



Ces territoires qui façonnent l'insertion

L'empreinte du contexte régional sur l'insertion professionnelle des jeunes

Par Arnaud Dupray et Céline Gasquet*

L'insertion professionnelle est différente selon les régions. Mais au-delà de ce constat, de quelle manière le contexte local influence-t-il l'accès à l'emploi ? L'analyse multiniveau permet d'identifier un effet direct du territoire mais également un effet indirect : les caractéristiques des jeunes n'ont pas partout le même impact sur leur insertion.

Les trajectoires professionnelles des jeunes se déroulent et se construisent sur des marchés locaux du travail et non sur un seul et unique marché. L'existence de marchés séparés, qui suppose une hétérogénéité de la force de travail (Beaumert, 1992 ; Thisse, Zénou, 1997) est un fait établi : les travailleurs comme les employeurs ne prospectent que sur des marchés locaux de taille inférieure à celle du marché national « [...] *Les liens sociaux et familiaux, les sommes investies dans le logement, la familiarité avec l'environnement immédiat et le manque d'information contribuent souvent à restreindre la recherche d'un emploi à une parcelle de territoire très limitée : les individus évoluent sur des marchés locaux* » (OCDE, 1989, p. 103). Un marché local du travail apparaît alors comme la zone géographique à l'intérieur de laquelle se situe l'ensemble des possibilités d'emplois offertes à un individu sans qu'il ait à changer de lieu de résidence, ou comme la zone géographique qui contient les travailleurs potentiels

que l'entrepreneur peut attirer (Beaumert, 1992). Cette assertion est d'autant plus vraie que le niveau

* Arnaud Dupray est économiste, chargé d'études au département « Professions et marché du travail » du Céreq. Ses thématiques actuelles de recherche portent sur la mobilité professionnelle et la carrière salariale et sur les questions de discrimination sur le marché du travail selon le genre ou l'origine ethnique. Parmi ses dernières publications figurent, « La mobilité professionnelle : des évolutions, causes et conséquences d'une demande accrue de formation », dans Berton et al. (eds.) *Initiative individuelle et formation*, à paraître chez L'Harmattan ; en collaboration avec Saïd Hanchane : « Modalités de participation à la formation continue et effets sur la carrière salariale : une approche économique » dans Guyot J.-L. et al. (eds.) *La formation professionnelle continue – l'individu au cœur des dispositifs*, De Boeck, 2003. Il a également coordonné, avec S. Monchatre et C. Guillon, *Réfléchir la compétence. Approches sociologiques, juridiques et économiques d'une pratique gestionnaire*, Octarès, 2003.

Céline Gasquet est économiste, chargée d'études au département des « Entrées dans la vie active » du Céreq. Ses travaux portent sur l'insertion professionnelle des jeunes de bas niveau scolaire et sur les politiques publiques d'emploi et de formation, nationales et régionales. Parmi ses dernières publications figurent, « Une identification des dimensions individuelle, temporelle et locale des trajectoires professionnelles des demandeurs d'emploi des zones d'Aix-en-Provence, de l'Etang de Berre et de Marseille-Aubagne », à paraître à La Documentation française, dans un Cahier *Travail et Emploi* ; elle a également contribué aux deux dernières évaluations de la loi quinquennale, *Évaluation des politiques régionales de formation 2000-2002. Portraits statistiques*, Rapport du Groupe statistique pour l'évaluation, et a participé à un ouvrage coordonné par M. Bel et L. Dubouchet, *La décentralisation de la formation. Réflexion pour le futur*, à paraître début 2005 aux Éditions de l'Aube.

de formation de l'individu est faible, les moins diplômés étant les moins mobiles géographiquement.

Ces marchés locaux du travail connaissent des fonctionnements différenciés. Comme le soulignent Gambier et Vernières (1988, p. 81). « [...] *les rapports entre les évolutions de l'emploi, du chômage, de la population active s'appuient sur des dynamiques locales très différentes : une même baisse d'emploi se traduira ici par plus de chômage, là par une forte émigration, ailleurs par une scolarisation plus longue, ou par d'autres déplacements domicile-travail* ». Les marchés locaux du travail sont alors plus ou moins « efficaces » en termes de rapidité et de qualité de l'appariement entre l'offre et la demande de travail. De ce fait, une même caractéristique individuelle peut avoir une influence sur l'insertion professionnelle dont l'intensité varie selon le contexte local.

Des travaux, notamment en France, pointent les disparités territoriales d'insertion professionnelle des jeunes, en particulier de bas niveau de formation (Amat et Biret, 1981 ; Grelet et Hillau, 1993 ; Céreq, 2002).

Mais l'existence d'un effet « propre » du contexte local sur l'insertion professionnelle des jeunes est beaucoup plus rarement mise en évidence. Comme le remarquent Minni et Vergnies (1994), à partir de

l'enquête Insertion dans la Vie Active sur les jeunes sortis du secondaire en 1991, « toutes choses égales par ailleurs », le fait de vivre en milieu rural ou dans une unité urbaine autre que Paris augmente nettement la probabilité d'être au chômage. Dinaucourt (2002) montre également que les probabilités d'être en emploi à durée déterminée et de perdre un emploi diffèrent selon les régions.

Nous nous inscrivons dans cette problématique en cherchant à identifier la dimension régionale de l'insertion professionnelle des jeunes sortis du secondaire en 1998, et dont les débuts de vie active sont reconstitués à partir de l'enquête « Génération 98 » du Céreq. La région peut avoir un effet double. Il peut être direct : la localisation géographique de l'individu a des répercussions directes sur son accès à l'emploi, sa trajectoire professionnelle. Mais l'influence peut également être indirecte : le contexte local, à travers des caractéristiques qui en décrivent la singularité, est susceptible d'interagir de manière différenciée avec les attributs individuels sur la qualité de l'insertion (Souhami-Gasquet, 2004)¹. Afin de déceler l'existence de ces deux types d'influence potentielle du contexte local, nous recourons à une approche multiniveau (Raudenbush, Bryk, 2002 ; DiPrete, Forristal, 1994).

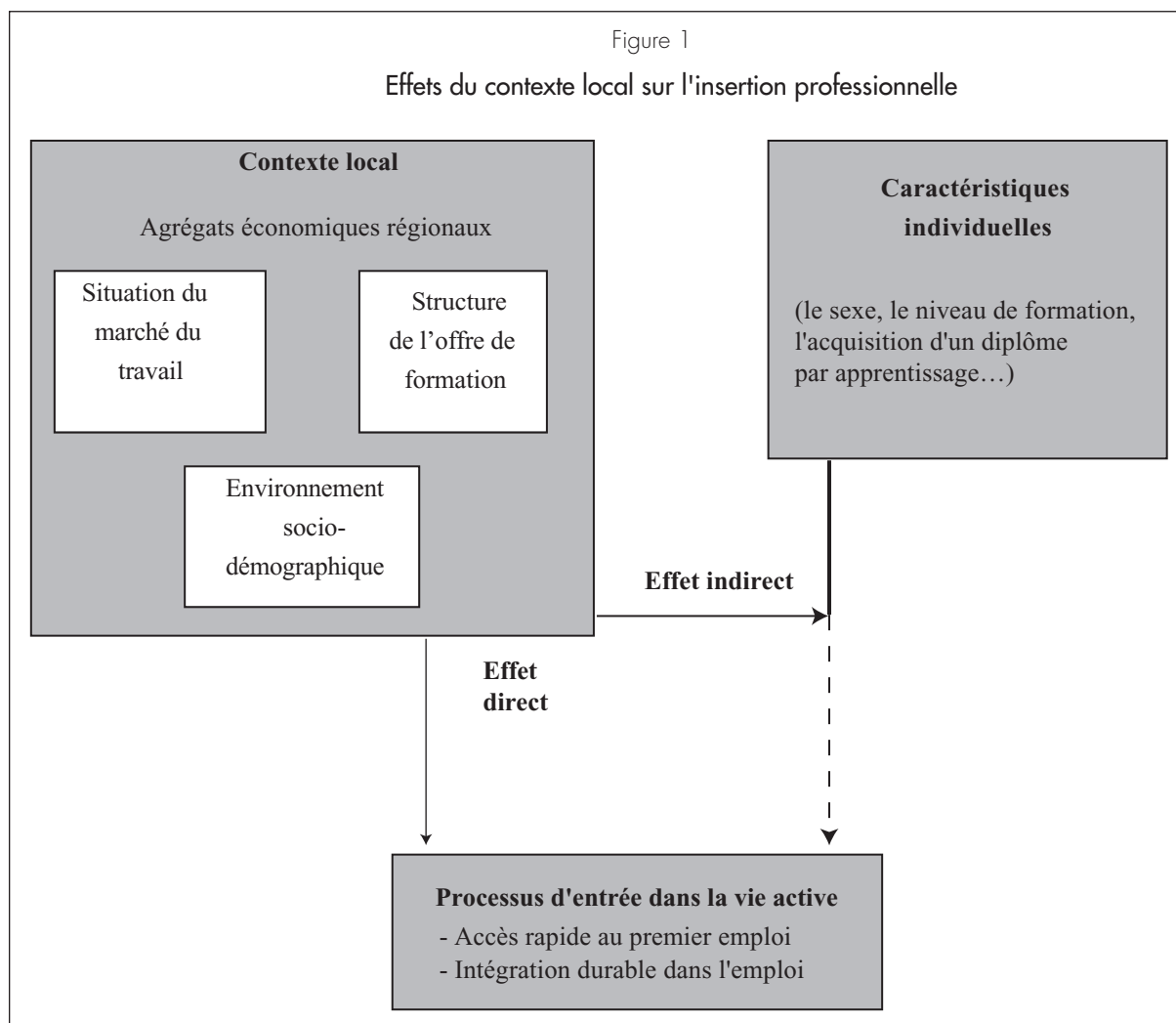
Pour analyser cette « géographie » de l'insertion, deux éléments doivent être précisés. Le premier concerne la définition de « l'espace de référence » (Gérard-Varet, Thisse, 1997). Ce problème du découpage des marchés locaux du travail se pose avec une acuité particulière dans le cadre des analyses empiriques. L'existence de disparités d'insertion professionnelle selon les régions et surtout la disponibilité de données riches et fiables à ce niveau² nous invitent à retenir la région administrative comme unité géographique d'analyse. En second lieu, il s'agit de rechercher les éléments du contexte régional susceptibles d'influer sur les trajectoires professionnelles des jeunes. Des études antérieures montrent que

¹ L'influence de dimensions relatives au contexte local sur l'acquisition de certaines caractéristiques scolaires n'est pas traitée ici.

² Dans le cadre de l'évaluation de la loi quinquennale, le groupe Statistique pour l'évaluation a constitué une base de données régionales sur le marché du travail et l'offre de formation en particulier, Arrighi et *alii* (2002).

l'environnement socio-économique, la situation du marché du travail et la structure de l'offre de formation peuvent constituer des éléments de cette « boîte

noire » que représente « l'effet local ». Nous retenirons ces différents éléments dans notre analyse (cf. **Figure 1**).



Partant d'une méthodologie adaptée, l'analyse multi-niveau, et de données empruntant à des sources multiples, l'approche développée ci-dessous vise à mettre en lumière des effets d'interaction entre dimensions relatives à la région d'insertion et accès à l'emploi de jeunes ayant quitté le système scolaire au niveau secondaire. Après avoir spécifié le modèle d'analyse dans un premier point, nous établissons d'abord l'existence d'effets directs de la région sur l'insertion (le poids des apprentis parmi les jeunes préparant un

diplôme de niveau bac dans la région améliore ainsi en moyenne l'accès à l'emploi et la continuité et stabilité de la relation de travail...). Ensuite, des attributs individuels comme le sexe ou le niveau de formation voient leur impact se modifier en fonction de conditions régionales comme le taux de chômage ou le niveau de richesse de ses habitants, mettant en évidence l'existence d'effets indirects de la région sur l'insertion professionnelle.

DES JEUNES SORTANTS DU SECONDAIRE AUX PRISES AVEC LE CONTEXTE RÉGIONAL

L'analyse empirique repose sur l'enquête « Génération 98 » du Céreq. Cette enquête fournit de nombreuses informations relatives aux caractéristiques sociodémographiques des jeunes ayant quitté le système éducatif en 1998, ainsi qu'au déroulement de leurs trois premières années de vie active. L'échantillon retenu ici ne comprend que les jeunes sortis du secondaire, depuis ceux sans qualification (niveaux VI et Vbis) jusqu'aux diplômés du bac (niveau IV). Cette restriction se justifie par leur espace de recherche d'emploi, considérablement plus étroit que celui des jeunes plus diplômés : seulement 11 % des sortants du secondaire occupant un emploi en 2001 ont changé de région depuis leur sortie du système éducatif en 1998, contre 27 % pour les diplômés du supérieur. Logiquement, leur insertion professionnelle devrait manifester une plus forte dépendance au contexte régional que celle de jeunes plus diplômés.

Les variables explicatives individuelles retenues de façon classique sont le sexe, l'âge et celles qui ont trait au parcours scolaire (apprentissage ou voie scolaire, expérience et stages en cours d'études), au niveau et à la spécialité du diplôme (sans qualification, niveau V non-diplômé, niveau V diplômé tertiaire et industriel, niveau IV non-diplômé, niveau IV diplômé tertiaire et industriel) ainsi qu'à la situation professionnelle du père et de la mère.

Trois critères sont pris en compte pour apprécier l'entrée des jeunes dans la vie active :

- Le premier est la probabilité d'obtenir un emploi durable (d'au moins trois mois), rapidement, c'est-à-dire dans les quatre mois suivant la sortie du système éducatif. Les emplois de vacances et les emplois saisonniers sont donc exclus. Les emplois de fonctionnaires ne sont pas pris en compte pour cet indicateur en raison des cadres institutionnels nationaux qui régissent les concours d'accès.
- Un autre indicateur d'insertion testé est le Logarithme du salaire d'embauche dans un emploi tel que défini ci-dessus. Même s'il est sans doute moins sensible que le premier indicateur à des variations entre les régions – compte tenu en particulier des niveaux

de formation de la population étudiée – il est néanmoins possible que les régions soient différemment structurées en termes de taille et d'activité des entreprises, de taux de syndicalisation ou de couverture conventionnelle ; autant de facteurs qui peuvent avoir des répercussions sur les revenus.

– Enfin, le dernier critère retenu est un indicateur longitudinal décrivant la nature de la trajectoire professionnelle³. Il prend la valeur 1 si le jeune connaît un accès rapide à des emplois durables (durée cumulée d'emploi d'au moins deux ans sur les trois années d'observation) et 0 sinon.

L'originalité de la démarche est de supposer que l'insertion professionnelle des jeunes, ainsi appréciée, s'explique non seulement par des caractéristiques individuelles mais également par des caractéristiques liées au contexte régional. Des variables explicatives au niveau régional sont donc prises en compte et renvoient à la région d'habitation du jeune à la fin de ses études en 1998. Notre hypothèse est que les jeunes sortis du secondaire entament leur recherche d'emploi dans leur région de formation et n'étendent que progressivement leur champ d'investigation. De fait, on observe que seulement 12 % des jeunes ayant rapidement obtenu un premier emploi durable ont changé de région depuis leur sortie de formation initiale⁴.

Les variables explicatives régionales se rapportent au contexte démographique, à la situation du marché du travail et à la structure de l'offre de formation (**Encadré 1**). Quatorze indicateurs ont été sélectionnés pour éclairer la dimension régionale de l'insertion professionnelle des jeunes (Arrighi et al., 2002). Ainsi, le chômage comme la richesse produite dans la région apparaissent comme des éléments importants qui tantôt handicapent, tantôt favorisent l'intégration des jeunes dans l'emploi. Nous retenons donc comme indicateurs, le taux de chômage régional, le PIB (produit intérieur brut) par habitant ainsi que la proportion de ménages non imposables. Ces deux

³ Il s'agit d'un indicateur construit à partir des situations mensuelles des jeunes au cours des trois premières années de leur vie active. C'est un indicateur composite relatif à des modalités pertinentes d'une classification issue d'une analyse factorielle (Céreq, 2002, p. 37).

⁴ En outre, au plan pratique, l'enquête ne fournit d'information sur la localisation géographique des individus qu'à la date de l'enquête ou dès lors que les individus sont en emploi. Pour les individus n'ayant pas obtenu un premier emploi tel que défini, nous ne disposons donc pas d'information relative à leur localisation géographique.

Encadré 1

Les variables relatives au contexte régional

Les régions sont caractérisées ici par la structure de leur offre de formation, la situation du marché du travail, leur environnement sociodémographique et des agrégats économiques.

* Structure de l'offre de formation

Taux de scolarisation des 20-24 ans en 1998 : effectif d'élèves, étudiants, apprentis, toutes formations incluses (ministère de l'Éducation nationale, Agriculture, Santé...), âgés de 20 à 24 ans, rapporté à la taille de la génération correspondante (source : estimations localisées de population Insee).

Taux de croissance annuel moyen entre 1996 et 2001 des effectifs scolarisés âgés de 20 à 24 ans (source : Dpd).

Proportion de sorties sans qualification en 1998 : ensemble des jeunes sortis du système éducatif aux niveaux VI et Vbis sur l'ensemble des jeunes sortis du système éducatif (source : Dpd).

Poids des apprentis parmi les jeunes préparant un diplôme de niveau IV en 2000 : nombre d'apprentis de niveau IV sur l'ensemble de la population scolaire en formation professionnelle initiale au niveau IV (source : Dpd).

* Situation du marché du travail

Taux de croissance annuel moyen de l'emploi entre 1993 et 2000 (source : estimations annuelles d'emploi, Insee).

Part de l'emploi non salarié en 1998 : emploi non salarié sur emploi total de la région (source : estimations régionales d'emploi, Insee).

Part de l'emploi public en 1998 : la notion d'emploi public retenue comprend les agents de l'État, la fonction publique hospitalière, les collectivités locales et les contrats emploi-solidarité ; les emplois publics mesurés à partir du lieu de travail sont rapportés à l'emploi total de la région (sources : estimations régionales de l'emploi et fichiers des agents de l'État, enquête collectivités territoriales et ministère de la Santé).

Part de l'emploi à durée limitée en 1998 : contrats à durée déterminée, intérimaires, stagiaires, contrats aidés rapportés à la population active occupée – actifs de 15 ans ou plus pourvus d'un emploi – (source : enquête emploi, Insee).

Taux de chômage au sens du Bit (Bureau international du travail) en 1998 : nombre de chômeurs au sens du Bit sur la population active résidente au sens du Bit (source : estimations de taux de chômage régionaux, Insee).

Part des chômeurs de longue durée en 1998 : DEFM (demandes d'emploi en fin de mois) de plus d'un an d'ancienneté au 31/12 sur DEFM au 31/12 (source : Anpe, Dares).

* Environnement socio-démographique

Taux de croissance annuel moyen entre 1990 et 1999 de la part des jeunes de moins de 20 ans dans la population totale (source : Recensement de la population, Insee).

Part des jeunes de moins de 30 ans dans la population active en 1999 : jeunes actifs de moins de 30 ans sur la population active résidente au sens du BIT (source : Recensement de la population, Insee).

* Agrégats économiques régionaux

Part des ménages fiscaux non imposés (source : Insee et Direction générale des impôts – exploitation par l'Insee des fichiers fiscaux et appariement du fichier des déclarations de revenus et du fichier de la taxe d'habitation).

Produit intérieur brut régional par habitant (source : Insee.)

derniers agrégats économiques renseignent sur la puissance économique de la région. Trois autres variables relatives à la situation du marché du travail sont prises en compte : le taux de chômage de longue durée, le taux de croissance de l'emploi et la proportion d'emplois temporaires. À cela s'ajoutent les proportions d'emplois publics et d'emplois non salariés qui renseignent sur la structure des emplois et par là sur les difficultés potentielles rencontrées par ces jeunes sortis du secondaire. La structure démographique de la région et son influence possible sur l'insertion professionnelle des jeunes sont appréciées par la proportion des jeunes de moins de 30 ans dans la population active, et le taux de croissance de la part des jeunes de moins de 20 ans dans la population totale.

L'impact du système régional de formation sur l'insertion dans la vie active a été largement développé dans la littérature (Grelet, Timoteo, 1998 ; Margirier, 1998). La proportion de jeunes sortis du système éducatif sans qualification et celle des jeunes en apprentissage parmi ceux préparant un diplôme de niveau bac, traduisent la nature des relations entre les systèmes de formation et d'emploi ; en conséquence, elles sont sélectionnées au titre de caractéristiques emblématiques du système régional d'offre de formation.

Enfin, compte tenu de la concurrence pour l'emploi qu'une variation du taux de scolarisation des jeunes pourrait entraîner, il est intéressant de se doter d'indicateurs relatifs à cet effet. La baisse des effectifs scolarisés âgés de 20 à 24 ans, constatée dans la plupart des régions depuis le milieu des années 90, justifie plus encore l'intérêt de tels indicateurs.

Des considérations plus pratiques sont également à l'origine de cette sélection, et en particulier la nécessité d'avoir des indicateurs variant suffisamment d'une région à une autre et dans le même temps étant peu corrélés entre eux.

UNE INSERTION DOUBLEMENT SOUMISE AU CONTEXTE RÉGIONAL

Le processus d'entrée dans la vie active des jeunes dépend en partie de certaines de leurs caractéristiques individuelles, notamment celles relatives à leur

trajectoire scolaire. Être un homme, être sans diplôme et avoir redoublé avant la sixième réduit ainsi les chances à la fois d'accéder rapidement à un premier emploi et de s'intégrer durablement dans l'emploi. À l'inverse, être plus âgé que la moyenne à l'entrée dans la vie active (à trajectoire scolaire donnée), avoir obtenu son diplôme par la voie de l'apprentissage et l'expérience d'un emploi pendant la scolarité constituent des facteurs favorables.

Ces jeunes à la fin de leurs études s'inscrivent par ailleurs dans un contexte régional particulier, marqué par les trois ensembles de facteurs répertoriés plus haut (**Figure 1**). Or ces dimensions de nature plus macroéconomique influencent sans doute également les modalités d'insertion professionnelle des jeunes. La région est ainsi porteuse d'un ensemble d'externalités économiques, certaines bénéfiques à l'insertion des jeunes, d'autres au contraire défavorables à l'intégration dans l'emploi de ces débutants. La tonalité globale de ces effets peut être approchée par un agrégat économique tel que le PIB par habitant.

C'est alors l'impact de ces dimensions locales et de leur interaction éventuelle avec l'effet des caractéristiques biographiques individuelles qu'il convient d'éclairer pour mieux rendre compte de l'insertion professionnelle de ces jeunes sortants du secondaire.

La prise en compte à la fois des caractéristiques individuelles, des caractéristiques régionales et des effets d'interaction entre ces niveaux est possible au moyen de l'analyse multiniveau (*cf. encadré 2*). Cette méthode réside dans l'analyse de données comportant une multiplicité d'unités micro, lesquelles se répartissent dans différentes unités macro. On parle ici de la région dans laquelle les jeunes terminent leur scolarité pour ces dernières et d'individus pour les premières.

Le principe est de prendre en compte explicitement, dans la modélisation, la structure emboîtée et hiérarchique de ces données, afin d'approcher les différentes sources de variation (ici de niveaux individuel et régional) dont peut dépendre un phénomène. Il est ainsi supposé que les individus appartenant à une région se différencient de ceux appartenant à une autre région, et que les comportements individuels à la fois définissent et sont influencés par une appartenance régionale spécifique.

Encadré 2

Structure du modèle à deux niveaux

Les modèles à deux niveaux établissent une équation reliant l'indicateur individuel d'insertion considéré à des variables explicatives individuelles, associée à un système d'équations dans lequel les coefficients et la constante obtenus au niveau individuel sont exprimés comme des fonctions à coefficients aléatoires dépendant éventuellement de variables régionales (DiPrete, Forristal, 1994).

La structure générale du modèle est la suivante, avec l'indice 1 pour le niveau individuel et l'indice 2 pour le niveau régional d'influence :

$$Y_{ij} = F(\alpha_{1i} + \beta_{1i} X_{ij}) \quad (1)$$

$$\alpha_{1i} = \alpha_2 + \beta_2 Z_i + u_{2i} \quad (2)$$

$$\beta_{1i} = \gamma \quad (3a)$$

X_{ij} représente le vecteur des caractéristiques de l'individu i ayant achevé sa scolarité dans la région j . Z_i est le vecteur des dimensions régionales relatives à la région j . α_1 et α_2 sont des constantes et les β_1 et β_2 , les vecteurs de coefficients décrivant les relations entre les caractéristiques individuelles ou régionales et l'indicateur considéré, aux niveaux individuel et régional respectivement. L'équation (2) forme un modèle structurel au niveau régional où la constante du niveau individuel est posée comme une fonction d'une moyenne sur toutes les régions (α_2), d'effets relatifs à des dimensions régionales et d'un terme d'erreur aléatoire supposé de moyenne nulle et de variance constante Su_2 . Dans l'équation (3a), les pentes des variables explicatives individuelles sont conçues comme des effets fixes.

Le point de départ de l'analyse multiniveau consiste à estimer le modèle « vide », dans lequel X et Z sont des vecteurs nuls, de façon à tester s'il existe une variation interrégionale significative de l'indicateur d'insertion considéré. On teste ainsi la significativité de la variance du terme aléatoire au niveau régional, de sorte que le modèle devient :

$$Y_{ij} = F(\alpha_{1i}) \quad (3)$$

$$\alpha_{1i} = \alpha_2 + u_{2i} \quad (4) \quad \text{avec } V(u_{2i}) \neq 0$$

L'extension de l'analyse consiste d'abord à introduire des variables explicatives au niveau individuel et à vérifier que la variance interrégionale pour la constante est toujours significative ; de cette façon, on met en évidence **un effet direct de la région sur l'indicateur d'insertion** en question. Puis, on introduit des dimensions explicatives au niveau régional pour saisir l'origine de cette variation (équation 2).

L'analyse est poursuivie en introduisant des coefficients aléatoires sur les pentes des variables individuelles afin de tester si l'effet de certaines de ces caractéristiques individuelles varie selon les régions (équation 3b). On parlera alors **d'effet indirect de la région d'origine**. Enfin, pour les caractéristiques individuelles dont l'effet varie entre les régions, on cherche à identifier quelles dimensions régionales sont susceptibles d'intervenir en modifiant l'impact moyen des caractéristiques individuelles (équation 3c).

$$\beta_{1i} = \gamma + \mu_j \quad (3b)$$

$$\beta_{1i} = \gamma + \delta Z_i + \mu_j \quad (3c) \quad \text{On cherche alors à déterminer si } \delta \neq 0 \text{ et } V(\mu_j) \neq 0.$$

Les dimensions régionales incluses dans le vecteur Z sont centrées autour de leur moyenne régionale pour plusieurs raisons. D'abord, ce sont des variables continues peu dispersées autour de leur moyenne, et comme les valeurs sont souvent des pourcentages, l'impact relatif d'une différence de 1 % n'est pas aisé à interpréter. Intuitivement, il est ainsi plus facile d'établir l'impact d'une variable lorsque sa valeur diverge de sa moyenne parmi les régions.

Etant donné que les indicateurs retenus sont discrets, prenant la valeur 1 ou 0, la fonction F au niveau individuel prend la forme logistique suivante :

$$\text{Logit}(p) = \log(p / (1-p)) \text{ d'où avec } A = (\alpha_{1i} + \beta_{1i} X_{ij})$$

$$F(A) = \text{Logit} [1 / (1 + \exp(-A))] \text{ pour avoir une équation linéaire en } X.$$

Des régressions logistiques préalables et l'application de procédures de sélection (« *Forward* » et « *backward* » basées sur des tests de χ^2 résiduel) des variables au pouvoir explicatif le plus fort nous ont permis de sélectionner les caractéristiques explicatives les plus pertinentes au regard des deux indicateurs d'insertion considérés, le salaire ne variant pas spécifiquement selon les régions. Ce faisant, nous avons réduit la sélection des caractéristiques individuelles et régionales *a priori* envisagée dans l'analyse. Ensuite, les dimensions régionales retenues font l'objet d'une analyse exploratoire destinée à les tester une à une comme explicatives, tantôt de la constante et tantôt des pentes des caractéristiques explicatives introduites au niveau individuel.

Les modèles estimés dans les tableaux sont issus de systèmes d'équations sur chacun des indicateurs comportant les équations (1), (2) et (3a) pour les variables de niveau individuel dont les effets ne varient pas entre les régions, et (3c) pour les autres. Ces dernières équations comportent alors des indicateurs régionaux en variables explicatives et un aléa dont on teste la significativité de la variance.

Notons que concernant l'accès à un premier emploi, l'effet direct des variables régionales à travers la valeur de la constante absorbe tous les effets indirects potentiels, c'est-à-dire l'impact éventuel de ces caractéristiques régionales sur les pentes. Il fait donc écran aux effets plus ténus d'interaction comme celui entre l'impact du niveau de formation et le taux de chômage régional.

Les modèles sont estimés par la méthode de vraisemblance partielle (Raudenbush et Bryk, 2002).

Le recours à l'analyse multiniveau conduit ainsi à mettre en évidence un double effet du contexte régional dans lequel s'ébauchent les trajectoires professionnelles : un effet direct et un effet indirect. Le premier porte sur la probabilité moyenne de l'indicateur d'emploi considéré, le second est médiatisé par les attributs individuels, c'est-à-dire qu'il s'exerce en modifiant l'intensité de l'effet des caractéristiques de nature individuelle jouant sur l'insertion (**Tableaux 1 et 2**).

L'insertion professionnelle du jeune dépend de la région dans laquelle il a été formé

Les jeunes sortis du système éducatif en 1998 au niveau bac ou inférieur s'insèrent différemment selon leur région de formation. En effet, la probabilité d'emploi comme la probabilité de réaliser une trajectoire d'accès rapide et durable à l'emploi varient selon la région d'appartenance à la sortie de l'école (**Tableaux 1 et 2, lecture des cases (2)**)⁵. Ce constat rejoint ainsi de précédents travaux révélant l'existence

⁵ Dans les modèles vides, la variance de U_{0j} est très significative et de valeur élevée, montrant que la probabilité d'emploi comme la probabilité d'avoir une trajectoire d'accès rapide et durable à l'emploi varient selon la région d'appartenance à la sortie de l'école.

d'une dimension locale de l'insertion professionnelle des jeunes, notamment ceux de Arrighi et *alii* (2002) ; Demazière et Dubar (1994) ; Grelet (1994) ou encore Grelet et Timotéo (1998). Au-delà de leurs caractéristiques individuelles, la localisation géographique explique ainsi une part non négligeable des différentiels d'insertion entre les jeunes débutants.

Certaines caractéristiques des contextes locaux à l'origine de ces disparités peuvent être repérées. Le taux de chômage de la région apparaît particulièrement déterminant : la probabilité d'obtenir rapidement un premier emploi comme celle d'accéder à une trajectoire d'emploi favorable sont d'autant plus grandes que ce taux de chômage est faible (cellules gris foncé des tableaux 1 et 2). La part des ménages non imposables dans la région a également une influence – négative – sur les chances d'accès à un premier emploi. Cet indicateur, reflet du pouvoir économique de la région et de ses habitants, laisse présumer que l'activité économique et les opportunités d'emploi sont faibles dans les régions où cette proportion de ménages est élevée. Comme l'ont illustré les travaux de Grelet (1994), Grelet, Hillau et Martinnelli (1994), les régions offrant aux jeunes les plus grandes opportunités d'emploi sont les moins marquées par le chômage et celles qui produisent le plus de richesse (au sens du PIB).

Tableau 1
La probabilité d'accès au premier emploi
(d'au moins 3 mois et obtenu moins de 4 mois après la sortie du système éducatif)

Variables de niveau individuel	Coefficients Du modèle logit au niveau individuel	Equations de niveau régional (1)	Variance de l'aléa	Indicateurs régionaux		
				Taux de chômage	Part de l'apprentissage au niveau IV	Part des ménages non imposables
Constante	0.74	Effet direct de la région	significative (2)	-	+	-
Age en 1998	+	Effet variable selon les régions (effet indirect de la région)	ns			
Femme	--		significative	ns	ns	ns
Niveau VI et Vbis	--		Significative	- (3)	ns	ns
Expérience en cours d'études	++		Significative (4)	ns	ns	ns
En retard en sixième	-		ns			
Diplôme par apprentissage	++		Significative (4)	ns	ns	ns

Note : - Parmi les dimensions individuelles ayant un impact significatif sur l'indicateur d'insertion considéré, seules ont été conservées celles susceptibles d'avoir un effet variable selon la région d'appartenance.

- Coefficients tous significatifs au seuil de 10 % d'erreur ; ns : non significatif.

- Les signes permettent d'approcher l'amplitude des effets ; un double signe + ou - signifie un effet positif ou négatif d'intensité accrue par rapport au cas d'un seul signe.

- La variable âge en 98 a été centrée autour de sa valeur moyenne sur tout l'échantillon.

- (1) : Dans ces équations, ce sont la constante et les coefficients obtenus dans l'équation de niveau individuel qui sont régressés sur des indicateurs régionaux indiqués en colonne et un terme aléatoire.

Lecture : (2) La région a un effet direct sur la probabilité moyenne d'accéder à l'emploi, conditionnellement aux caractéristiques de référence des variables explicatives de cette probabilité, puisque la variance de l'aléa au second niveau est significative. (3) : Le taux de chômage régional renforce l'effet négatif sur la probabilité d'emploi du fait de sortir du système éducatif aux niveaux VI ou Vbis. En d'autres termes, ces niveaux de formation sont d'autant plus pénalisants que la situation du marché du travail dans la région est dégradée. (4) Pour ce qui est de l'expérience acquise au cours des études ou de la détention d'un diplôme par apprentissage, bien que leurs variances de l'aléa soient significatives, les dimensions régionales testées ici ne permettent pas de les expliquer. Sans doute faudrait-il améliorer la définition du contexte régional pour identifier l'origine de leurs variations interrégionales.

Source : Enquête « Génération 98 », Céreq.

La proportion d'emplois publics a une influence négative sur les chances d'intégration durable dans l'emploi (Tableau 2). Si le secteur public peut permettre aux jeunes sortis du secondaire d'accéder à un premier emploi à durée déterminée (mesures jeunes), il apparaît en revanche trop sélectif pour leur permettre de s'intégrer durablement dans l'emploi. En effet, une intégration durable passe soit par la titularisation, laquelle renvoie aux règles d'admission à concourir pour les

différentes catégories de fonctionnaires⁶, soit par une contractualisation prolongée qui toucherait en priorité des jeunes plus diplômés (di Paola et Moullet, 2004).

Les disparités régionales d'insertion sont également à relier au poids de l'apprentissage parmi les jeunes de la région préparant un diplôme de niveau IV

⁶ On sait en outre que le niveau de diplôme minimum requis est le plus souvent dépassé par les candidats qui se présentent à ces concours.

Tableau 2
Estimation à deux niveaux de la probabilité d'avoir
une trajectoire d'accès rapide et durable à l'emploi

Variables de niveau individuel	Coefficients du modèle logit au niveau individuel	Equations de niveau régional (1)	Variance de l'aléa	Indicateurs régionaux				
				Taux de chômage	Part de l'apprentissage au niveau IV	Part de l'emploi public	PIB par habitant	Taux de croissance annuel de l'emploi de 93 à 2000
Constante	0.43	Effet direct de la région	Significative (2)	-	+	-		- **
Age en 1998	+	Effet variable selon les régions (effet indirect de la région)	ns					
Femme	--		Significative	ns	ns	ns	+ (3)	ns
Niveau VI et Vbis	--		ns					
Expérience en cours d'études	+		ns					
En retard en sixième	-		ns					
Diplôme par apprentissage	++		Significative	-	ns	-	ns	+
Stage	+		Significative	-	ns	-	ns	ns

Note : - Parmi les dimensions individuelles ayant un impact significatif sur l'indicateur d'insertion considéré, seules ont été conservées celles susceptibles d'avoir un effet variable selon la région d'appartenance. - Coefficients tous significatifs au seuil de 10 % d'erreur ; ns : non significatif. - Un double signe + ou - signifie un effet positif ou négatif d'intensité accrue par rapport au cas d'un seul signe. Ils permettent d'approcher l'amplitude des effets. - La variable âge en 98 a été centrée autour de sa valeur moyenne sur tout l'échantillon.

- (1) : Dans ces équations, ce sont la constante et les coefficients obtenus dans l'équation de niveau individuel qui sont régressés sur des indicateurs régionaux indiqués en colonne et un terme aléatoire.

Lecture : (2) La région a un effet direct sur la probabilité moyenne de réalisation d'une trajectoire d'accès rapide et durable à l'emploi, conditionnellement aux caractéristiques de référence des variables explicatives de cette probabilité, puisque la variance de l'aléa au second niveau est significative. (3) : Le PIB par habitant dans la région atténue l'effet défavorable sur l'indicateur considéré du fait de l'appartenance au sexe féminin.

Source : Enquête « Génération 98 », Céreq.

(Tableaux 1 et 2). L'effet positif de ce facteur témoigne certainement de l'importance des liens tissés entre la formation professionnelle initiale et le système productif, favorisant une intégration rapide des

sortants dans le tissu d'activité local. Comme supposé initialement, les caractéristiques de l'offre de formation ne sont donc pas sans lien avec les conditions d'entrée dans la vie active des jeunes. Des

interrelations doivent ainsi exister au niveau local entre le système d'emploi et le système éducatif (Grelet et Timotéo, 1998 ; Margirier, 1998).

Le salaire d'embauche ne semble en revanche pas influencé par la localisation géographique du jeune. Contrairement aux deux indicateurs précédents, le salaire s'explique quasi exclusivement par des caractéristiques individuelles comme le sexe, le parcours scolaire, le niveau de diplôme, l'âge ainsi que la nature du contrat et le temps de travail⁷. La spécificité de la population concernée, de bas niveau de formation, souvent rémunérée au salaire minimum institutionnel, peut sans doute expliquer cette absence d'effet régional.

Absence de diplôme, sexe et apprentissage : des incidences variables selon la région

Le contexte régional exerce donc une influence directe sur les conditions d'entrée dans la vie active des jeunes sortis du secondaire. Des analyses plus poussées montrent qu'il a également une influence indirecte. L'estimation de modèles multiniveaux intégrant des aléas sur les pentes au second niveau (**Encadré 2, équations 3b et 3c**), révèle en effet que certaines caractéristiques individuelles produisent des effets différenciés selon les régions⁸. En particulier, le sexe et une formation suivie par apprentissage ont des incidences d'intensité variable selon la région de fin de scolarité ; et ce, que l'on apprécie l'insertion professionnelle par une dimension ponctuelle, comme l'accès à un premier emploi, ou par une dimension longitudinale, comme la réalisation d'une trajectoire d'accès rapide et durable à l'emploi au cours des trois ans (**Tableaux 1 et 2** : variance de l'alea significative pour les variables « femmes » et « diplôme par l'apprentissage »). L'effet indirect de la région est en revanche moins net pour deux autres caractéristiques individuelles. Les effets de l'absence de qualification et de l'expérience professionnelle ne sont effectivement soumis à une influence régionale que pour l'accès à un premier emploi. Enfin, l'âge et

le retard scolaire en 6^e ont la même influence sur l'insertion dans toutes les régions⁹.

L'approfondissement de l'analyse permet également d'identifier les caractéristiques locales à l'origine de ces effets individuels différenciés.

Ayant précédemment constaté que l'absence de qualification pénalise l'accès à un premier emploi, il apparaît que cet effet est renforcé en présence d'un taux de chômage régional élevé¹⁰ (**tableau 1, lecture (3)**). Il en résulte que l'importance du diplôme pour bénéficier rapidement d'un emploi tend à s'atténuer lorsque la situation du marché du travail régional s'améliore. Ce constat est d'ailleurs confirmé par l'examen de la corrélation négative entre la probabilité moyenne d'accès à l'emploi et l'effet de l'absence de diplôme.

L'incidence négative qu'exerce le poids des emplois publics dans la région sur les chances d'accomplir un parcours d'accès rapide et durable à l'emploi peut être précisée : elle ne se manifeste véritablement que pour les jeunes ayant bénéficié d'un stage au cours de leurs études ou ayant suivi une formation par apprentissage. En d'autres termes, la part de l'emploi public dans la région réduit l'avantage en matière d'insertion professionnelle procuré par un diplôme acquis par la voie de l'apprentissage ou par l'expérience d'un stage en cours d'études (cellules hachurées du tableau 2). Ces caractéristiques seraient ainsi mieux valorisées dans la sphère de l'emploi privé. Leur apport en matière d'insertion est également lié au taux de chômage régional : il est amélioré dans les régions connaissant des taux de chômage faibles, et inversement.

Mais d'autres dimensions locales apparaissent également importantes pour comprendre comment ces caractéristiques individuelles influencent la probabilité de réaliser une trajectoire d'intégration rapide et durable dans l'emploi. Le dynamisme de la création d'emploi renforce ainsi les bénéfices de l'apprentissage, tandis que les difficultés rencontrées par les

⁹ Les variances des termes aléatoires correspondant à chacun de ces effets sont non significatives.

¹⁰ L'existence de cet effet indirect d'une variable régionale a été possible en enlevant tous les prédicteurs régionaux de la constante au second niveau. Aucun autre effet d'interaction entre une dimension régionale et une caractéristique individuelle n'a pu être mis en évidence pour cet indicateur d'insertion.

⁷ La variance des salaires porte, à près de 99 %, sur le niveau individuel.

⁸ L'ajout dans les modèles de termes aléatoires sur les pentes au second niveau nous permet de tester si l'effet de ces dernières est sujet à des variations régionales.

femmes, relativement aux hommes, sont atténuées par le niveau régional du PIB par habitant. Les femmes sont ainsi moins pénalisées en matière d'insertion professionnelle dans les régions plus riches.

Ces résultats conduisent à dégager quelques éléments d'interprétation. Les caractéristiques les plus remarquables comme le sexe ou le niveau d'éducation ont un impact plus important sur les deux indicateurs d'insertion considérés, dans une situation économique dégradée, avec un taux élevé de chômage et un bas niveau de richesse produite dans la région. On peut rapprocher ce constat des travaux sur la mesure de la discrimination à l'embauche. Il apparaît que des caractères « visibles », comme le sexe ou l'origine ethnique, sont davantage mobilisés lors d'un recrutement dans un contexte économique de récession avec pléthore de candidats (Eymard-Duvernay et Marchal, 1997). Selon les auteurs, ces critères permettraient une sélection économique des candidats. Quand la situation économique devient meilleure, inversement, leur impact s'atténue, et des attributs plus fins qui transmettent une information complémentaire sur la trajectoire scolaire, comme le fait d'avoir suivi un stage ou acquis son diplôme par apprentissage, exercent une influence accrue. Des régressions logistiques sur différentes régions correspondant à des cas polaires ou médians en termes de taux de chômage et de PIB par habitant, confirment d'ailleurs la hiérarchie des effets dégagée de l'analyse multiniveau. Ainsi, l'impact relatif du stage et de l'apprentissage est le plus fort dans des régions comme l'Alsace ou l'Ile-de-France, caractérisées par un fort PIB par habitant et un taux de chômage plutôt faible au regard de la moyenne entre les régions. À l'inverse, les effets défavorables de l'appartenance à la population féminine et de l'absence de diplôme, comparativement à l'impact des caractéristiques de parcours scolaire, sont particulièrement prégnants en région Languedoc-Roussillon qui conjugue à la fois un fort taux de chômage et un faible niveau de richesse produite. Tout se passe comme si le jugement des employeurs dans leur décision de recrutement était fondé sur une combinaison de paramètres dont les pondérations varient avec la situation économique. Des caractéristiques « fortes » prévaudraient dans une conjoncture basse, et des attributs moins apparents seraient pris en compte, au détriment de l'importance auparavant

accordée aux premières lorsque la situation économique s'améliore. On peut interpréter ces résultats en termes de risque encouru et de coût attaché à l'information transmise par ces différentes caractéristiques individuelles. On peut en effet supposer que le coût d'accès à une information relative à la productivité attendue d'un jeune est plus difficile à supporter en période de basse conjoncture, car les employeurs ont moins de latitude pour investir dans la procédure de recrutement. De ce fait, ils vont plutôt s'appuyer sur les critères les plus visibles et discriminants à cet égard, c'est-à-dire le sexe et le diplôme de formation initiale. En outre, les individus appartenant aux groupes concernés peuvent anticiper ces difficultés plus importantes d'accès à l'emploi en période de ralentissement économique et adopter un comportement qui accentue ce phénomène. Il en sera ainsi si une partie des jeunes femmes et des moins qualifiés se sentent découragés et se retirent d'eux-mêmes du marché du travail, amplifiant plus encore la nature discriminante du sexe et du niveau de formation pour s'insérer professionnellement. Dans une conjoncture économique plus favorable, les employeurs ont en revanche davantage de moyens et de liberté pour affiner la sélection à l'embauche ; et ce, en convoquant des critères relatifs au parcours scolaire par exemple, qui apportent des informations plus fines et permettent de compléter le diagnostic établi à partir des premières.

* *
*

Le processus d'entrée dans la vie active des jeunes sortis au niveau secondaire du système éducatif est déterminé à la fois par des dimensions individuelles et des caractéristiques tenant à l'espace géographique dans lequel ces jeunes évoluent. À côté de l'influence de certaines caractéristiques propres aux individus, comme le sexe et le niveau de formation, un effet régional est mis en évidence. « Toutes choses égales par ailleurs », les jeunes ont des chances d'obtenir rapidement un premier emploi ou de passer au moins deux ans sur trois en emploi qui varient selon les régions. Au niveau régional, le taux de chômage, le PIB par habitant, la part des ménages non imposables mais également le poids des apprentis parmi les jeunes préparant un diplôme de niveau bac, sont les

principaux facteurs responsables de ces disparités d'insertion.

Cette étude révèle également que certaines caractéristiques individuelles jouent différemment sur l'insertion selon les régions. Un tel résultat s'inscrit dans la lignée de certains travaux comme ceux de Dinaucourt (2002) qui ont montré que l'impact du genre ou du niveau de formation sur le risque de perte d'emploi diffère d'une région à une autre. À un niveau géographique plus fin, Souhami-Gasquet (2001, 2004) a également mis en évidence une influence indirecte du contexte local, influence plus marquée que l'influence directe : alors que les chômeurs des zones d'emploi de Marseille-Aubagne, d'Aix-en-Provence et de l'Étang de Berre connaissent des conditions d'insertion peu éloignées les unes des autres, certaines de leurs caractéristiques individuelles ont en revanche des effets nettement différenciés selon le territoire. C'est notamment le cas de l'âge d'arrêt des études, qui ne semble pas affecter les chances d'obtenir un emploi pour les chômeurs de Marseille-Aubagne, tandis qu'il affecte celles des chômeurs des zones d'Aix-en-Provence et de l'Étang de Berre. La localisation géographique d'un individu contribue ainsi à le marquer, puisque son niveau de formation ne revêt pas la même importance selon la zone d'emploi dans laquelle il effectue sa recherche.

Le recours à la modélisation multiniveau permet de poursuivre la réflexion en identifiant de manière systématique, d'abord les caractéristiques individuelles dont l'influence varie selon la région et ensuite les dimensions régionales contribuant à ces variations. En termes de compréhension du processus d'insertion à l'échelle régionale, l'apport original de cette contribution se situe donc à ce double niveau. Le sexe, l'absence de qualification scolaire, le fait d'avoir obtenu son diplôme par la voie de l'apprentissage, d'avoir effectué un stage ou encore l'acquisition d'une expérience professionnelle en cours d'études constituent des caractéristiques individuelles dont l'influence varie selon la région ; et ce, sur au moins l'un des deux indicateurs qualitatifs d'insertion considérés. De surcroît, pour certains de ces effets, les analyses ont montré que la variation de leur influence s'expliquait par des dimensions spécifiques au contexte régional : le PIB par habitant, le

taux de chômage mais aussi la part de l'emploi public ou le taux de croissance de l'emploi.

L'entrée des jeunes dans la vie active semble ainsi relever d'une alchimie complexe entre caractéristiques individuelles et caractéristiques locales, alchimie différente selon les contextes régionaux. Lorsque la situation régionale est particulièrement difficile, le poids des caractéristiques individuelles les plus évidentes comme le sexe et le niveau de formation est accru dans l'accès à l'emploi. *A contrario*, lorsque la situation régionale s'améliore, des attributs individuels moins « visibles », comme ceux relatifs au parcours scolaire, voient leur importance se renforcer. Il semble ainsi que, dans leur décision d'embauche, les employeurs pondèrent différemment les attributs individuels selon le niveau de la conjoncture économique.

L'implication de ces résultats en termes de politique publique conduit à plaider pour des mesures ciblées, variables selon le contexte économique et la situation du marché du travail dans la région. Ainsi, en Languedoc-Roussillon, le taux de chômage très élevé et le PIB par habitant très faible contribuent à accroître les difficultés rencontrées par les femmes et les jeunes les moins qualifiés. Des actions spécifiques sur ces deux populations, et plus particulièrement en direction des jeunes femmes sorties sans le baccalauréat, pourraient alors être envisagées. Celles-ci devraient également faire l'objet d'une attention spécifique des pouvoirs publics dans le Limousin. Dans cette région, le faible PIB par habitant contribue en effet à accroître les disparités selon le sexe : alors que les jeunes hommes s'insèrent rapidement, même lorsqu'ils sortent du secondaire, les femmes rencontrent d'importantes difficultés sur le marché du travail. En revanche, les effets bénéfiques d'une première socialisation professionnelle des jeunes en cours d'études sont accrus dans les régions connaissant des situations économiques particulièrement privilégiées. Ainsi, il y aurait avantage à favoriser l'apprentissage aussi bien dans des régions comme l'Alsace, où il est déjà traditionnellement important, que dans des régions comme l'Ile-de-France, où il est historiquement beaucoup moins développé...

Certaines dimensions régionales apparaissent donc déterminantes dans le processus d'insertion des jeunes

sortis du secondaire. D'autres, absentes ici, sont également susceptibles d'intervenir. C'est notamment le cas des intermédiaires de l'emploi qui, par leur rôle dans la mise en œuvre des politiques de l'emploi et dans la constitution des réseaux locaux d'insertion, ne sont certainement pas étrangers aux conditions

d'entrée dans la vie active des jeunes. Le champ d'intervention de ces acteurs locaux étant pendant plus étroit que la région, leur prise en compte repose la question du choix du découpage territorial, et réclame de descendre à un niveau infrarégional pour la population des plus faiblement qualifiés.

Bibliographie

Amat F., Biret J. (1981), « Quand les jeunes sans formation abordent la vie active dans les régions », *Économie et Statistique*, n° 134, juin, pp. 49-60.

Arrighi J.-J., Caro P., Gasquet C., Roux V., Simon-Zarca G. (2002), *Évaluation des politiques régionales de formation 2000-2002. Portraits statistiques*, Groupe Statistique pour l'Évaluation, Comité de coordination des programmes régionaux d'apprentissage et de formation professionnelle continue.

Beaumert F. (1992), *Les disparités locales de chômage*, Thèse de Doctorat en sciences économiques, Paris.

Canceill G., Huyghues-Despointes H. (1999), « L'inscription à l'ANPE et après : itinéraires des chômeurs », *Dares, Premières informations et Premières synthèses*, n° 37.1.

Céreq (2002), *Quand l'école est finie... Premiers pas dans la vie active de la Génération 98*.

Demazière D., Dubar C. (eds.) (1994), *L'insertion professionnelle des jeunes de bas niveau scolaire. Trajectoires biographiques et contextes structurels*, Céreq, Document Synthèse n° 91, janvier.

Descours L., Jacquot A. (1992), « Comment se sont équilibrés les marchés régionaux du travail depuis 10 ans ? », *Économie et Statistique*, n° 253, avril, pp. 15-27.

Dinaucourt M. (2002), « Chômage et précarité de l'emploi par région », Insee, *Données sociales 2002-2003*, pp. 523-530.

Di Paola V., Moullet S. (2004) « Le rôle de l'emploi public dans l'insertion des jeunes », in *L'emploi public et les trajectoires d'insertion des jeunes*, n° 369-370, pp. 49-74, *Économie et Statistique*.

DiPrete T.A. & Forristal, J.D. (1994) « Multilevel models : methods and substance », *Annual Review of Sociology*, vol. 20, pp. 331-357.

Eymard-Duvernay F., Marchal E. (1997), *Façons de recruter, le jugement des compétences sur le marché du travail*, Paris, Métailié.

Gambier D., Vernières M. (1988), *L'emploi en France*, La découverte, Collection « Repères ».

Gérard-Varet L.-A, Thisse J.-F. (1997), « Economie publique locale et économie géographique. Avant-propos », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 45, n° spécial « Économie publique locale et économie géographique », pp. 1-18.

Grelet Y., Hillau B. (1993), « L'insertion professionnelle des jeunes : de fortes disparités régionales », *Bref-Céreq*, n° 84.

Grelet Y. (1994), « L'entrée dans la vie active après l'enseignement secondaire : l'insertion dans les

régions en 1993 », *Économie et Statistique*, n° 277-278, pp. 95-109.

Grelet Y., Hillau B., Martinelli D. (1994), *Portraits régionaux de l'emploi et de l'insertion des jeunes*, Céreq, Document Observatoire, n° 95, juin.

Grele Y., Timotéo J. (1998), « Local labour market contexts, education disparities and school-to-work transitions : a French analysis framework », in *European research network on transitions in youth : « Education, the labour market and transitions in youth : cross-national perspectives »*, Edinburgh, 10-13 septembre, pp. 63-90.

Margirier G. (1998), « Système éducatif et développement économique local. Un test de la sensibilité de l'offre et de la demande d'éducation aux conditions du marché du travail local », *Revue d'Économie Politique*, 108 (4), juillet-août.

Minni C., Vergnies J.-F. (1994), « La diversité des facteurs de l'insertion professionnelle », *Économie et Statistique*, n° 277-278, pp. 45-61.

OCDE (1989), *Perspective de l'emploi*.

Raudenbush S.W. & Bryk A. (1992), *Hierarchical linear models for Social and Behavioral Research : applications and data analysis methods*, Newbury Park, CA :Sage.

Souhami-Gasquet C. (2001), *Fondements théoriques et enjeux empiriques de l'évaluation des politiques publiques d'emploi en France. Vers une identification des effets sur les trajectoires professionnelles*, Thèse de doctorat en sciences économiques, Aix-en-Provence.

Souhami-Gasquet C. (2004), « Une identification des dimensions individuelle, temporelle et locale des trajectoires professionnelles des demandeurs d'emploi des zones d'emploi d'Aix-en-Provence, de l'Etang de Berre et de Marseille-Aubagne », *Cahier Travail et Emploi* (à paraître).

Thisse J.-F., Zénou Y. (1997), « Segmentation et marchés locaux du travail », *Économie et Prévision*, n° 131, pp. 65-76.

Résumé

L'empreinte du contexte régional sur l'insertion professionnelle des jeunes

Arnaud Dupray et Céline Gasquet

Les trajectoires professionnelles des jeunes sortis de l'enseignement secondaire se construisent sur des marchés locaux du travail aux fonctionnements différenciés. L'influence du contexte local présente une double origine. Elle est directe : selon leur région de formation, les jeunes connaissent en moyenne des parcours d'insertion plus ou moins favorables, en fonction de la situation du marché du travail, de l'environnement sociodémographique et de la structure de l'offre de formation. L'influence est également indirecte, pesant sur les déterminants individuels de l'insertion. Ainsi, les effets du sexe, du niveau de formation et du parcours scolaire ne sont pas identiques d'une région à une autre. Lorsque la situation économique de la région est particulièrement délicate, le poids des caractéristiques individuelles les plus visibles comme le sexe ou les plus évidentes comme le niveau de formation, est accru.

Mots-clés

Bas niveau de qualification, cheminement professionnel, analyse multiniveau, insertion professionnelle, jeunes, marché local du travail, région.

Classification Journal of Economic literature : J23, R59, C39.