes aux prédictions émises dans la partie théorique.

S'agissant des salariés des établissements de plus de cinquante salariés, les ouvriers qualifiés localisés dans les espaces ruraux ne seraient pas significativement moins mobiles que ceux œuvrant dans les aires urbaines hors Paris. On peut voir deux raisons à cela. C'est la surreprésentation des petites firmes dans les espaces ruraux qui expliquerait les faibles mobilités rurales. D'autre part, on raisonne comme si les firmes étaient mono-établissement. Or, on peut assister à une mobilité géographique inter-établissement mais intra-firme.

De plus, la localisation des cadres et professions intermédiaires dans les espaces ruraux n'a pas d'influence significative sur leur niveau d'ancienneté. En revanche, la localisation des cadres et professions intermédiaires dans l'aire urbaine de Paris affecterait significativement moins leur mobilité professionnelle que s'ils étaient localisés dans les aires urbaines hors Paris. Ce

résultat renforce l'idée d'un seuil de densité à partir duquel la mobilité inter-firme de ces deux catégories socioprofessionnelles s'explique également par des facteurs spatiaux.

Tableau 4
Estimation du modèle 2 de l'équation d'ancienneté en 1993

Variables	Ouv. Qual., Cadr. & Prof. Int.	Ouvriers qualifiés	Prof. Interméd. & Cadr.
Constante	-0,20	-1,80 ***	0,19
Salaire	0,00 ***	0,00 ***	0,00
Expérience	0,52 ***	0,46 ***	0,56 ***
CHS0	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>
CHS+	1,79 ***	1,50 ***	1,42 ***
CHS++	1,58 ***	1,94 ***	0,70
Industrie	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>
B.T.P.	-2,54 ***	-2,36 ***	-2,63 ***
Commerce	-2,87 ***	-1,88 ***	-3,62 ***
Services	-1,97 ***	-2,85 ***	-1,69 ***
Établissement urbain hors Paris de moins de 50 salariés	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>
Établ. parisien de plus de 50 sal. (1)	1,82 ***	0,9	2,12 ***
Établ. urb. hors Paris + de 50 sal. (2)	3,30 ***	3,55 ***	3,01 ***
Établ. rural de plus de 50 sal. (3)	1,90 ***	2,80 ***	0,77
Établ. parisien de moins de 50 sal.	-1,20 ***	-1,37 **	-1,16 *
Établ. rural de moins de 50 sal.	1,66 ***	1,98 ***	2,00 **
Test de rendement total :	201***	90***	115***
r ² ajusté :	0,46	0,43	0,49
Test partiel ¹ sur la différence entre les coefficients de (2) et (3)		1.27	
coefficients de (1) et (2)			2.72 *
Test de Chow :		4,1***	

*,** et *** respectivement significatif au seuil de 15 %, 10 % et 5 %

Source : enquête FQP 1993, INSEE, traitement INRA-ESR, Dijon.

¹ Ce test statistique permet de mesurer la significativité des différences des paramètres affectés aux salariés appartenant aux grands établissements. Il est exposé dans l'annexe 2.

Les résultats escomptés sont globalement confirmés. Quant aux prédictions non confirmées, elles ne sont pas rejetées. Les résultats des estimations confirment la présence d'un effet significatif de la localisation du salarié dans l'espace sur l'ancienneté. Si l'on prend en compte l'effet lié à la présence de marché interne, l'effet de la position dans l'espace n'est pas toujours dominant. Les résultats sont plus robustes pour les salariés travaillant dans un établissement de moins de 50 salariés. Ce résultat est conforme aux études mettant en avant un mode de gestion de la main-d'œuvre ouvrière de type paternaliste prégnant dans les petites structures localisées dans les espaces ruraux (Doeringer, 1984, Aubert, 1996, Blanc et *al.*, 1999). Le niveau plus élevé d'ancienneté dans les espaces ruraux semble dû à la présence simultanée d'un nombre relativement élevé de petites firmes et d'un espace à faible densité qui favorise l'émergence de rapport paternaliste. Néanmoins, l'effet de la distance n'a pas pu être testé. La distance était présentée dans la partie théorique comme un frein important à la mobilité. Par ailleurs, l'utilisation d'une autre étude économétrique aurait été sans doute plus pertinente. Mais pour cela le recours à une autre source de données aurait été nécessaire. Cette source devrait fournir des durées d'emploi avec des sorties effectives afin d'appliquer des modèles de durée. Elle permettrait la réalisation d'un travail empirique qui prolongerait ces premiers résultats obtenus.

4. Conclusion

Les travailleurs ruraux s'engagent en moyenne dans des relations d'emploi plus longues en dépit de salaire plus faible que leurs homologues urbains. Cet aspect paradoxal de la relative stabilité de la relation d'emploi dans les espaces ruraux trouve des voies d'explication par le biais d'un modèle d'appariement avec prospection d'emploi. L'introduction dans ces modèles d'une dimension spatiale permet de mettre en évidence des facteurs explicatifs de la stabilité des salariés ruraux dans l'emploi. Les salaires pratiqués dans les espaces ruraux sont relativement faibles car il existe des difficultés d'appariement. Mais, la possibilité pour un salarié rural de quitter un appariement en cours est relativement faible en raison de sa position dans l'espace par rapport à l'armature urbaine, d'une plus faible densité et grande dispersion de la demande de travail. Il semblerait que le maintien de la relation d'emploi se réalise donc par défaut.

L'analyse empirique a confirmé globalement nos prédictions. Seule, l'influence de la position dans l'espace rural du salarié employé dans un grand établissement n'était pas significativement plus importante qu'un salarié travaillant dans un grand établissement localisé en zone urbaine hors Paris. Un effet taille des établissements devrait donc être pris en compte dans l'analyse théorique de la mobilité relative des travailleurs ruraux.

Cette vision des espaces ruraux peut sembler pessimiste. Les salaires ruraux relativement bas seraient la contrepartie des niveaux relativement faibles de la productivité des travailleurs en raison de difficultés d'appariement. Les zones rurales apparaissent donc comme des espaces de localisation géographique peu attractifs pour les firmes. Par ailleurs, si ces espaces ruraux connaissent aujourd'hui une résistance de l'emploi industriel, à l'avenir, dans l'éventualité d'un taux de destruction des emplois largement supérieur au taux de création, des difficultés de réallocation de la force de travail rurale se poseront.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Akerlof G.** (1997), Social distance and social decisions, *Econometrica*, 65, 5, 1005-1027.
- Aubert F.** (1997), Gestion de l'emploi dans les entreprises rurales et fonctionnement du marché du travail, *Économie rurale*, n°242, pp. 1-8.
- Ballot G.** et **Y. Zenou** (1996), Appariement et rotation : une analyse des démissions et des licenciements, dans : *Les Marchés Internes du travail : de la microéconomie à la macroéconomie* », G. Ballot (ss dir.), P.U.F., pp. 177-201.
- Bénabou R.** (1996), Equity and efficiency in human capital investment : the local connection, *Review of Economic Studies*, 63, 237-264.
- Becker G.** (1964), *Human Capital*, Columbia UP (2 éd° 1975).
- Blanc M., F. Aubert et C. Détang-Dessendre** (1999), Le fonctionnement des marchés du travail ruraux : entre influence du paternalisme et difficultés d'appariement, *Économie rurale*, n°250, pp. 31-39.
- Blanc M.** et **C. Lagriffoul** (1996), Mobilité et marchés du travail ruraux : une approche en termes de segmentation, *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 2, pp. 329-342.
- Doeringer P.** et **M. Piore** (1971), *Internal labor markets and manpower analysis*, Lexington, Mass., USA, D.C. Heath.
- Doeringer P.** (1984), Internal labor markets and paternalism in rural areas, in Osterman P. (ed) : *Internal labor markets*, MIT Press, 271-289.
- Dormont B.** (1999), *Introduction à l'Économétrie*, coll. ECO, Montchrestien, Paris.
- Favereau O.** (1986), Évolution récente des modèles et des représentations théoriques du fonctionnement du marché du travail, dans ANPE, Structure du marché du travail et politiques de l'emploi, Syros, Paris, journées d'études ANPE-CGP-délégation à l'emploi, Octobre 1985, Paris, pp. 197-223.
- Flowerdew R.** et **M. Saunders** (1987), Spatial aspects of provision of job information, in Fisher M. et Nijkamp P. (eds) : *Regional Labour Market*, North-Holland, 205-228.
- Goffette-Nagot F.** et **B. Schmitt** (1999), Agglomeration economies and spatial configuration in rural areas, *Environment and Planning*, 31, 1239-1257.

- Helsley R. et C. Strange** (1990), Matching and agglomeration economies in a system of cities, *Regional Science and urban economics*, 20, 189-212.
- Ihlanfeld K.** (1997), Information on the spatial distribution of job opportunities in Metropolitan areas, *Journal of Urban Economics*, 41, 2, 143-159.
- Jayet H.** (1990), Spatial search processes and spatial interaction : 1. Sequential search, intervening opportunities and spatial search equilibrium, *Environment and Planning A*, 22, 583-599.
- Jayet H.** (1996), Flux et position des espaces ruraux, *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 2, pp. 383-394.
- Jovanovic B.** (1979a), Job matching and theory of turnover, *Journal of Political Economy*, 87, 5, 972-990.
- Jovanovic B.** (1979b), Firm specific capital and turnover, *Journal of Political Economy*, 87, 6, 1246-1260.
- Jovanovic B.** (1984), Matching, turnover and unemployment, *Journal of Political Economy*, 92, 1, 108-122.
- Le Jeannic T.** (1997), Une nouvelle approche territoriale de la ville, *Économie et Statistique*, 294/295, 4/5, pp. 25-46.
- MacCall J.** (1970), Economics of information and job search, *Quarterly Journal of Economics*, 84, 1, 113-126.
- Maier G.** (1987), Job search and migration, in Fisher M. et Nijkamp P. (eds), *Regional Labour Market*, North-Holland, 189-204.
- Mortensen D.** (1988), Wages, separations and job tenures : on the job specific training or matching, *Journal of Labor Economics*, 6, 4, 445-471.
- Rogerson P.** (1982), Spatial models of search, *Geographical Analysis*, 14, 3, 217-228.
- Russo G., P. Rietveld, P. Nijkamp et C. Gorter** (1996) Spatial aspects of recruitment behaviour of firms : an empirical investigation, *Environment and Planning A*, vol. 28, 1077-1093.
- Stankiewicz F.** (1995), Choix de formation et critères d'efficacité du travail, *Revue Économique*, 46, 5, pp. 1311-1331.
- Sugden R.** (1980), An application of search theory to the analysis of regional labour markets, *Regional Science and Urban Economics*, 10, 43-51.
- Thisse J. et Y. Zénou** (1995), Appariement et concurrence spatiale sur le marché du travail, *Revue Économique*, 43, 3, pp. 615-624.

ANNEXE 1

Statistique descriptive des observations retenues

Tableau 1
*Ancienneté, salaire et expérience moyens selon le type d'espace
et la catégorie socioprofessionnelle*

Variables	Espace à dominante urbaine		Espace à dominante rurale
	Aire urbaine de Paris	Autres aires urbaines	
Ancienneté moyenne en année			
Ouvriers qualifiés	9,87	12,44	12,44
	<i>8,73</i>	<i>9,15</i>	<i>8,91</i>
Cadres et professions intermédiaires	<i>11,49</i>	<i>13,14</i>	<i>13,96</i>
	<i>9,17</i>	<i>10,25</i>	<i>10,48</i>
Salaire mensuel moyen en francs[#]			
Ouvriers qualifiés	7 711	7 218	6 545
	<i>2 455</i>	<i>1 988</i>	<i>1 716</i>
Cadres et professions intermédiaires	<i>15 291</i>	<i>11 486</i>	<i>10 734</i>
	<i>8 944</i>	<i>5 500</i>	<i>4 308</i>
Expérience moyenne (en année)			
Ouvriers qualifiés	20,92	21,27	21,01
	<i>11,27</i>	<i>10,45</i>	<i>10,17</i>
Cadres et professions intermédiaires	19,70	20,47	21,88
	<i>10,75</i>	<i>10,86</i>	<i>11,29</i>

Tous les chiffres en italique représente l'écart-type de la variable.

Source : enquête FQP 1993, INSEE, traitement INRA-ESR, Dijon.

[#] Signalons qu'un test d'égalité des moyennes entre les trois catégories d'espace et pour les deux sous-échantillons fait apparaître une différence significative au seuil de 5 % dans le cas du salaire. Ceci exprimerait l'idée d'un niveau de salaire qui croit en moyenne avec la taille du marché local du travail.

Tableau 2
Répartition géographique des salariés selon le type d'espace et par

Variables	Espace à dominante urbaine		Espace à dominante rurale	Total
	Aire urbaine de Paris	Autres aires urbaines		
Taille des firmes				
Entreprise de 1 à 49 salariés	299	685	212	1 196
Entreprise de 50 à 499 salariés	262	582	156	1 000
Entreprise de 500 salariés et plus	168	308	63	539
Secteurs d'activité				
Service	277	348	47	672
BTP	78	198	73	349
Commerce	142	282	49	473
Industrie	232	747	262	1 241
Niveau de capital humain spécifique (mesuré par la durée, à temps plein, de la dernière formation continue financée par l'employeur)				
Nulle (chs0)	338	772	269	1 379
Inférieure à un mois (chs+)	301	622	128	1 051
Supérieure à un mois (chs++)	90	181	34	305
Effectif				
Ouvriers qualifiés	226	820	303	1 349
Cadres et professions intermédiaires	503	755	128	1 386
Ensemble	729	1 575	431	2 735

Source : enquête FQP 1993, INSEE, traitement INRA-ESR, Dijon.

ANNEXE 2

Test partiel de comparaison des coefficients d'estimation

Soit le modèle $Y=Y(X_1, X_2, X_3)$ que l'on cherche à tester et où X_1 , X_2 et X_3 sont trois variables qualitatives exclusives et a_1 , a_2 et a_3 sont les paramètres affectés respectivement X_1 , X_2 et X_3 . En régressant Y par rapport à X_1 et X_2 et en prenant X_3 comme variable de référence, on ne peut que comparer les coefficients affectés à X_1 et X_2 par rapport à X_3 . On peut seulement dire si l'influence X_1 (ou X_2) sur Y est significativement plus forte que l'influence de X_3 sur Y . On ne peut pas comparer directement les paramètres de X_1 et X_2 entre eux. Néanmoins un test permet de comparer les résultats de l'influence relative de X_1 et X_2 entre eux sur Y . Ce test cherche à savoir si l'influence relative de X_1 sur Y est significativement différente de l'influence relative de X_2 sur Y .

On teste alors l'hypothèse nulle (H_0) : $a_1=a_2$ contre l'hypothèse H_1 : $a_1 \neq a_2$. Le modèle sans contrainte s'écrit $Y=a_1X_1+a_2X_2+\varepsilon$. Le nombre de variables explicatives est égal à 2. On pose la contrainte $a_1=a_2$. L'intégration de la contrainte dans le modèle aboutit à $Y=a_1(X_1+X_2)+\varepsilon$. Le nombre de variable explicative est égale à $2-1=1$

La présentation du test s'inspire de Dormont (1999). L'hypothèse est testée en évaluant la statistique F dite partielle : $F_{\text{partiel}} = \frac{|SCR_c - SCR_{nc}|/r}{SCR_{nc}/n-p-1}$ avec SCR_c la somme des carrés des résidus du modèle contraint et SCR_{nc} la somme des carrés des résidus du modèle non contraint ; r le nombre de contraintes, n le nombre d'observations et p le nombre de paramètres du modèle non contraint.

La statistique de test F observée est sous H_0 une variable observée d'une variable de Fisher-Snedecor à r et $(n-p-1)$ degrés de liberté. L'hypothèse nulle doit être rejetée au niveau α lorsque : $F \text{ observé} > F_{1-\alpha}(r, n-p-1)$ où $F_{1-\alpha}(r, n-p-1)$ représente le quantile d'ordre $(1-\alpha)$ de la loi Fisher-Snedecor à r et $(n-p-1)$ degrés de liberté.

ANNEXE 3

Test de Chow

L'équation d'ancienneté (nommée ici E) se décompose en deux modèles correspondant aux deux sous-échantillons: $Y'_i = a'_1 X'_{i,1} + \dots + a'_n X'_{i,n} + c'$ (E') et $Y''_i = a''_1 X''_{i,1} + \dots + a''_n X''_{i,n} + c''$ (E''). On teste l'hypothèse $H_0 : a'_1 = a''_1, \dots, a'_n = a''_n$ contre l'hypothèse $H_1 : a'_1 \neq a''_1, \dots, a'_n \neq a''_n$.

La somme des carrés des écarts de l'équation E, notée SCR_T , est alors l'addition des sommes des carrés des écarts des équations E' (SCR') et E'' (SCR'') où le premier terme se rapporte aux m' observations et le second aux m'' autres. Le nombre de contraintes k dans H_0 est égal au nombre de coefficients dans le modèle, soit $k=n$. Le nombre de degrés de liberté pour la valeur non contrainte de la somme des carrés des résidus de (E) est égal à $m' + m'' - 2k$.

Le test de Chow consiste alors à calculer : $F_c = \frac{[SCR_T - (SCR' + SCR'')]/k}{(SCR' + SCR'')/(m' + m'' - 2k)}$ qui sera comparé à la valeur $F(\alpha)$ pour $v_1 = k$ et $v_2 = m' + m'' - 2k$. Si $F_c > F(\alpha)$, alors H_1 : la relation n'est pas stable au niveau de signification α . Si $F_c < F(\alpha)$, alors H_0 : la relation est stable au niveau de signification α .