

**Working
Paper**

2008/1

Accès à la formation continue en entreprise et caractéristiques des marchés locaux du travail

Cécile Détang-Dessendre

Accès à la formation continue en entreprise et caractéristiques des marchés locaux du travail

Cécile Détang-Dessendre¹
INRA-CESAER Dijon
detang@enesad.inra.fr

Tous les salariés n'ont pas les mêmes chances d'accéder à la formation continue financée par leur entreprise. Le salarié pour qui cette probabilité est la plus élevée n'est novice ni dans son poste ni sur le marché du travail, occupe un emploi de cadre ou une profession intermédiaire dans une grande entreprise (plus de 500 salariés) de service ou du secteur industriel à haut niveau technologique. Ce salarié a plus d'une chance sur deux d'avoir suivi une formation financée par son entreprise au cours de l'année précédente, alors la moyenne est plus proche d'une chance sur quatre.

Une fois ces caractéristiques du salarié et de la firme contrôlées, il reste des différences spatiales d'accès à la formation continue : il diminue lorsque la densité des marchés locaux du travail (mesurée à l'échelle de la zone d'emploi ou du département) augmente. Les meilleurs appariements sur le marché du travail et le turnover plus élevé sur les marchés denses seraient déterminants pour expliquer le moindre recours à la formation continue dans ces espaces.

L'accès à formation continue serait cependant moins fréquent pour les salariés des firmes rurales que pour ceux des firmes urbaines et le rôle négatif de la densité ne concernerait que les salariés urbains. Parmi ces derniers, les salariés des firmes des villes centres des plus grands pôles urbains auraient moins accès à la formation continue que ceux des autres communes urbaines.

L'accord national interprofessionnel, signé le 20 septembre 2003 relatif à l'accès à la formation tout au long de la vie professionnelle fixe, entre autres, comme objectifs aux signataires de réduire les inégalités constatées d'accès à la formation en défaveur des salariés en emploi précaire et des salariés des PME ; de favoriser l'égalité d'accès entre les hommes et les femmes, entre les employés des différents secteurs d'activité et des différents territoires. De fait, un ensemble de travaux sur l'accès à la formation financée par les firmes et son impact sur les carrières et sur les salaires a mis en exergue que les caractéristiques des salariés comme celles des firmes conditionnent l'accès à la formation continue même si Fougère, Goux et Maurin (2001) insistent sur le fait que « *l'accès au dispositif de formation dépend davantage des caractéristiques structurelles de l'employeur et de l'emploi occupé que des caractéristiques propres de l'individu* » (p. 59).

Ainsi, du côté du salarié, des inégalités de genre, la diminution de l'accès à la formation avec l'âge ou encore l'accès difficile pour les moins bien dotés en formation initiale sont des mécanismes assez bien documentés (Lynch, 1992, Fougère, Goux et Maurin, 2001). L'objectif d'une firme, lorsqu'elle investit dans la formation, est d'améliorer la productivité de ses salariés, soit directement sur leur poste, soit en augmentant leur adaptabilité à des changements technologiques ou organisationnels. Au regard de cet objectif, les firmes, mais aussi les postes au sein des firmes, ne sont donc pas tous concernés au même degré. Ainsi, les petites firmes forment moins leurs salariés que les plus grandes (Aventur et Hanchane, 1999), le secteur des services à la personne et le bâtiment moins que l'industrie et les services aux entreprises. Enfin, des travaux sur l'accès à la formation des personnes en situation professionnelle précaire montrent que si légalement le droit à la formation continue est le même pour tous, la précarité en emploi diminue les chances de formation, avec une grande disparité des situations entre les trajectoires dominées par le chômage, propices à l'accès à des formations financées par l'État et celles marquées par la flexibilité, les moins bien dotées (Perez et Thomas, 2006).

¹ Ce travail a pu être réalisé grâce à une convention entre l'Insee et l'Inra concernant l'introduction de variables localisées dans l'enquête FQP. L'auteur souhaite remercier le département des Sciences Sociales de l'Inra pour son soutien ainsi que Dominique Goux, Fabrice Murat et Olivier Monso, ses interlocuteurs successifs à l'Insee, pour leur disponibilité. Elle remercie également Virginie Piguet pour son assistance, les membres du séminaire du CESAER et ceux du groupe d'exploitation de l'enquête FQP pour leurs remarques.

Cependant, peu de travaux s'intéressent à la différenciation spatiale du recours à la formation et à l'impact des caractéristiques des marchés locaux du travail sur les décisions de formation par les firmes. Une inégalité territoriale d'accès à la formation continue peut être la conséquence d'un tri spatial des firmes et des salariés. Jayet (2000) montre théoriquement que les firmes rurales ont recours à des niveaux de technologie plus faibles et donc à de la main d'œuvre moins qualifiée que les firmes urbaines. Ainsi, les salariés travaillant dans des firmes localisées loin des centres urbains suivraient en moyenne moins de formation continue que les salariés des firmes urbaines à cause de la différence de structure productive des firmes dans l'espace. Pour autant, à supposer que l'on contrôle l'ensemble des caractéristiques des firmes et des emplois occupés, une différenciation spatiale résiduelle subsiste-elle et si oui, quels mécanismes peuvent l'expliquer ?

Si le niveau de productivité des salariés diffère avec la localisation de l'entreprise, le recours à la formation continue devrait être hétérogène dans l'espace

La littérature économique soulève une ambiguïté théorique concernant l'effet de la taille des marchés locaux du travail sur le niveau de formation financée par les firmes. Reprenons rapidement les différents points de l'argumentation qui repose essentiellement sur la réflexion fondatrice de Marshall (1890) sur les économies d'agglomération. Il distingue trois types d'économie d'agglomération² : l'agglomération rapprocherait l'offre de la demande finale ; la concentration sur le marché du travail favoriserait les bons appariements entre postes à pourvoir et main d'œuvre disponible ; « les effets de débordement » de connaissance permettraient aux salariés d'augmenter leurs compétences uniquement par la proximité de salariés mieux formés. Dans la question qui nous intéresse, les deux derniers types retiennent notre attention. Helsey et Strange (1990), les premiers, formalisent le fait que la qualité des appariements employé-poste augmente avec la taille du marché : la probabilité pour la firme de trouver un salarié adapté au poste à pourvoir est supérieure quand l'offre de travail est grande et de même, la probabilité pour un salarié de trouver un emploi qui lui correspond augmente avec la demande de travail. En conséquence, la productivité des salariés, conditionnée par la qualité de l'appariement, sera donc en moyenne supérieure dans les grands marchés du travail. Ciccone et Hall (1996) argumentent ensuite que la densité, plus que la taille de la ville, détermine le niveau de productivité des salariés.

S'intéressant à l'impact de la concentration des marchés du travail sur les choix de localisation des firmes, Combes et Duranton (2006) explicitent l'arbitrage qu'elles sont amenées à faire entre le bénéfice qu'elles retirent à s'agglomérer en terme de gains de productivité dus à des appariements dont la qualité augmente avec le niveau d'agglomération et le risque de *hold-up* de leur main-d'œuvre la plus productive (i.e. la plus formée) qu'intensifie aussi la concentration. Plus généralement, le niveau de turnover (les départs des salariés peuvent être le résultat d'un débauchage par la concurrence mais aussi le fruit d'une recherche d'un meilleur appariement par le salarié) augmenterait avec la concentration des activités.

En conséquence, l'incitation à la formation continue financée par les firmes pour améliorer le niveau de productivité des salariés (améliorer la qualité des appariements) devrait être plus élevée dans les espaces peu denses, où les chances pour les firmes d'améliorer le niveau de productivité de leur main d'œuvre en cherchant de meilleurs appariements sont faibles. De plus, les firmes localisées sur des marchés du travail denses pourraient être dissuadées de financer des formations par le risque de voir leurs concurrentes débaucher leurs salariés formés, ces dernières augmentant ainsi leur niveau de productivité sans supporter les coûts de formation. *Ainsi, l'agglomération, qui favorise la qualité des appariements mais aussi augmente le turnover, serait un frein à la formation en entreprise.*

Reprenons maintenant le troisième type d'économie d'agglomération marshallienne : la proximité qu'occasionne la concentration des hommes et des activités favorise les échanges d'idées et de connaissance, et donc la diffusion de l'innovation. Cependant, Acemoglu (2002), s'intéressant aux

² Pour une revue de littérature des fondements théoriques des économies d'agglomération urbaines, voir en particulier Duranton et Puga (2004) et Rosenthal et Strange (2004) pour une revue des recherches empiriques sur la question.

conséquences du changement technologique sur les inégalités sur le marché du travail, montre que la capacité d'adoption des innovations est positivement liée au niveau de formation de la main-d'œuvre des firmes. Les tests empiriques menés par Zamora (2006) concluent à une relation positive progressive et persistante à long terme entre formation continue et adoption de changement organisationnel, alors que la relation entre changement technologique et formation serait faible et de court terme. Pour autant, l'adoption de nouvelles technologies pourrait conduire à plus de formation en entreprise par le biais des changements organisationnels qu'elle peut induire. Ainsi, pour bénéficier des externalités technologiques et profiter pleinement des échanges de connaissance, *les firmes agglomérées devraient financer des formations, pour in fine augmenter le niveau de productivité de la main-d'œuvre. Ainsi, les deux formes d'économie d'agglomération ont des effets opposés sur la propension des firmes à financer de la formation continue.*

Deux études empiriques récentes s'intéressent à l'impact de la densité des marchés locaux du travail sur l'accès à la formation en entreprise, l'une conduite sur données anglaises (Brunello et Gambarotto, 2006) et l'autre sur données italiennes (Brunello et Paola, 2007). Elles concluent que l'accès à la formation continue diminue quand la densité du marché augmente et proposent l'interprétation suivante : l'effet de la complémentarité entre formation professionnelle et spillovers de connaissance est dominé par le risque de l'hold-up dans les marchés denses.

L'environnement de la firme peut être caractérisé par la taille ou la densité du marché local du travail, mais aussi par le positionnement dans la structure urbaine

Comme le rappellent Rosenthal et Strange (2004), bien que la densité soit au cœur de la théorie de l'agglomération, il faut attendre les travaux de Ciccone et Hall (1996) pour trouver une prise en compte directe de l'effet de la densité des firmes et des travailleurs sur le niveau de productivité. En effet, jusqu'alors, les effets de l'agglomération étaient mesurés par des effets de taille de villes. L'analyse empirique reprend tout d'abord ces deux façons d'aborder l'agglomération (cf. encadré 1) : les marchés locaux du travail sont caractérisés par leur taille, puis par leur niveau de densité. Les unités géographiques de base utilisées sont le département et la zone d'emploi. Nous proposons ensuite une approche alternative, ne raisonnant plus à l'échelle de territoires indépendants, mais en tenant compte de la localisation sur le gradient urbain-rural, défini par le ZAUER (Zonage en Aires Urbaines et en aires d'emploi de l'Espace Rural) mis en place par l'insee. Ce gradient, basé sur la notion d'agglomération et sur la taille des villes, prend aussi en compte le degré de relation avec la structure urbaine pour positionner les communes les unes par rapport aux autres.

Encadré 1 : Comment caractériser les marchés locaux du travail ?

Mesure de la taille et de la densité des marchés locaux du travail

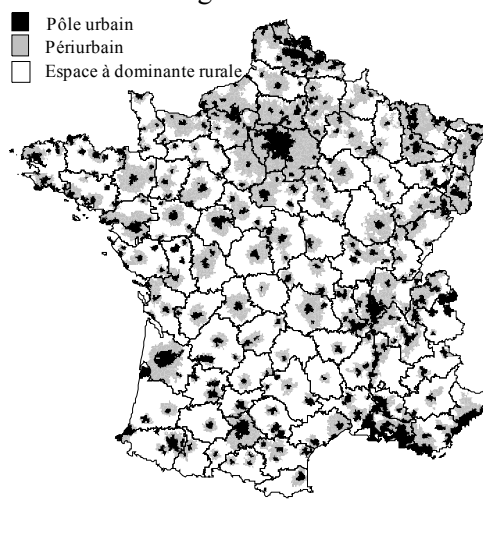
Le premier point à discuter concerne le choix de l'unité spatiale retenue pour l'analyse. Dans un premier temps, nous adoptons le découpage en Nuts-3 (correspondant au découpage départemental en France) suivant en cela le choix de Ciccone et Hall (1996) dans leur analyse de l'impact de la densité sur le niveau de productivité³. Dans un second temps, nous retenons le découpage en Zones d'Emploi (ZE). Déterminée sur la base des déplacements domicile-travail, une zone d'emploi est un espace géographique à l'intérieur duquel la plupart des actifs résident et travaillent. Ce découpage respecte nécessairement les limites régionales, et le plus souvent, les limites cantonales (et donc *a fortiori* départementales). Défini pour la France métropolitaine, il comporte actuellement 348 zones. « *Les ZE apparaissent de plus en plus comme des territoires de référence pour les acteurs locaux de l'emploi et de la formation notamment* » (Seibel, 1994).

La taille du marché est définie par le nombre d'emplois localisés sur le territoire considéré (département ou ZE). La densité d'emplois est, quant à elle, définie comme le rapport du nombre d'emplois localisés sur le territoire considéré et de sa superficie.

Le Zonage en Aires Urbaines

Ce zonage cherche tout d'abord à repérer les zones de continuité d'habitat où s'agglomèrent de façon conséquente population et emploi (Schmitt et al, 2002). Le territoire français est donc réparti en deux types d'espace : l'Espace à Dominante Urbaine (EDU) et l'Espace à Dominante Rurale (EDR). Au sein du premier, on distingue les *pôles urbains*, unités urbaines de plus de 5000 emplois et les *communes périurbaines*, ensemble de communes dont au moins 40% de la population ayant un emploi travaillent dans un pôle urbain. L'espace à dominante rurale rassemble les communes qui n'appartiennent pas à l'EDU. A l'intérieur de cet espace, nous distinguons les *pôles d'emploi de l'espace rural*, communes ou unités urbaines, qui regroupent plus de 1500 emplois et les autres communes que nous appelons *communes rurales*.

Carte 1 : Zonage en Aires Urbaines simplifié



Insee/Inra, 2002

³ Brunello et Gambarotto (2006) ont choisi de travailler sur la base d'un découpage en NUTS-2 au Royaume-Uni du fait de contraintes sur leurs données. Pour autant, la superficie moyenne des NUTS-2 au Royaume-Uni n'est pas si éloignée de celle des départements français : 6914 km² pour les premiers et 5666 km² pour les seconds.

La superficie des départements est assez homogène, comprise entre 5000 et 6000 km², à l'exception de celle des départements d'Ile-de-France, près de 10 fois plus faible. Le nombre d'emplois et la densité en revanche sont très différenciés sur le territoire. De 42 emplois/km² sur l'ensemble du territoire français en 1999, elle atteint une moyenne de plus de 3000 emplois/km² dans les départements de l'Ile-de-France avec un pic à Paris avec plus de 15000 emplois/km². En revanche, certains départements tels que la Lozère ou les Alpes de Haute Provence accueillent moins de 10 emplois au km². Cette disparité se retrouve, encore plus marquée, au niveau des zones d'emploi (Tableau 1). Le département de Paris constitue un cas très particulier puisqu'il accueille 7% des emplois sur 0,02% du territoire français.

Tableau 1 : caractéristiques des départements et des zones d'emploi

Unité géographique		4e quartile	médiane	1 ^{er} quartile	Paris
Département	Superficie (km ²)	6774	5947	5127	105
	N emplois	286 528	186 394	102 953	1 656 036
	densité	52	28	17	15711
Zone d'emploi	Superficie (km ²)	2066	1404	838	
	N emplois	67 087	33 440	20 652	
	densité	49	26	15	

Lecture : 25% des zones d'emploi ont une densité d'emploi inférieure ou égale à 15 emplois/km², 50% des zones d'emploi inférieure à 26 emplois/km² et 25% supérieure à 49 emplois/km²

Source : Insee, Recensement de population 1999

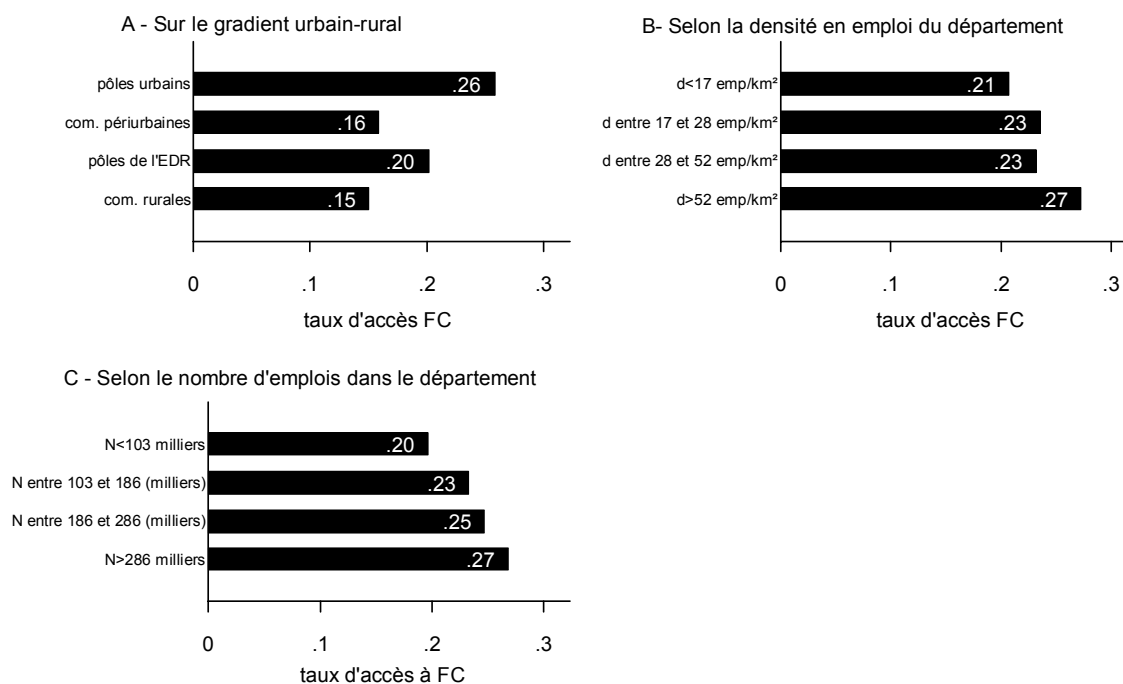
« L'enquête Formation Qualification professionnelle se donne comme objectif d'avoir une vision fine à la fois du parcours scolaire des personnes interrogées et de leur profession, pour juger de l'adéquation entre formation et emploi » (Palmas (de) et al, 2005). Dans cet objectif, un module de l'enquête est consacré à la formation continue. Dans la version de 2003, chaque personne interrogée déclare si elle a reçu une formation financée par son employeur entre 1998 et 2003 ; précise les dates de début et de fin de la dernière formation suivie et pour celle-ci, donne certaines précisions concernant le type et la spécialité. Nous considérons les formations suivies au cours des 12 derniers mois précédant la date d'enquête. Nous retenons pour l'analyse les salariés ayant un emploi à temps complet en 2003 dans le secteur privé depuis le 1^{er} janvier 2002 au plus tard. Nous pouvons ainsi mettre en relation l'accès à une formation et les caractéristiques de l'emploi, en particulier la localisation, en étant sûr que la dite formation a bien été réalisée dans le cadre de l'emploi occupé en 2003. L'étude porte donc sur 8342 salariés âgés de 19 à 65 ans au moment de l'enquête.

La répartition spatiale des emplois observés dans l'échantillon est très proche de celle mesurée à l'aide du recensement de population de 1999 (Schmitt et al, 2002) : 13,8% des emplois sont localisés dans l'espace à dominante rurale (13,9% selon le RP99), 12,7% dans les communes périurbaines (11,8% selon le RP99) et près des trois quarts dans les pôles urbains.

En moyenne, les salariés urbains suivent plus de formation continue que les salariés ruraux

23,6% des salariés en CDI à plein temps ont participé à une formation en entreprise au cours des 12 derniers mois. Le taux d'accès à la formation continue augmente avec la taille et la densité des marchés locaux du travail appréhendés à l'échelle du département ou de la zone d'emploi (Graphique 1). Les firmes des pôles urbains forment en moyenne plus leurs salariés que les autres. Viennent ensuite les firmes des pôles de service de l'espace à dominante rurale. Les salariés des entreprises localisées en périphérie des villes, dans l'espace à dominante urbaine comme dans l'espace à dominante rurale, sont les moins concernés par la formation continue.

Graphique I : part des salariés ayant reçu au moins une formation continue au cours des 12 derniers mois, selon la localisation de la firme



Lecture : le taux d'accès à la formation continue en entreprise est égal à 26% pour les salariés travaillant dans une firme localisée dans un pôle urbain (A) ou encore 27% quand elle est localisée dans un département dont la densité d'emploi est supérieure à 52 emp/km².

Source : enquête FQP 2003, insee.

Pour étudier la différenciation spatiale de l'accès à la formation continue, nous mettons en œuvre une analyse « toutes choses égales par ailleurs », en estimant des probabilités d'accès à la FC par un modèle probit. Il est alors important de s'assurer de l'exogénéité du lieu de travail dans l'équation estimée. En effet, les choix de localisation des individus ne sont pas aléatoires. D'après Glaeser et Maré (2001) par exemple, les zones les plus denses attireraient les individus les plus dynamiques, caractéristique difficilement mesurable. Si ces mêmes individus rentrent aussi plus souvent dans les dispositifs de formation en entreprise, l'estimation mettra en évidence une probabilité plus élevée de se former des salariés travaillant dans les zones denses sans que l'on soit capable de conclure qu'il y a un lien positif entre densité des marchés du travail et probabilité de formation. Il y a donc un risque de biais dans les estimations qu'il faut contrôler (encadré 2).

Encadré 2 : Test de l'exogénéité des variables spatiales

Pour tester l'exogénéité de la densité –variable continue– comme de la localisation dans un type d'espace –variable dichotomique– dans le modèle probit, il faut disposer d'instruments valides, des variables corrélées avec ces variables suspectées et non liées à l'accès à la formation. La présence d'enfant(s) est le premier instrument utilisé, car statistiquement valide. La naissance d'enfants conduit à des choix résidentiels (Détang-Dessendre et al, 2008) qui peuvent *in fine* expliquer des lieux de travail. L'indépendance entre la présence d'enfants et l'accès à la formation continue est discutable car on pourrait suspecter que l'investissement dans la carrière professionnelle, soit négativement lié au nombre d'enfants (chez les femmes notamment). Pour autant, les tests statistiques sont satisfaisants. De même, des caractéristiques géographiques ou démographiques sont rattachées aux espaces peu denses, sans pour autant avoir un impact sur la propension des firmes à former leurs salariés, d'autant plus que l'on peut décaler dans le temps les observations. Nous avons retenu le taux de natalité en 1962, mesuré au niveau du département. Enfin, un troisième instrument est retenu pour la variable discrète : la distance de la commune à l'entrée d'autoroute la plus proche.

Le modèle alors estimé est basé sur deux équations :

$$\begin{cases} Y_1^* = X\beta + Z\eta + \varepsilon_1 \\ Y_2^* = X\beta + \alpha Y_1 + \varepsilon_2 \end{cases}$$

Y_2^* est une variable latente pour laquelle on observe $Y_2 = I(Y_2^* > 0)$, l'accès ou non à une session de FC. Dans le cas de l'analyse de l'exogénéité de la densité, $Y_1^* = Y_1$ est une variable continue. Dans le cas du type d'espace, $Y_1 = I(Y_1^* > 0)$ informe de la localisation ou non dans le type d'espace considéré.

X représente les variables exogènes du modèle et Z les instruments.

Sous l'hypothèse d'une distribution normale bivariée des termes d'erreur avec :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix} \rightarrow N \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1\sigma_2 \\ \rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$$

La loi conditionnelle de Y_2^* sachant Y_1^* peut s'écrire : $Y_2^* = X\beta + \alpha Y_1 + \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1} (Y_1^* - X\beta - Z\eta) + u$, le terme d'erreur u suivant une loi normale d'espérance nulle et de variance $\sigma_2^2(1 - \rho^2)$.

On peut alors écrire les fonctions de vraisemblance (voir Wooldridge (2002) pour l'écriture dans le cas où Y_1 est une variable continue et Lollivier [2001] dans le cas où $Y_1 = I(Y_1^* > 0)$ est une variable dichotomique).

Dans le cas où Y_1 est une variable continue, le test est basé sur l'estimation du modèle complet par maximum de vraisemblance, avec la contrainte de normalisation standard $\sigma_2^2 = 1$. Si ρ est non significativement différent de zéro, l'hypothèse d'exogénéité est retenue.

Dans le cas $Y_1 = I(Y_1^* > 0)$ est une variable dichotomique, nous appliquons le test proposé par Lollivier (2001) qui nécessite uniquement l'estimation du modèle sous l'hypothèse d'indépendance, qui ramène à deux probits indépendants sous l'hypothèse classique $\sigma_1^2 = 1$ et $\sigma_2^2 = 1$. Il s'agit d'un simple test de spécification correspondant à la restriction $\rho=0$ dans le modèle bivarié, en utilisant la statistique du score. Lollivier montre que celle-ci correspond à la somme des carrés expliquée dans la régression auxiliaire d'un vecteur composé de 1 sur les vecteurs des dérivées premières calculées en mobilisant les paramètres obtenus dans les modèles probit indépendants. Cette statistique suit asymptotiquement un $\chi^2(1)$.

L'ensemble des tests menés conduit à accepter l'exogénéité des variables caractérisant le lieu de travail des salariés dans le modèle d'accès à la formation continue : (i) le paramètre estimé de ρ est non significativement différent de zéro lorsque l'on teste l'exogénéité des variables de densité, mesurées à l'échelle du département ou de la zone d'emploi ; (ii) la somme des carrés, expliquée dans les régressions auxiliaires, est égale à 2,41 quand on distingue les firmes qui sont localisées dans l'espace à dominante urbaine de celles qui résident dans l'espace à dominante rurale (espace rural + pôle de service de l'espace rural) et de 0,67 lorsque la différenciation spatiale testée distingue les firmes de l'espace rural des autres. La valeur critique du $\chi^2(1)$ étant de 3,84, on rejette l'endogénéité dans les deux cas.

Nous pouvons maintenant nous intéresser aux facteurs expliquant l'accès à la formation continue en entreprise. Rappelons que l'étude porte sur un échantillon de salariés du secteur privé, en CDI à temps complet depuis au moins un an dans la même firme. Il s'agit donc d'individus bénéficiant d'une certaine stabilité professionnelle. Les variables explicatives introduites sont de trois ordres (Tableau 2) : (1) un ensemble de variables décrit le salarié, son niveau de formation initiale, son expérience professionnelle globale et sur le poste en particulier et la nature du poste qu'il occupe ; (2) le type de firme est contrôlé par sa taille, son secteur d'activité et une distinction est opérée au sein du secteur industriel selon l'intensité technologique mise en œuvre, en s'appuyant sur la nomenclature proposée par l'OCDE (Zamora, 2006) ; (3) des variables caractérisent les marchés locaux du travail (encadré 1).

La formation continue rime avec formation initiale, poste à responsabilité et grande entreprise

La probabilité prédite moyenne d'accès à la FC sur l'ensemble de l'échantillon est de 24%⁴. Le salarié pour qui cette probabilité est la plus élevée n'est novice ni dans son poste ni sur le marché du travail, occupe un emploi de cadre ou une profession intermédiaire dans une grande entreprise (plus de 500 salariés) de service ou du secteur industriel à haut niveau technologique. Il a par ailleurs reçu une formation initiale relation avec le poste qu'il occupe (au moins un bac plus deux pour les cadres). Ce salarié a plus d'une chance sur deux d'avoir suivi une formation financée par son entreprise au cours de l'année précédente. Ce résumé est assez conforme aux résultats mis en évidence par Goux et Morin (2000) dans leur étude sur un échantillon de l'enquête FQP 1993, de caractéristiques assez proches⁵.

⁴ $\Pr(Y_{2i} = 1) = \Phi(\beta X_i + \alpha Y_{1i})$, Φ étant la fonction de répartition de la loi normale.

⁵ La définition de la formation continue utilisée dans le travail de Goux et Maurin (2000) est aussi très proche de celle que nous avons adoptée. En revanche, nous restreignons le champ de l'analyse aux formations suivies dans l'année qui précède l'enquête alors que l'étude citée considère des formations sur une période d'observation différente (individus dont la dernière formation en entreprise a été reçue entre 1988 et 1992).

Tableau 2 : Probabilité de suivre une formation continue financée par l'entreprise au cours de l'année avant l'enquête variables de contrôle groupe 1 et 2 (modèle probit).

	Modèle 1
Constante	-0,773 (0,093)***
Homme	0,030 (0,038)
Expérience prof<5 ans	référence
Expérience prof 5-10 ans et ancienneté dans l'entreprise<5ans	0,059 (0,079)
Expérience prof 5-10 ans et ancienneté dans l'entreprise>5ans	0,161 (0,076)**
Expérience prof 10-20 ans et ancienneté dans l'entreprise<5ans	-0,102 (0,081)
Expérience prof 10-20 ans et ancienneté dans l'entreprise 5-10 ans	0,174 (0,082)**
Expérience prof 10-20 ans et ancienneté dans l'entreprise 10-20 ans	-0,003 (0,068)
Expérience prof 20-30 ans et ancienneté dans l'entreprise<5ans	-0,062 (0,095)
Expérience prof 20-30 ans et ancienneté dans l'entreprise 5-10 ans	-0,098 (0,104)
Expérience prof 20-30 ans et ancienneté dans l'entreprise 10-20 ans	-0,014 (0,079)
Expérience prof 20-30 ans et ancienneté dans l'entreprise >20 ans	0,023 (0,073)
Expérience prof >30 ans et ancienneté dans l'entreprise<5ans	-0,241 (0,131)*
Expérience prof >30 ans et ancienneté dans l'entreprise 5-10 ans	-0,341 (0,129)***
Expérience prof >30 ans et ancienneté dans l'entreprise 10-20 ans	-0,262 (0,098)***
Expérience prof >30 ans et ancienneté dans l'entreprise >20 ans	-0,205 (0,074)***
Cadre avec licence et plus	0,377 (0,070)***
Cadre avec bac+2	0,329 (0,089)***
Cadre avec bac et moins	0,240 (0,073)***
Prof int. avec bac+2 et plus	0,322 (0,075)***
Prof int. avec bac et moins	0,302 (0,056)***
Employé avec bac et plus	-0,007 (0,068)
Employé avec CAP-BEP	-0,096 (0,076)
Employé avec BEPC et moins	-0,187 (0,074)***
Ouvrier qualifié avec CAP-BEP et plus	référence
Ouvrier qualifié avec BEPC et moins	-0,248 (0,069)***
Ouvrier NQ avec CAP-BEP et plus	-0,331 (0,112)***
Ouvrier NQ avec BEPC et moins	-0,653 (0,104)***
Agriculture	0,080 (0,141)
Secteur industriel haute technologie	0,283 (0,095)***
Secteur ind moyenne-haute technologie	0,220 (0,075)***
Secteur ind moyenne-faible technologie	-0,093 (0,073)
Secteur industriel de faible technologie	Référence
Construction	-0,099 (0,077)
Commerce	0,032 (0,060)
Transport	0,231 (0,071)***
Services marchands	0,231 (0,057)***
Services non marchands	0,250 (0,067)***
Moins de 10 salariés	-0,281 (0,064)***
De 10 à 49 salariés	-0,279 (0,060)***
De 50 à 99 salariés	-0,056 (0,076)
De 100 à 499 salariés	référence
500 salariés et plus	0,164 (0,051)***
Indice de spécialisation	0,003 (0,008)
Log likelihood	-4230,3

Lecture : Les lignes marquées « référence » correspondent aux modalités dont les coefficients sont nuls pour assurer l'identification du modèle. Elles servent de références pour l'interprétation. Les deux colonnes s'analysent en référence à l'alternative de ne pas suivre de formation continue. Les écart-types sont portés entre parenthèses, *** significatif à 1%, ** à 5% et * à 10%.

Source : enquête FQP 2003, Insee.

Précisons maintenant l'examen. Les firmes forment en priorité les salariés qui possèdent déjà une expérience professionnelle (entre 5 et 20 ans), après une présence dans l'entreprise comprise entre 5 et 10 ans. Les salariés les plus âgés (plus de 30 ans d'activité) sont ceux qui ont la probabilité la plus faible d'être formés, quelle que soit leur ancienneté dans l'entreprise. L'effort de formation des firmes semble se concentrer sur le personnel d'encadrement, quel que soit le niveau de formation initiale. Seuls les cadres détenant un diplôme équivalent au bac ou de niveau inférieur ont une probabilité juste significativement inférieure d'avoir accès à la formation continue par rapport aux autres cadres et professions intermédiaires. En revanche, une double hiérarchie se dessine au sein des employés et ouvriers, distinguant d'une part les ouvriers non qualifiés et d'autre part, les salariés détenant au moins un Cap ou un Bep des autres. Ainsi, les salariés les moins concernés par la FC sont les ouvriers non qualifiés, avec une pénalité supplémentaire pour ceux qui sont sans aucune formation initiale. La probabilité de formation des employés et ouvriers qualifiés, comprise entre celle des ouvriers non qualifiés et celle des personnels d'encadrement, se décline aussi selon la détention ou non d'un Cap ou d'un Bep.

Ce sont les salariés des secteurs industriels de faible technologie, de la construction et du commerce qui ont le moins de chance de suivre de la formation en entreprise. L'ensemble des activités de services et les activités industrielles de moyenne-haute et haute technologie conduisent à plus de formation. Enfin, la taille de la firme est très discriminante et c'est dans les entreprises de plus de 500 salariés que la probabilité de se former est la plus grande. La relation entre taille de la firme et accès à la formation semble suivre des paliers : les salariés des entreprises de moins de 50 salariés ont la probabilité de se former la plus faible, mais travailler dans une très petite entreprise (moins de 10 salariés), ou dans une employant entre 10 et 49 salariés ne change pas significativement la probabilité de bénéficier de formation continue. De même, la probabilité d'accès à la FC pour les salariés des entreprises de 50 à 500 salariés, supérieure à celle des salariés travaillant dans les plus petites entreprises n'est pas significativement différente quand on distingue les moins des plus de 100 salariés.

La probabilité de formation diminue avec la densité, mais les firmes rurales offrent moins d'opportunité de formation continue que les firmes urbaines

La taille du marché local du travail n'a pas d'impact significatif sur la probabilité de salariés de suivre de la formation continue, que l'on se place à l'échelle du département ou de la zone d'emploi (tableau 3, modèles A). L'hypothèse de Ciccone et Hall (1996) selon laquelle la taille n'est pas un facteur discriminant du fonctionnement des marchés locaux du travail se trouve confortée, au moins sur le point de l'accès à la formation. Travailler dans un marché local du travail dense influence négativement la probabilité d'accès à la formation continue, que l'on se place au niveau du département ou de la zone d'emploi (modèles B). Pour autant, l'ampleur du phénomène est limitée puisque la probabilité de suivre de la formation continue pour le salarié de référence travaillant dans un département très dense tel que le Rhône (plus de 200 emplois/km²) n'est inférieure que de 1 point à la probabilité estimée pour le même salarié travaillant en Côte d'Or où la densité d'emploi y est près de 10 fois inférieure. Le même salarié travaillant à Paris a, quant à lui, une probabilité d'accès à la formation continue inférieure de 3 points à celle de ce dernier (20% plus faible). L'effet mesuré au niveau de la zone d'emploi est du même ordre. On retrouve ici le même résultat que celui obtenu par Brunello et Gambarotto (2006) pour le Royaume-Uni. Ils expliquent ce résultat en avançant que le risque de hold-up et le turn-over plus élevés dans les espaces denses, conduisant les firmes à moins former leurs salariés, auraient un effet plus important que les externalités d'agglomération jouant dans le sens opposé. Selon Combes et Duranton (2006) l'agglomération des firmes et de la main-d'œuvre augmentent le risque de hold-up mais aussi la qualité des appariements, que l'on peut considérer comme les deux faces d'un même phénomène. Brunello et Gambarotto privilégient l'une par rapport à l'autre. Empiriquement, rien ne permet de trancher, les deux conduisant à un moindre recours à la FC. On peut pour autant avancer à ce stade du travail que le deuxième type d'économie d'agglomération marshallienne (liée à la qualité de l'appariement) semble dominer le troisième type (liée aux externalités) dans leur impact sur l'accès à la formation

Tableau 3 : Impact des variables caractérisant les marchés locaux du travail sur la probabilité de suivre une formation continue financée par l'entreprise au cours de l'année avant l'enquête (modèle probit).

	Variables caractérisant le marché local du travail	
Modèle A1	Log nombre d'emploi de la zone d'emploi	-0,014 (0,032)
Modèle A2	Log nombre d'emploi du département	-0,035 (0,049)
Modèle B1	Log densité d'emploi du département	-0,042 (0,02)**
Modèle B2	Log densité d'emploi de la zone d'emploi	-0,040 (0,020)*
Modèle B3	Log densité d'emploi du département	0,068 (0,123)
	Log densité d'emploi au carré	-0,021 (0,022)
Modèle C1	Firme de l'EDR (ref : EDU)	-0,152 (0,051)***
Modèle C2	Firme dans pôles urbains	Référence
	Firme dans espace périurbain	0,023 (0,05)
	Firme dans pôle d'emploi de l'EDR	-0,188 (0,07)***
	Firme dans espace rural	-0,127 (0,07)*

Lecture : Les variables de contrôle présentées dans le tableau 1 sont inchangées et les résultats restent très stables. Les lignes marquées « référence » correspondent aux modalités dont les coefficients sont nuls pour assurer l'identification du modèle. Elles servent de références pour l'interprétation. Les résultats s'analysent en référence à l'alternative de ne pas suivre de FC. Les écarts-types sont portés entre parenthèses, *** significatif à 1%, ** à 5% et * à 10%.

Source : enquête FQP 2003, Insee

Lorsque l'on distingue les lieux de travail, non plus par leur densité au niveau d'un marché local du travail, mais selon leur place sur un gradient urbain-rural à l'échelle de la commune, la probabilité estimée d'accès à la formation continue des salariés travaillant dans des firmes rurales (quelle que soit la définition retenue) est significativement inférieure de 30% à celle des salariés urbains (modèles C). En revanche, les salariés travaillant dans des firmes localisées dans les pôles urbains et ceux travaillant en périphérie de ces pôles ne se distinguent pas en la matière. De même, la différence entre salariés des firmes localisées dans les pôles d'emploi de l'EDR et salariés des autres espaces ruraux n'est pas statistiquement significative.

Le rapprochement de ces deux résultats - d'une part, un effet négatif de la densité des marchés locaux et d'autre part, un effet positif de la localisation urbaine de la firme sur l'accès à la formation - conduit tout d'abord à examiner la non linéarité de l'effet de la densité et le cas particulier des plus grandes métropoles. En effet, par construction, la densité des départements et *a fortiori* des zones d'emploi sont liées à la densité des ou de la ville(s) qui les structurent. Une zone d'emploi très dense a donc toutes les chances de contenir une ville très dense. Inversement, une zone d'emploi ou un département très faiblement dense en emploi est très certainement majoritairement composé d'espaces à dominante rurale et de petites villes peu denses. Cependant, l'introduction de la densité d'emploi sous forme quadratique ne corrobore pas la non linéarité de son impact (Modèle B3).

Un effet métropole qui ne se résume pas à un effet parisien

Les statistiques descriptives mettent en évidence le cas extrême de Paris, département et zone d'emploi, en terme de densité d'emploi, mais aussi un niveau particulièrement élevé de celle-ci dans les départements et zones d'emploi d'Ile-de-France. Il convient donc de tester si l'effet négatif de la densité n'est pas le résultat d'un effet « métropole parisienne ». La présence d'autres seuils de métropolisation est aussi testée. Les estimations ont alors été conduites en distinguant au sein de l'espace urbain, les salariés travaillant dans Paris *intra muros*, ceux travaillant dans une zone d'emploi en Ile-de-France hors Paris et enfin ceux travaillant dans les cinq plus grandes zones d'emploi, en précisant si la firme est localisée dans la grande ville centre de la zone (Marseille, Lyon, Lille, Toulouse ou Bordeaux) ou dans une autre ville de la zone (tableau 4). 29,2% des salariés étudiés travaillent dans les zones d'emploi de l'Ile-de-France ou dans les pôles urbains des plus grandes zones d'emploi.

Tableau 4 : Répartition spatiale des salariés de l'échantillon

Pôles Urbains : 73,6				Communes périurbaines	EDR : 13,8	
Ile-de-France 21,4		Pôles des grdes ZE (1) 7,8			Autres pôles 44,4	Pôles d'emploi de l'EDR
Paris <i>intra muros</i> 6,5	Autres (2) 14,9	Grds centres 2,8	Autres pôles 5,0	12,7		6,6

(1) Lyon, Marseille, Lille, Toulouse, Bordeaux
(2) 10% des emplois en Ile-de-France hors Paris sont localisés dans l'espace périurbain. Nous avons choisi de privilégier l'appartenance à la région plutôt que la caractéristique périurbaine. Les estimations réalisées en considérant ces emplois comme périurbains sont comparables à celles menées sous l'hypothèse retenue.

Lecture : 21,4% des emplois sont localisés en Ile-de-France répartis entre Paris *intra muros* (6,5%) et les autres communes de la région (14,9%)
Source : enquête FQP 2003, insee.

Deux effets se dessinent (tableau 5). D'une part, les salariés des firmes localisées dans Paris *intra muros* et dans les centres des plus grandes agglomérations françaises ont significativement moins accès à la formation continue financée par les firmes que les salariés des autres pôles urbains. D'autre part, les salariés des firmes rurales eux aussi ont moins accès à la formation continue. La caractérisation des marchés locaux du travail par leur seul niveau de densité ne permet pas de mettre en évidence les effets de seuil qui s'esquissent lorsque l'on précise la localisation de la firme en distinguant non seulement les espaces ruraux, périurbains et les pôles urbains, mais en différenciant aussi au sein des pôles urbains, les grandes métropoles des autres.

Deux mécanismes distincts peuvent être à l'origine de ce résultat. Un premier seuil ségrège les salariés des firmes de l'espace à dominante rurale de celles de l'espace à dominante urbaine, les premières offrant moins d'opportunité de formation à leurs salariés que les secondes. Ce résultat peut être lié à une certaine forme de division spatiale du travail (Jayet, 2000), concentrant les firmes de haute technologie, les plus propices à la promotion et à l'évolution des salariés en interne, dans les centres urbains. Le modèle empirique estimé tente de capter au mieux ces phénomènes, avec une distinction des niveaux de technologie au sein du secteur industriel et avec le croisement entre formation initiale et catégories socioprofessionnelles. Un effet résiduel de cette division spatiale du travail peut être capté dans le paramètre estimé associé à la localisation de la firme.

Tableau 5 : Impact des variables caractérisant les types de pôles urbains sur la probabilité de suivre une formation continue financée par l'entreprise au cours de l'année avant l'enquête (modèle probit).

	Variables caractérisant le marché local du travail	
Modèle C3	Firme dans Paris <i>intra muros</i>	-0,136 (0,066)**
	Firme dans pôle parisien hors ville centre	-0,067 (0,046)
	Firme dans grandes villes centres (Lyon, Marseille, Lille, Toulouse, Bordeaux)	-0,192 (0,096)**
	Firme dans pôles urbains hors villes centres des grandes des zones d'emploi	0,038 (0,072)
	Autres communes urbaines	Référence
	Firme dans espace périurbain	-0,039 (0,051)
	Firme dans EDR	-0,177 (0,053)***

Lecture : Les variables de contrôle présentées dans le tableau 1 sont inchangées et les résultats restent très stables. Les lignes marquées référence correspondent aux modalités dont les coefficients sont nuls pour assurer l'identification du modèle. Elles servent de références pour l'interprétation. Les résultats s'analysent en référence à l'alternative de ne pas suivre de formation continue. Les écart-types sont portés entre parenthèses, *** significatif à 1%, ** à 5% et * à 10%.
Source : enquête FQP 2003.

L'hypothèse selon laquelle la différence entre marché ruraux et marchés urbains du travail ne se résume pas à un niveau de densité plus ou moins élevé est plus intéressante à explorer. En effet, la faible densité de population et la sur représentation des PME fondent l'hypothèse d'une emprise plus forte de relations d'emploi de type paternaliste dans les espaces ruraux que dans les espaces urbains (Blanc, Aubert, Détang-Dessendre, 1999). Ces relations d'emploi qui ne se limitent pas à la sphère du travail, mais sont affectées par d'autres liens sociaux⁶ conduisent à une plus grande stabilité en emploi, des procédures de reconnaissance des qualifications plus informelles et une médiatisation par les corps intermédiaires (syndicats, échelons hiérarchiques...) plus faible. L'ensemble de ces caractéristiques pourrait concourir à un accès plus faible à la formation continue dans les firmes rurales.

Enfin, l'offre de formation continue n'est pas spatialement homogène, étant essentiellement concentrée dans les centres urbains. Cet accès rendu plus difficile par la distance aux grands centres de formation explique certainement, au moins pour partie, la probabilité plus faible de formation continue des salariés ruraux. L'introduction de la répartition spatiale de l'offre de formation dans les modèles empiriques n'est pas simple. L'inventaire communal précise si la commune est dotée ou non d'un établissement de formation continue. Cependant, aucune donnée n'est disponible pour les communes d'Ile-de-France. La prise en compte de cette dimension de l'analyse est une des pistes pour prolonger ce travail.

A l'autre extrémité du gradient urbain-rural, le rapprochement des estimations mesurant le poids de la densité sur les salariés urbains de l'estimation distinguant les salariés des grandes métropoles françaises des autres salariés urbains conduit à trois commentaires complémentaires. D'une part, il y aurait un effet de seuil « grandes métropoles », qui d'ailleurs ne différencierait pas significativement Paris des cinq grandes autres villes considérées (Modèle C3). Les salariés des firmes localisées dans ces grands centres auraient une probabilité plus faible de se former que les salariés des villes de plus petite taille, alors que ceux travaillant dans les villes proches de ces grands centres (appartenant à la même zone d'emploi) ne se distingueraient pas des autres pôles urbains et des espaces périurbains. Ces constats conduisent à faire l'hypothèse d'un effet « métropole », qui n'explique pour autant pas la totalité de l'effet de la densité. En effet, le rôle négatif de la densité sur l'accès à la formation continue des salariés est confirmé lorsque l'on mène les estimations sur les salariés des pôles urbains à l'exclusion de ceux des grands centres (tableau 6).

Tableau 6 : Impact de la densité des marchés sur la probabilité de suivre une formation continue (modèle probit) pour les salariés urbains hors les grands centres.

	Variables caractérisant le marché local du travail	
Modèle D1	Log densité d'emploi du département	-0,056(0,021)***
Modèle D2	Log densité d'emploi de la zone d'emploi	-0,059 (0,023)***

Lecture : Les variables de contrôle présentées dans le tableau 1 sont inchangées et les résultats restent très stables.. Les résultats s'analysent en référence à l'alternative de ne pas suivre de FC. Les écart-types sont portés entre parenthèses, *** significatif à 1%, ** à 5% et * à 10%.

Source : enquête FQP 2003, Insee

Pour résumer, c'est la probabilité d'accès à la formation continue des salariés urbains qui est particulièrement touchée par le niveau de densité des marchés du travail : (i) ceux résidant dans les centres des grandes métropoles ont une probabilité d'accès plus faible que ceux travaillant dans les autres espaces urbains. Il existerait un « effet centre » des grandes métropoles puisque les autres villes appartenant aux mêmes zones d'emploi semblent fonctionner plus comme les villes de taille moyenne et les zones périurbaines que comme le grand centre appartenant au même bassin d'emploi. (ii) Pour autant, cette distinction n'épuise pas tout l'effet de la densité. Ainsi, le rôle de cette dernière (mesurée tant au niveau du département que de la zone d'emploi) reste significatif et négatif quand on estime le modèle sur les salariés urbains en excluant ceux travaillant dans les centres des grandes métropoles.

⁶ Sur ce thème, les travaux les plus marquants datent des années 80 et sont à mettre à l'actif des sociologues et socio-économistes, voir notamment Doeringer (1984) sur les Etats-Unis, Bradley (1984) au Royaume-Uni.

L'analyse du cas particulier des grands centres des métropoles sort du cadre de cet article. Nos hypothèses de travail pour étudier la différenciation spatiale de l'accès à la formation continue reposent sur l'existence de deux mécanismes contraires : (1) de meilleurs appariements dans les marchés les plus denses conduisant à moins de formation continue et (2) le développement d'externalité de connaissance avec la concentration entraînant plus de formation continue. L'existence d'effets de congestion agissant au-delà d'un certain seuil de concentration des activités et des hommes est une piste à explorer. Les firmes ne peuvent profiter des externalités de connaissance que si elles sont agglomérées, cependant, la rencontre entre les individus à la base de ces externalités se complexifie dans les grandes métropoles (Charlot et Duranton, 2006). On peut alors se demander si des effets de congestion ne viennent pas limiter le second mécanisme et ainsi réduire les besoins en formation continue dans les plus grandes villes.

Bibliographie

Acemoglu D. (2002), « Technical change, inequality and the labor market », *Journal of Economic Literature*, vol 40, pp. 7-72.

Aventur F. et Hanchane S. (1999), « Inégalités d'accès et pratiques de formation continue dans les entreprises françaises », *Formation et emploi*, n°66, pp. 5-20.

Blanc M., Aubert F. et Détang-Dessendre C. (1999), « Le fonctionnement des marchés ruraux du travail, entre influence du paternalisme et difficultés d'appariement », *Economie Rurale*, n° 250, pp. 31-39.

Bradley T. (1984), « Segmentation in local labour markets », in Bradley T. et Lowe PH. (eds), *Locality and Rurality: Economy and Society in Rural region*, Norwich, Geobook, pp. 65-90.

Brunello G. et De Paola M., (2007), « Training and Economic Density: Some evidence from Italian Provinces », *Labour Economics*, Forthcoming.

Brunello G. et Gambarotto F. (2006), « Do spatial agglomeration and local labor market competition affect employer-provided training? Evidence from UK », *Regional Science and Urban Economics*, vol 37(2), pp. 1-21.

Charlot S. et Duranton, G. (2006), « Cities and Workplace communications: some quantitative French evidence », *Urban Studies*, vol. 8, pp. 1365-1394.

Ciccone A. et Hall R. (1996), « Productivity and density of economic activity » *The American Economic review*, vol 86, pp. 54-70.

Combes P.-P. et Duranton G. (2006), « Labour pooling, labour poaching, and spatial clustering », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 36, pp. 1-28.

Détang-Dessendre C., Goffette-Nagot F. et Piguët V. (2008), « Life-cycle and migration to urban and rural areas: estimation of a mixed-logit model on French data », *Journal of Regional Science*, à paraître.

Doeringer P.B. (1984), « Internal labor markets in rural areas », in Osterman (ed), *Internal labor markets*, Cambridge, MIT Press, pp. 271-289.

Duranton G. et Puga D. (2004), « Micro-foundations of urban agglomeration economies » in Handbook of Regional and Urban Economics, Henderson J. V. et Thisse J.-F. (eds), Elsevier, North Holland, vol. 4, chap 48, pp. 2064- 2117.

Fougère D., Goux D. et Maurin E. (2001), « Formation continue et carrières salariales, Une évaluation sur données individuelles », *Annales d'économie et de statistique*, n°62, pp 49-69.

Glaeser E. et Maré D. (2001), « Cities and Skills », *Journal of Labor Economics*, vol. 19, pp. 316-342.

- Goux D. et Maurin E. (2000), « Returns to firm-provided training: evidence from French worker-firm matched data », *Labour Economics*, vol. 7, pp. 1-19.
- Helsey R. et Strange W. (1990), « Matching and agglomeration economies in a system of cities », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 20, pp. 189-212.
- Jayet H. (2000), « Rural versus Urban Location: The Spatial Division of Labor », In *Economics of Cities Theoretical Perspectives*, Huriot J. M., Thisse J. F. (eds.), Cambridge University Press, pp. 390-414.
- Lynch L. (1992), « Private-Sector Training and the Earnings of Young Workers », *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 82(1), pp. 299-312.
- Lollivier S. (2001), « Endogénéité d'une variable explicative dichotomique dans le cadre d'un modèle probit bivarié : une application au lien entre fécondité et activité féminine », *Annales d'économie et de statistique*, n°62, pp. 251-269.
- Marshall A. (1890), « Principles of Economics », Marmillan, London.
- Palmas (de) J.P., Dupays S., Monso O. et Murat F. (2005), « Formation et salaires. Enquête sur la formation et la qualification professionnelle 2003 », *Insee Résultats*, n°48.
- Perez C., Thomas G. (2006), « Trajectoires précaires d'emploi et formation continue : des inégalités d'accès aux inégalités de perspectives », *Économie et Statistique*, n°388-389, pp. 107-127.
- Rosenthal S. et Strange W. (2004), « Evidence on the nature and sources of agglomeration economies », in *Handbook of Regional and Urban Economics*, Henderson J. V. et Thisse J.-F. (eds), Elsevier, North Holland, vol 4, chap 49: 2120- 2171.
- Schmitt B., Piguet V., Perrier-Cornet P. et Hilal M. (2002), « Actualisation du Zonage en Aires Urbaines et son complément rural : définitions, Résultats, analyse critique », Rapport au Commissariat Général du Plan, <http://www2.dijon.inra.fr/esr/pagesperso/schmitt/BSetal-rappCGP-text.pdf>.
- Seibel C. (1994), « Atlas des Zones d'emploi », Insee, Paris.
- Wooldridge J.M. (2002), « Econometric analysis of cross section and panel data », MIT Press, Cambridge (USA).
- Zamora P. (2006), « Changements organisationnels, technologiques et recours à la formation dans les entreprises industrielles ». *Revue Economique*, vol 57(6), pp. 1235-1257.