

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

Cécile Détang-Dessendre*

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 que la moyenne est plus proche d'une chance sur quatre.

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

Le rôle négatif de la densité concernerait uniquement les salariés des entreprises urbaines et l'accès à formation continue serait moins fréquent pour les salariés des firmes rurales que pour ceux des firmes urbaines.

*Inra-CESAER Dijon, detang@enesad.inra.fr

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 Piquet pour son assistance, les membres du séminaire du CESAER et ceux du groupe d'exploitation de l'enquête FQP pour leurs remarques.

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 entreprises et son impact sur les carrières et sur les salaires a mis en exergue que les caractéristiques des salariés, comme celles des entreprises, 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 entre homme et femme, 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 *et al.*, 2001). L'objectif d'une entreprise, 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 entreprises, mais aussi les postes au sein des entreprises, ne sont donc pas tous concernés au même degré. Ainsi, les petites 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).

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 entreprises. 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 entreprises rurales ont recours à des niveaux de technologie plus faibles et donc à une main-d'œuvre moins qualifiée que les entreprises urbaines. Ainsi, les salariés travaillant loin des centres urbains suivraient en moyenne moins de formation continue que les salariés travaillant dans l'espace urbain à cause de la différence de structure productive des entreprises dans l'espace. Pour autant, à supposer que l'on contrôle l'ensemble des caractéristiques des entreprises et des emplois occupés, une différenciation spatiale résiduelle subsiste-elle et si oui, quels mécanismes peuvent-ils l'expliquer ?

La théorie ne précise pas l'impact de la localisation de l'entreprise sur le recours plus ou moins grand à la formation continue

La littérature économique relève une ambiguïté théorique concernant l'effet de la taille des marchés locaux du travail sur le niveau de formation financée par les employeurs. 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'agglomération (1) : 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 en emplois de la ville, plus que sa taille, détermine

1. 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.

le niveau de productivité des salariés, car elle capte mieux les effets de proximité géographique que la simple notion d'agglomération.

S'intéressant à l'impact de la concentration des marchés du travail sur les choix de localisation des entreprises, Combes et Duranton (2006) explicitent l'arbitrage qu'elles sont amenées à faire entre le bénéfice qu'elles retirent à s'agglomérer en termes de gains de productivité dus à des appariements dont la qualité augmente avec le niveau de concentration et le risque de *hold-up* de leur main-d'œuvre la plus productive (*i.e.* la plus formée) qui s'intensifie aussi. Plus généralement, le niveau de turnover augmenterait avec la concentration des activités (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).

En conséquence, l'incitation des employeurs à financer de la formation continue 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 d'améliorer le niveau de productivité de leur main-d'œuvre en cherchant de meilleurs appariements sont plus 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 les salariés qu'elles ont formés. Ce serait en effet pour ces dernières un moyen d'augmenter leur niveau de productivité sans supporter les coûts de formation. *Ainsi, la concentration géographique qui favorise la qualité des appariements mais augmente aussi 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. Acemoglu (2002), s'intéressant aux 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 changements organisationnels, alors que la relation entre changements technologiques 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 entreprises sises en agglomération 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 sur données anglaises (Brunello et Gambarotto, 2006) et l'autre sur données italiennes (Brunello et Paola, 2008). Elles concluent que l'accès à la formation continue diminue quand la densité du marché augmente et proposent l'interprétation suivante : l'effet de complémentarité entre formation professionnelle et externalités de connaissance est dominé par le risque de *hold-up* sur les marchés denses.

La taille, la densité du marché local du travail et le positionnement sur l'échelle rural/urbain caractérisent l'environnement de la firme

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. L'analyse empirique reprend tout d'abord ces deux façons d'aborder l'agglomération et les marchés locaux du travail sont caractérisés par leur taille, puis par leur niveau de densité (cf. encadré 1). L'unité géographique de base utilisée est la zone d'emploi (ZE). Nous introduisons ensuite une distinction spatiale supplémentaire, en tenant compte de la localisation de la commune sur le gradient urbain/rural, défini par le zonage en aires urbaines et en aires d'emploi de l'espace rural (ZAUER) 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.

L'ensemble des réflexions sur le rôle de la densité du marché du travail sur l'accès à la formation continue repose sur l'hypothèse d'une homogénéité interne de celui-ci. Si cette hypothèse nous semble satisfaisante dans le cas d'un marché organisé autour d'une ville de taille moyenne ou grande, avec son espace d'influence (zone périurbaine), nous souhaitons tester sa robustesse dans le cas où la zone étudiée

rassemble une ou des villes de petite taille, de l'espace périurbain et des espaces ruraux plus éloignés. Le recours à une autre forme de structuration de l'espace est là pour nous permettre d'affiner l'analyse.

La superficie des zones d'emploi varie peu sur l'ensemble du territoire, à l'exception de celle des zones situées en Île-de-France, qui est près de dix

Encadré 1

COMMENT CARACTÉRISER LES MARCHÉS LOCAUX DU TRAVAIL ?
Mesure de la taille et de la densité des marchés locaux du travail

Les zones d'emploi

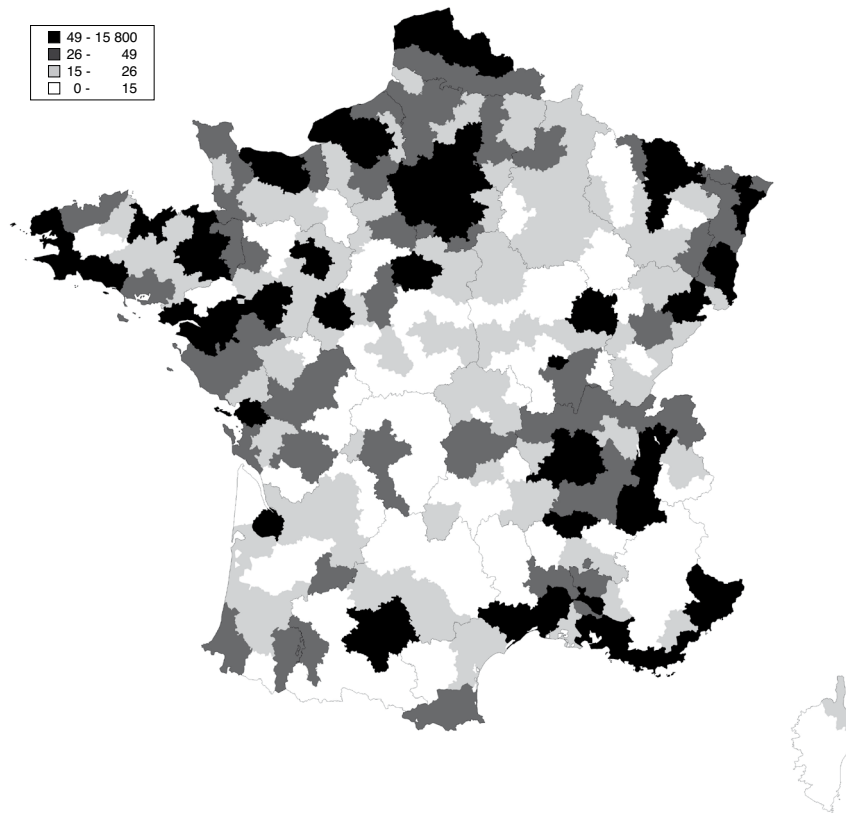
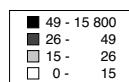
Nous retenons le découpage en zones d'emploi (ZE). Déterminée sur la base des déplacements domicile-travail, une zone d'emploi est un espace géographique à l'intérieur duquel la plupart des actifs résident et travaillent. On impose à ce découpage de respecter les limites régionales et le plus souvent 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). Les limites de l'utilisation des ZE pour l'analyse du mar-

ché du travail à un niveau local ont été soulignées dès leur mise en place (Jayet, 1985), en particulier dans le cas où la population est très dispersée. La contrainte de taille (minimum de 25 000 actifs) a conduit à regrouper des sous-zones sans grands rapports entre elles. Dans ce cas, l'hypothèse d'un marché du travail structuré et cohérent est forte.

La taille du marché est définie par le nombre d'emplois localisés sur le territoire considéré. 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 (cf. carte A).

Carte A

Densité d'emploi au lieu de travail par zone d'emploi



Source : Insee, recensement de la population, 1999.



fois plus faible (cf. tableau 1). Le nombre d'emplois et la densité en revanche sont très différenciés. La densité moyenne du territoire français est de 42 emplois/km² en 1999. Elle est supérieure à 400 emplois/km² dans 10 zones d'emploi, avec un pic à Paris (plus de 15 000 emplois/km²). La zone d'emploi de Paris constitue un cas très par-

ticulier puisqu'elle accueille 7 % des emplois sur 0,02 % du territoire français. 10 zones d'emploi affichent, quant à elles, une densité inférieure à six emplois au km².

« L'enquête Formation Qualification Professionnelle (FQP) se donne comme objectif d'avoir

Tableau 1
Caractéristiques des zones d'emploi

	4 ^e quartile	Médiane	1 ^{er} quartile	Moyenne	Écart type	Paris
Superficie (km ²)	2 066	1 404	838	1 563	52	105
Nombre d'emplois	67 087	33 440	20 652	65 443	6 395	1 656 036
Densité	49	26	15	42	46	15 711

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

Source : recensement de population de 1999, Insee.

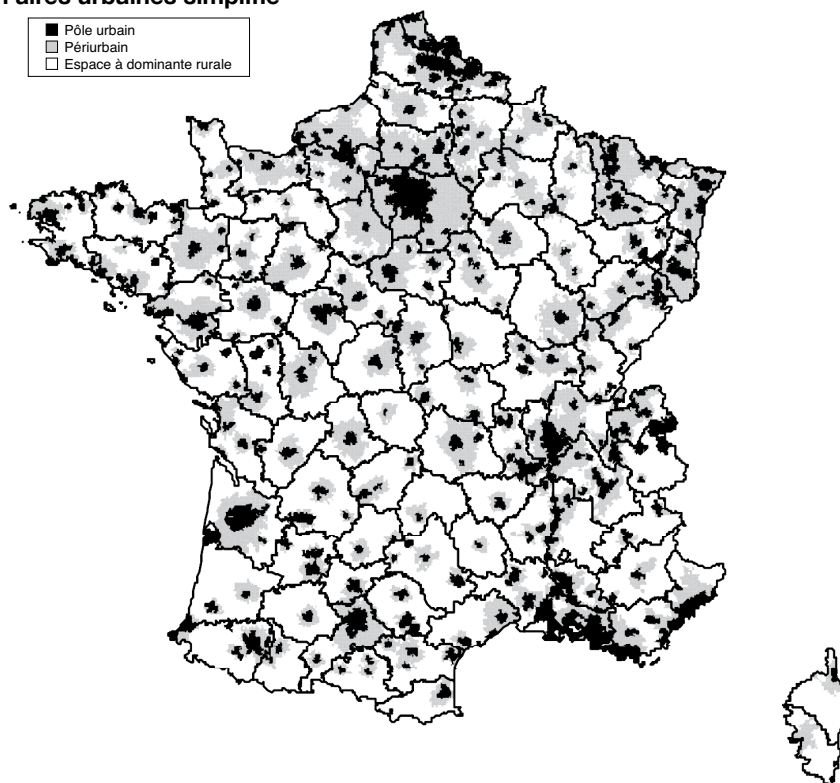
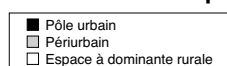
Encadré 1 (suite)

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 5 000

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. À l'intérieur de cet espace, nous distinguons les *pôles d'emploi de l'espace rural*, communes ou unités urbaines, qui regroupent plus de 1 500 emplois et les autres communes que nous appelons communes rurales (cf. carte B).

Carte B Zonage en aires urbaines simplifié



Source : Insee/Inra, 2002.

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 » (de Palmas *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, indique les dates de début et de fin de la dernière formation suivie et, pour celle-ci, 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 en emploi à la date de l'enquête dans le secteur privé. Nous pouvons ainsi mettre en relation l'accès à une formation et les caractéristiques de l'emploi, en particulier sa localisation. Pour les emplois qui ont débuté dans les 12 derniers mois, nous nous assurons que s'il y a eu formation, elle a bien été réalisée dans le cadre du dernier emploi, le seul pour lequel nous disposons d'informations détaillées. L'étude porte donc sur 10 474 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) : 13,6 % des emplois sont localisés dans l'espace à dominante rurale (13,9 % selon le RP99), 13 % dans les communes périurbaines (11,8 % selon le RP99) et près des trois quarts dans les pôles urbains. 50 % des salariés de notre échantillon travaillent dans une zone d'emploi de plus de 105 000 emplois et 25 % dans une zone d'emploi de plus de 305 000 emplois. Lorsque les zones d'emploi rassemblent beaucoup d'emplois, elles sont aussi souvent très denses. Cependant, pour un même niveau de densité,

des disparités importantes de taille peuvent être observées. Ainsi, dans les zones de densité de 68 à 70 emplois/km² (niveau de densité du lieu de travail médian dans l'échantillon), le nombre d'emplois peut varier de 27 000 à plus de 400 000.

En moyenne, la part des salariés qui suivent une formation continue augmente avec la densité et avec la taille de la zone d'emploi

Dans ce qui suit, les formations sont considérées indépendamment de leur durée (cf. encadré 2). Au cours des 12 derniers mois, 21,7 % des salariés ont participé à une formation en entreprise. Le taux d'accès à la formation continue augmente avec la taille et la densité des marchés locaux du travail (cf. graphique). Les salariés des zones d'emploi dont la densité (resp. la taille) se situe dans le premier quartile se distinguent très significativement (resp. au seuil de 1 %) de celles du deuxième quartile et a fortiori des autres en matière de formation continue. Lorsque les individus travaillent dans une zone d'emploi moyennement dense (2^{ème} et 3^{ème} quartiles), ils ne se distinguent pas significativement en terme d'accès à la formation continue, alors que ceux travaillant dans les zones les plus denses y ont significativement plus accès. Les salariés des pôles urbains suivent en moyenne significativement plus de formation en entreprise, viennent ensuite les salariés des entreprises localisées en périphérie des villes, puis enfin ceux travaillant dans l'espace à dominante rurale. Les différences sont ici toutes significatives au seuil de 1 %.

Pour étudier la différenciation spatiale de l'accès à la formation continue, nous mettons en

Encadré 2

LA DURÉE DES FORMATIONS CONSIDÉRÉES

La grande majorité des formations enregistrées (73 %) a duré entre un et cinq jours. Les formations très courtes (moins de six heures) ne représentent que 4 % de l'ensemble et les formations de plus d'un mois (120 heures), 11 %. Les individus de moins de 30 ans et les titulaires d'une formation de niveau bac et bac +2, ceux travaillant dans les plus grandes entreprises sont légèrement surreprésentés dans les formations de plus de un mois. En revanche, il n'y a pas de différence significative dans les profils des salariés qu'ils suivent une formation de un, deux, trois, quatre ou cinq jours. La durée des formations suivies n'est significativement

corrélée ni avec la taille de la zone d'emploi, ni avec sa densité.

Ces quelques observations confortent le choix fait de considérer ensemble les formations, quelle que soit leur durée. Certaines distinctions apparaissent entre les formations de plus de un mois et les autres, dans le sens d'un renforcement des effets. Les estimations réalisées dans cette étude ont été également réalisées sur un sous-échantillon excluant les salariés suivant les formations les plus longues. On obtient alors des résultats très voisins de ceux présentés dans cet article.

œuvre une analyse « toutes choses égales par ailleurs », en estimant des probabilités d'accès à la formation continue 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 (cf. encadré 3).

Nous pouvons maintenant nous intéresser aux facteurs expliquant l'accès à la formation continue en entreprise. Les variables explicatives introduites sont de trois sortes : (1) un ensemble de variables décrit le salarié et son poste, son niveau de formation initiale, son expérience professionnelle globale et sur le poste en particulier et le poste qu'il occupe (qualification, type de contrat) ; (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 (cf. encadré 1).

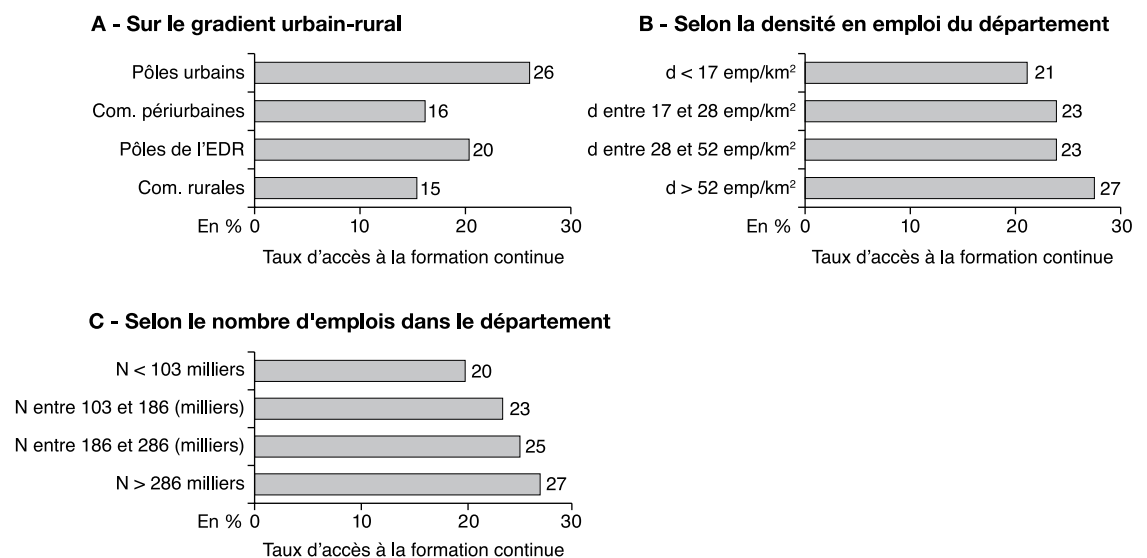
Formation continue rime avec formation initiale, poste à responsabilité et grande entreprise

La probabilité prédite moyenne d'accès à la formation continue sur l'ensemble de l'échantillon est de 22,1 % (2) (cf. tableau 2). Le salarié pour qui cette probabilité est la plus élevée occupe un emploi en CDI, 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 en 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 portrait-robot est dans l'ensemble conforme aux résultats de Goux et Maurin (2000) dans leur étude sur un échantillon de l'enquête FQP 1993, de caractéristiques assez proches (3). La différence

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

Graphique

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 à 27 % quand elle est localisée dans un département dont la densité d'emploi est supérieure à 52 emplois/km² (B).

Source : enquête Formation et Qualification Professionnelle (FQP), 2003, Insee.

non significative d'accès à la formation continue entre les hommes et les femmes, une fois contrôlées les différences de profils individuels, de postes et de firmes, était déjà observée dans cette étude portant sur des observations collectées au début des années 1990. Fournier *et al.* (2009) corroborent ce résultat à partir de l'enquête du Cereq (enquête *Formation continue* 2000). Dans leur étude consacrée à la différence entre hommes et femmes dans l'accès à la formation continue, ils montrent comment celle-ci

n'est plus significative toutes choses égales par ailleurs et apportent des éléments d'explication de la lente transformation des comportements qui a conduit à ce résultat.

3. 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).

Encadré 3

TEST DE L'EXOGENÉITÉ 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. 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. Le taux de natalité de 1962 et la part des plus de 60 ans dans la population sont ainsi utilisés, ainsi que la distance de la commune à l'entrée d'autoroute la plus proche (pour la variable discrète). Enfin, des variables caractérisant le système productif local sont utilisées : le taux de création d'établissement (nouveau moyen de production) et la part des firmes de plus de 50 salariés en 1997. 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 formation continue. 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 où Y_1 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 *Probit* indépendants sous l'hypothèse classique $\sigma_1^2 = 1$ et $\sigma_2^2 = 1$. Il s'agit d'un 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 $\chi^2(1)$.

Les tests conduisent à accepter l'exogénéité de la densité d'emploi des zones d'emploi et de la position sur le gradient urbain-rural du 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 de la variable de densité ; (ii) la somme des carrés, expliquée dans les régressions auxiliaires, est égale à 2,01 quand on distingue les firmes qui sont localisées dans l'espace à dominante urbaine de celles qui sont installées dans l'espace à dominante rurale (espace rural + pôle de service de l'espace rural) et de 0,70 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.

En revanche, la taille de la zone d'emploi, mesurée par le nombre d'emplois, est testée significativement endogène au seuil de 5 %. Les résultats commentés dans cette étude sont donc obtenus en tenant compte de ce biais.

Tableau 2

Probabilité de suivre une formation continue financée par l'entreprise au cours de l'année avant l'enquête Variables de contrôle groupes 1 et 2 (modèle *Probit*).

	Paramètre	Écart-type
Constante	- 1,423***	0,119
Homme	0,021	0,034
<i>Femme</i>	<i>Réf.</i>	
<i>Expérience prof. < 5 ans</i>	<i>Réf.</i>	
Expérience prof. 5-10 ans et ancienneté dans l'entreprise < 5ans	0,028	0,065
Expérience prof. 5-10 ans et ancienneté dans l'entreprise > 5ans	0,203***	0,068
Expérience prof. 10-20 ans et ancienneté dans l'entreprise < 5ans	- 0,032	0,066
Expérience prof. 10-20 ans et ancienneté dans l'entreprise 5-10 ans	0,208***	0,073
Expérience prof. 10-20 ans et ancienneté dans l'entreprise 10-20 ans	0,042	0,060
Expérience prof. 20-30 ans et ancienneté dans l'entreprise < 5ans	- 0,086	0,08
Expérience prof. 20-30 ans et ancienneté dans l'entreprise 5-10 ans	- 0,068	0,095
Expérience prof. 20-30 ans et ancienneté dans l'entreprise 10-20 ans	0,046	0,071
Expérience prof. 20-30 ans et ancienneté dans l'entreprise > 20 ans	0,079	0,065
Expérience prof. >30 ans et ancienneté dans l'entreprise < 5ans	- 0,218**	0,105
Expérience prof. >30 ans et ancienneté dans l'entreprise 5-10 ans	- 0,307**	0,123
Expérience prof. >30 ans et ancienneté dans l'entreprise 10-20 ans	- 0,20**	0,09
Expérience prof. >30 ans et ancienneté dans l'entreprise > 20 ans	- 0,144**	0,066
Cadre avec licence et plus	0,355***	0,062
Cadre avec bac+2	0,323***	0,082
Cadre avec bac et moins	0,213***	0,069
Prof. intermédiaire avec bac+2 et plus	0,317***	0,065
Prof. intermédiaire avec bac et moins	0,294***	0,052
Employé avec bac et plus	0,018	0,059
Employé avec CAP-BEP	- 0,129*	0,067
Employé avec BEPC et moins	- 0,155**	0,065
<i>Ouvrier qualifié avec CAP-BEP et plus</i>	<i>Réf.</i>	
Ouvrier qualifié avec BEPC et moins	- 0,268***	0,065
Ouvrier non qualifié avec CAP-BEP et plus	- 0,368***	0,103
Ouvrier non qualifié avec BEPC et moins	- 0,641***	0,096
Contrat à durée indéterminée	0,524***	0,085
Travail à plein temps	0,058	0,055
Agriculture	- 0,008	0,131
Secteur industriel haute technologie	0,284***	0,088
Secteur ind moyenne-haute technologie	0,215***	0,070
Secteur ind moyenne-faible technologie	- 0,068	0,069
<i>Secteur industriel de faible technologie</i>	<i>Réf.</i>	
Construction	- 0,105	0,069
Commerce	- 0,029	0,055
Transport	0,197***	0,046
Services marchands	0,265***	0,054
Services non marchands	0,218***	0,063
Moins de 10 salariés	- 0,311***	0,057
De 10 à 49 salariés	- 0,263***	0,054
De 50 à 99 salariés	- 0,095	0,071
<i>De 100 à 499 salariés</i>	<i>Réf.</i>	
500 salariés et plus	0,165***	0,047
Indice de spécialisation	0,007	0,008
Log vraisemblance	- 5 114,2	

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. Par exemple, un ouvrier non qualifié titulaire au plus d'un BEPC à une probabilité très inférieure de suivre une formation continue qu'un ouvrier qualifié avec un CAP-BEP ou plus (référence) parenthèses. Les paramètres sont significatifs à 1 % (***) à 5 % (**) et à 10 % (*).

Source : enquête Formation Qualification Professionnelle (FQP) 2003, Insee.

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 anciens (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 employeurs 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 (selon la qualification et dans une moindre mesure le niveau de formation initiale) se dessine chez les employés et les ouvriers. Ainsi, les salariés les moins concernés par la formation continue sont les ouvriers non qualifiés, avec une pénalité supplémentaire pour ceux qui sont sans aucune formation initiale. La probabilité de formation des employés et des 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 ont davantage recours à la 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 l'entreprise 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 entreprise employant entre 10 et 49 salariés ne change pas significativement cette probabilité. De même, la probabilité d'accès à la formation continue des 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 continue diminue avec la taille et la densité de la zone d'emploi...

La probabilité des salariés de suivre une formation continue diminue significativement lorsque le nombre d'emplois dans la zone d'emploi augmente (cf. tableau 3, modèle A). Sans contrôle de l'endogénéité, l'effet est négatif, mais non significatif. Une relation négative est aussi observée entre la densité de la zone d'emploi et la probabilité d'accès à la formation continue (cf. tableau 3, modèle B). L'agglomération, plus que la densité est associée à des effets de sélection des salariés, les villes les plus grandes (pas toujours les plus denses) attirant les individus que des motivations professionnelles fortes conduisent à davantage se former.

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*).

	Caractéristiques de la ZE de l'entreprise	Paramètre	Écart-type
Modèle A	Log nombre d'emplois	- 0,10**	0,047
	Coefficient de corrélation ρ (1)	0,048**	0,023
Modèle B	Log densité d'emploi	- 0,06**	0,029
Modèle C1	EDR (2)	- 0,145***	0,047
	EDU (2)	Réf.	
Modèle C2	Pôle urbain	Réf.	0,045
	Espace périurbain	- 0,0142	
	Pôle d'emploi de l'EDR (2)	- 0,183***	
	Autre espace rural	- 0,116*	

1. La valeur estimée de ρ n'est renseignée que dans le cas où le paramètre est significatif.
2. EDR : espace à dominante rurale ; EDU : espace à dominante urbaine.

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 paramètres sont significatifs à 1 % (***) à 5 % (**) et à 10 % (*).

Source : enquête Formation et Qualification Professionnelle (FQP), 2003, Insee.

Pour autant, l'ampleur du phénomène est limitée puisque la probabilité de suivre une formation continue pour le salarié de référence travaillant dans une zone d'emploi très dense telle que Marseille (plus de 400 emplois/km²) n'est inférieure que de 1,4 point à la probabilité estimée pour le même salarié travaillant dans la zone d'emploi de Beaune (Côte d'Or) dont la densité d'emploi est plus de 20 fois inférieure. Le même salarié travaillant à Paris a, quant à lui, une probabilité d'accès à la formation continue inférieure de trois points à celle qu'il aurait à Beaune (14 % plus faible). On trouve un résultat analogue à celui obtenu par Brunello et Gambarotto (2006) (4) pour le Royaume-Uni. Pour ces auteurs, 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 entreprises 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 privilégiaient l'une par rapport à l'autre, mais les informations disponibles ne permettent pas de trancher. Le deuxième type d'économie d'agglomération marshallienne (liée à la qualité de l'appariement) dominerait ainsi le troisième type (liée aux externalités) en ce qui concerne l'impact sur l'accès à la formation.

...mais les firmes rurales offrent moins d'opportunité de formation continue que les firmes urbaines

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 entreprises situées dans des zones rurales (quelle que soit la définition retenue) est significativement inférieure de près de 20 % à celle des salariés des entreprises sises en zone urbaine (cf. tableau 3, 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 installées dans les pôles d'emploi de l'EDR et ceux des firmes situées dans le reste de l'espace rural 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 l'entreprise sur l'accès à la formation – conduit à réaliser des estimations complémentaires pour tenter de comprendre ce que ces deux découpages permettent d'appréhender, leur cohérence et leur complémentarité. En effet, par construction, la densité des zones d'emploi est liée à la densité de la ou des villes 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 très faiblement dense en emploi est très certainement majoritairement composée d'espaces à dominante rurale et de petites villes peu denses. Ainsi, plus de 95 % des salariés des entreprises de l'espace à dominante rurale travaillent dans une zone d'emploi dont la densité est inférieure à la médiane. Quel sens donner au niveau de densité dans ces zones peu structurées par leur(s) petite(s) ville(s) ? A contrario, les résultats mettant en évidence le rôle de la densité ne résultent-ils pas d'un effet Île-de-France masquant le fonctionnement des marchés du travail de la province ?

Des estimations complémentaires ont été en conséquence réalisées sur les sous-échantillons suivants : (i) sous-échantillons obtenus en séparant les salariés de l'espace à dominante rurale de ceux de l'espace à dominante urbaine et (ii) sous-échantillon ne prenant en compte que les salariés urbains hors Île-de-France.

Deux résultats sont à retenir de ces estimations : (i) l'impact de la densité des zones d'emploi sur l'accès à la formation continue n'est significatif que pour les salariés des entreprises urbaines (cf. tableau 4, modèle D) et (ii) l'ensemble des salariés de l'espace à dominante urbaine est concerné par ce mécanisme : ce n'est pas qu'un effet parisien, ni même francilien (cf. tableau 4, modèles E et F) et il se vérifie également dans les zones d'emploi de province, soit au total pour plus de 86 % des salariés français.

4. Brunello et Gambarotto (2006) ont travaillé sur un découpage en NUTS-2 au Royaume-Uni du fait de contraintes sur leurs données. L'espace économique européen est divisé en unités territoriales pour des besoins statistiques : en France, les NUTS-2 (Nomenclature of territorial unit for statistics) correspondent aux régions, les NUTS-3 aux départements. Pour autant, la superficie moyenne des NUTS-2 au Royaume-Uni n'est pas si éloignée de celle des départements français : 6 914 km² pour les premiers et 5666 km² pour les seconds. Nous avons donc réalisé nos estimations en ZE et à l'échelle du département. Les résultats étant très proches de ceux obtenus en utilisant les zones d'emploi, nous avons centré le travail sur les ZE.

Ainsi, dans l'espace rural, la densité des marchés locaux du travail n'a pas d'impact sur l'accès à la formation continue des salariés qui y travaillent. Ces marchés se distinguent même par un accès plus faible que leurs homologues urbains. Deux hypothèses peuvent expliquer ces résultats. Tout d'abord, la façon dont on appréhende les marchés locaux du travail, via les zones d'emploi, n'est pas adaptée au cas des espaces dispersés. Ensuite, les mécanismes décrits précédemment ne sont pas suffisants pour expliquer le comportement des entreprises dans ces espaces.

Les limites des zones d'emploi pour étudier le fonctionnement des marchés locaux de petite taille ont déjà été évoquées ci-dessus (Jayet, 1985). Nos résultats semblent indiquer un effet de seuil en deçà duquel les effets d'agglomérations n'interviennent pas. Le test d'une telle hypothèse demanderait d'avoir recours à un découpage géographique plus fin, nécessairement difficile à construire (5). L'introduction de la variable muette EDU/EDR permet de capter une partie de cet effet.

Certains travaux (6) mettent en évidence que les marchés ruraux et urbains du travail se distinguent au-delà d'un niveau de densité plus ou moins élevé. En effet, la faible densité de popu-

lation et la surreprésentation des PME accréditent l'hypothèse d'une emprise plus forte des relations d'emploi informelles de type paternaliste (Doeringer, 1984) dans les espaces ruraux que dans les espaces urbains (Blanc *et al.*, 1999). Ces relations d'emploi, qui ne se limitent pas à la sphère du travail mais sont affectées par d'autres liens sociaux, conduisent à une plus grande stabilité en emploi, des procédures de reconnaissance des qualifications plus informelles et une médiation des corps intermédiaires (syndicats, échelons hiérarchiques, etc.) plus faible. Ces traits spécifiques pourraient concourir à un accès plus faible à la formation continue dans les firmes rurales, l'amélioration du niveau de productivité mettant en jeu d'autres ressorts que la formation professionnelle.

Dans une monographie sur la situation des jeunes cinq ans après leur sortie de formation initiale (7), Cahuzac *et al.* (2005) montrent que la localisation urbaine ou rurale de l'entreprise

5. Dans la mesure où l'on se propose d'améliorer le niveau d'homogénéité de l'unité géographique sans arriver à des territoires de taille trop petite pour un traitement statistique satisfaisant.

6. Sur ce thème, les travaux les plus marquants datent des années 1980 et sont à mettre à l'actif des sociologues et socio-économistes ; voir notamment Doeringer (1984) pour les États-Unis et Bradley (1984) pour le Royaume-Uni.

7. Monographie à partir de l'enquête Génération 1992 du Cereq.

Tableau 4
Valeurs du paramètre associé au log de la densité d'emplois de la zone d'emploi sur les différents sous échantillons

	Sous-échantillon	Paramètre	Écart-type	Effectif du sous-échantillon
Modèle D	EDU (1)	- 0,096***	0,030	9 067
	EDR (1)	- 0,199	0,249	1 407
Modèle E	EDU hors Paris (1)	- 0,076**	0,022	8 363
Modèle F	EDU hors Île-de-France (1)	- 0,152**	0,067	6 815

1. EDU : espace à dominante urbaine, EDR : espace à dominante rurale.

Lecture : les variables de contrôles sont celles présentées dans le tableau 1. Certains paramètres estimés sur la sous-population des salariés des entreprises rurales sont non significatifs à cause de la taille de l'échantillon, mais les principaux résultats ne changent pas. Les résultats s'analysent en référence à l'alternative de ne pas suivre de formation continue. Lorsque la densité augmente, la probabilité de suivre une formation continue diminue dans l'EDU. Les paramètres sont significatifs à 1 % (***) à 5 % (**) et à 10 % (*).
Source : enquête Formation et Qualification Professionnelle (FQP), 2003, Insee.

Tableau 5
Valeurs du paramètre associé à l'appartenance à l'espace à dominante rurale selon l'expérience professionnelle

Sous-échantillon	Paramètre	Écart-type	Effectif du sous-échantillon
Ancienneté ≤ 10 ans	- 0,013	0,093	2 703
Ancienneté > 10 ans	- 0,192***	0,055	7 771

Lecture : les variables de contrôle sont celles présentées dans le tableau 1 et les principaux résultats sont stables (exception faite bien sûr des effets de l'ancienneté). Les résultats s'interprètent en référence à l'alternative de ne pas suivre de formation continue. Les paramètres sont significatifs à 1 % (***) à 5 % (**) et à 10 % (*).
Source : enquête Formation et Qualification Professionnelle (FQP), 2003, Insee.

ne joue pas sur la probabilité de formation des jeunes, mais qu'en revanche, dans les entreprises rurales, la formation a plus souvent comme objectif l'amélioration de l'adaptation au poste de travail. Pour pouvoir rapprocher les résultats de notre analyse de cette étude sur les jeunes, les estimations ont été réalisées en séparant les salariés avec moins de 10 années d'expérience professionnelle des autres.

On trouve alors des résultats comparables (cf. tableau 5) : le lieu de travail (rural ou urbain) n'influence pas la probabilité de suivre de la formation professionnelle pour les salariés avec moins de 10 ans d'ancienneté. L'impact est en revanche significatif pour les salariés qui ont plus de 10 ans d'ancienneté sur le marché. Après la période d'adaptation au poste, les salariés des entreprises rurales bénéficient moins de formation professionnelle et les évolutions de carrières, moins importantes, sont déterminées par d'autres critères.

Ce travail valide sur le cas français des résultats obtenus au Royaume uni ou en Italie : plus le marché local est dense et moins les salariés

auront accès à la formation continue, la qualité des appariements, mais aussi les risques de *hold-up* augmentant avec la densité. L'analyse soulève la question de l'existence d'un fonctionnement particulier des marchés ruraux du travail. En effet, lorsque l'on distingue salariés urbains et salariés ruraux, les hypothèses avancées sur le rôle du niveau de densité et d'agglomération ne suffisent plus pour expliquer les résultats. Une analyse détaillée des objectifs de formation pourrait compléter ce travail. Il s'agirait alors tout d'abord de savoir si la nature des formations suivies diffère selon le niveau de densité des marchés urbains du travail : de meilleurs appariements devraient conduire à moins de formations d'adaptation au poste de travail alors que pour bénéficier des externalités de connaissance, des formations générales seraient plus appropriées. En revanche ces dernières, aisément transférables seraient aussi plus soumises au risque de *hold-up*. On pourrait également examiner si la formation suivie par les salariés des entreprises rurales visera essentiellement d'adaptation au poste. Il serait alors utile de chercher à préciser la nature des formations une fois cette période d'adaptation achevée. □

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 », *Économie 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. (2008), « Training and Economic Density : Some Evidence from Italian Provinces », *Labour Economics*, vol. 14, n° 1, pp. 118-140.

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, n° 2, pp. 1-21.

Cahuzac E., Caprice S., Détang-Dessendre C. (2005), « Le rôle de la formation continue sur la mobilité professionnelle des jeunes hommes : quelle différenciation spatiale ? », *Formation Emploi*, n° 89, pp. 47-63.

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 Paching, and Spatial Clustering », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 36, pp. 1-28.

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-Fundations of Urban Agglomeration Economies » in Henderson J. V. et Thisse J.-F. (eds), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Elsevier, North Holland, vol. 4, n° 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.
- Fournier C., Béret P., Doray P. et Bélanger P. (2009)**, « Entre reproduction et mobilisation : les rapports de genre en formation continue en France et au Canada », *International Review of Education*, vol. 55, pp. 75-103.
- 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.
- Halsey 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. (1985)**, « Les zones d'emploi et l'analyse locale des marchés du travail », *Économie et Statistique*, n° 182, pp. 37-44.
- Jayet H. (2000)**, « Rural Versus Urban Location : The Spatial Division of Labor », In Huriot J. M., Thisse J. F. (eds.), *Economics of Cities Theoretical Perspectives*, 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, n° 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. et 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 Henderson J. V. et Thisse J.-F. (eds), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Elsevier, North Holland, vol. 4, n° 49, pp. 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 pour le Commissariat Général du Plan. Téléchargeable sur le site : <http://www2.dijon.inra.fr/esr/pages-perso/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 Économique*, vol. 57, n° 6, pp. 1235-1257.