

Analyse des marchés locaux du travail : du chômage à l'emploi

Michel Blanc*, François Hild**

Cette étude vise à éclairer le fonctionnement des marchés locaux du travail en analysant les disparités infra-régionales de deux indicateurs de l'état du marché du travail : le taux de sortie du chômage vers l'emploi et le taux de chômage. L'analyse est menée au niveau des zones d'emploi. La cartographie des taux de sortie du chômage ne recouvre pas exactement celle des taux de chômage. Une modélisation de ces deux taux est réalisée. Elle met notamment en évidence que l'intensité de l'effet de certaines variables diffère selon l'indicateur de l'état du marché du travail considéré. Dans la majorité des cas les zones où le taux de retour à l'emploi est élevé (resp. faible) enregistrent également un taux de chômage faible (resp. élevé). Mais il existe aussi d'autres configurations dont on essaye d'expliquer le caractère à première vue surprenant.

* Inra – « Économie et Sociologie Rurales » – BP 52627-31326 Castanet Tolosan cédex.

** Insee – Psar « Études Économiques Régionales ».

En raison de la faible mobilité géographique de l'offre et de la demande de travail (Faini *et al.* 1997, McCormick 1997), les marchés sur lesquels prospectent les entreprises et les chômeurs sont d'étendue limitée. De ce fait, la différenciation spatiale des indicateurs de l'état des marchés locaux tendent à persister au cours du temps. Taylor et Bradley (1997) ont mis en évidence sur la période 1984-1994 une plus grande dispersion entre les taux de chômage infra-régionaux de l'Allemagne, de l'Italie et du Royaume-Uni qu'entre les taux de chômage globaux de différentes nations. Comme les taux de chômage régionaux varient le plus souvent de façon parallèle au taux de chômage national, les écarts de niveaux de chômage locaux varient relativement peu au cours de la période étudiée. De même, Aragon *et al.* (2003) ont constaté que le coefficient de corrélation entre les taux de chômage des 174 « bassins de vie quotidiens » de Midi-Pyrénées en 1982 et 1990 était de 0,60. Lopez-Bazo *et al.* (2005), de leur côté, ont observé une très forte stabilité du classement des provinces espagnoles en termes de taux de chômage entre 1985 et 1997. Cette persistance des écarts régionaux de taux de chômage indique bien que les forces susceptibles de rétablir un équilibre entre les marchés locaux du travail ne s'exercent pas avec assez de vigueur, qu'il s'agisse de la mobilité géographique de l'offre et de la demande de travail ou de la différenciation spatiale des taux de salaire.

De nombreux auteurs se sont attachés à identifier les variables agissant sur les taux de chômeurs régionaux, l'inégale distribution de ces variables rendant alors compte des disparités de taux de chômage. Elhorst (2003) a recensé et analysé 41 travaux de ce type effectués dans différents pays entre 1973 et 1997. Sur un certain nombre de points, toutes ces études aboutissent à la même conclusion. Ainsi, les taux de chômage locaux sont une fonction croissante des migrations nettes d'actifs, du solde des navettes entrantes, de la proportion de jeunes dans la population et une fonction décroissante du niveau de formation de la population. Toutefois, sur ce dernier point Aragon *et al.* (2003) ne trouvent pas d'effet significatif. Il n'y a pas non plus unanimité sur l'impact du degré de diversification de l'économie locale. Selon Taylor et Bradley (1983), qui ont modélisé le chômage à long terme à partir de données portant sur 28 régions urbaines britanniques, le taux de chômage régional est négativement lié à la diversité sectorielle. Neumann et Topel (1991) en analysant les taux de chômage dans 48 États des États-Unis aboutissent à un résultat analogue. Il

en va de même pour Malizia et Ke (1993) au Royaume-Uni qui ont observé les taux de chômage dans 228 bassins d'emploi. Mais Patridge et Rickman (1995) à partir de données relatives aux états des États-Unis trouvent une relation inverse, alors que Simon (1988) n'observe pas d'effet significatif de ce facteur dans une étude portant sur 85 régions urbaines aux États-Unis.

Mais, bien qu'il représente certes l'un des indicateurs économiques les plus étroitement surveillés, le taux de chômage donne un aperçu incomplet de la situation du marché du travail. Un taux de chômage élevé ira bien sûr souvent de paire avec une durée moyenne du chômage longue dans les zones en crise, mais il pourra aussi parfois s'accompagner d'un retour rapide à l'emploi des chômeurs là où le dynamisme de l'économie locale se traduit à la fois par des flux importants de destructions et de créations d'emplois ou encore dans les zones où les variations saisonnières de l'activité sont fortes. À l'inverse, un taux de chômage bas sera généralement associé à des sorties rapides du chômage dans les lieux où la croissance économique est très soutenue, mais il pourra aussi parfois s'accompagner de fortes difficultés de retour à l'emploi des chômeurs sur les marchés locaux du travail où les emplois créés et détruits sont peu nombreux et le *turnover* sur les emplois existants est faible. De ce fait, il n'y a pas de correspondance très étroite entre la carte du taux de chômage (carte 1) et la carte du taux de retour à l'emploi (carte 2).

Le taux moyen de retour à l'emploi (cf. encadré) dépend bien sûr du rapport entre le nombre d'offres d'emploi et le nombre de chômeurs qui, par définition, représente la tension sur le marché local du travail. Mais il est aussi fonction de la rapidité avec laquelle les offres et les demandes d'emploi s'apparient. Ce processus est souvent modélisé sous la forme d'une fonction d'appariement :

$$A = A(C, V)$$

où A est le nombre d'emplois vacants pourvus (ou de sorties du chômage) au cours d'une période donnée, C et V étant respectivement le nombre de chômeurs et d'emplois vacants en début de période. Petrongolo et Pissarides (2001) ont réalisé une revue très complète de la littérature sur ce sujet. De très nombreux travaux ont été consacrés à l'estimation de cette fonction d'appariement, soit en utilisant, généralement au niveau national, des séries temporelles, soit en désagrégeant, pour une période donnée, le mar-

ché national du travail, en marchés régionaux ou locaux, soit encore en recourant à des données de panels. Quelle que soit la méthode utilisée, la grande majorité de ces travaux conduisent

à accepter l'hypothèse que la fonction d'appariement est à rendements constants en C et V . Dans ces conditions, le lien entre la tension sur le marché du travail et le taux de sortie du chô-

Encadré

LES SOURCES

Les données utilisées proviennent de différentes sources : pour les variables démographiques, le recensement de la population de 1999 enrichi par un investissement du Pôle de service de l'action régionale (Psar) « Emploi-Population » de l'Insee ; pour les variables relatives à la structure économique des zones d'emploi, le système d'information Connaissance locale de l'appareil productif (Clap) enrichi par un investissement du Psar « Études économiques régionales » ; les offres d'emplois et les variables qui en sont dérivées proviennent du fichier *Nostra* ; les taux de chômage par zones d'emploi de l'Insee (« taux de chômage localisés ») synthétisent des informations de l'enquête emploi (chômage au sens du BIT) et de l'ANPE (chômage répertorié) ; et enfin les données relatives aux demandeurs d'emploi proviennent du Fichier Historique Statistique (FHS) des demandeurs d'emploi de l'ANPE.

Ce dernier fichier fournit les informations sur les stocks et flux de demandes d'emploi et garde également trace pour toutes les personnes inscrites au moins une fois dans le fichier de tous leurs mouvements d'entrée et de sortie et du fichier. Il permet de savoir par exemple combien de demandes enregistrées ou de sorties au cours d'une période donnée peuvent concerner un même demandeur, et à quand remonte la précédente sortie de l'ANPE pour les personnes qui se réinscrivent. Cela permet de distinguer parmi les sorties du chômage vers l'emploi celles qui sont durables des autres. Un chômeur sera considéré comme ayant trouvé un **emploi durable** lorsqu'il ne sera pas réinscrit à l'ANPE dans les six mois suivant sa reprise d'activité. Ce seuil de durabilité de six mois correspond au seuil retenu dans les publications de la Dares pour définir un emploi de « bonne qualité ». Cela permet de distinguer les situations où la reprise d'emploi est surtout facilitée par une forte rotation de main-d'œuvre des situations où la reprise d'emploi indique davantage un réel dynamisme du marché du travail.

Toutefois, cette manière de définir les reprises d'emploi durable contribue à les surestimer légèrement pour deux raisons. D'une part, la base de donnée est régionalisée : les différentes périodes d'inscriptions d'une personne à l'ANPE sont reliées entre elles grâce à un numéro d'identifiant, mais lorsqu'une personne change de région, son identifiant change aussi. Ainsi, un chômeur qui reprend une activité, puis migre dans une autre région et s'y réinscrit au chômage moins de six mois après sa reprise d'activité, sera considéré à tort comme ayant retrouvé un emploi durable. De même, une personne ayant pris un emploi court, mais ne s'étant pas ensuite réinscrite au chômage dans un délai de six mois sera également considérée comme ayant retrouvé un emploi durable.

En revanche, un autre facteur, plus important que les deux précédents, conduit à une sous-estimation forte des sorties vers l'emploi, car ne sont prises en compte que les reprises d'emploi déclarées. Or près de 12 % de l'ensemble des sorties et 7 % des sorties durables du fichier résultent d'une absence au contrôle. Elles peuvent être « accidentelles » ou correspondre à un arrêt de recherche non déclaré. Mais, il peut s'agir également de demandeurs reprenant un emploi ou entrant en formation sans le signaler à l'ANPE. Au niveau national, une enquête auprès des sortants des listes de l'ANPE permet d'estimer que les sorties pour absence aux contrôles correspondraient majoritairement à des reprises d'emploi, voir Delvaux (2005) pour les résultats de l'enquête sur les sorties de 2004. Mais le nombre de personnes enquêtées est trop faible pour réaliser cette estimation à un niveau infranational.

Le fichier permet de calculer aisément un **taux moyen de sortie** par catégorie de chômeurs ou par zone d'emploi. Une façon très simple de procéder serait de rapporter pour un trimestre donné le nombre d'individus sortis du chômage au stock de demandeurs d'emploi à la fin du trimestre précédent. Néanmoins, la distribution selon les zones d'emploi des taux de sortie ainsi calculés pourrait dépendre du trimestre choisi du fait d'une différence de saisonnalité selon les zones. Il apparaît donc préférable pour pouvoir comparer les zones d'emploi entre elles de considérer un taux moyen pour les quatre trimestres d'une année donnée. Pour le calcul de ce taux on a retenu une définition large du chômage en considérant comme chômeur toute personne inscrite à l'ANPE dans les catégories 1 à 3 et 6 à 8.

À la différence de Duguet *et al.* (2005), ce taux de sortie prend en compte l'ensemble des flux de sortie quelle que soit l'ancienneté dans le chômage des individus et non une cohorte de demandeurs d'emploi inscrits à une date donnée. Cela permet de tenir compte des difficultés de sortie des demandeurs inscrits depuis plusieurs trimestres.

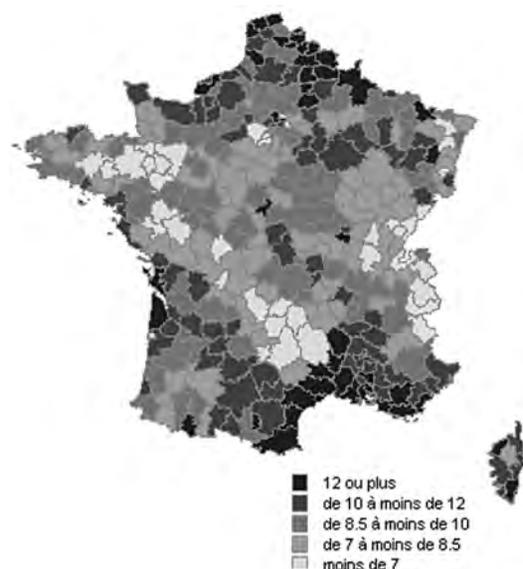
Les données portent sur l'année 2004. Mais l'analyse qu'on peut en faire à une portée plus générale car les disparités mises en évidence sont très largement persistantes sur une moyenne période de quatre ou cinq ans. Ainsi, le coefficient de corrélation entre les taux de sortie du chômage vers l'emploi par zones d'emploi en 1999 et en 2004 est de 0,89. Sur la période la plus récente, la corrélation entre le taux de sortie du chômage vers l'emploi aux premiers trimestres de 2004 et de 2006 est de 0,97.

mage se déduit immédiatement de la fonction d'appariement puisqu'on a :

$$A/C = A(1, V/C)$$

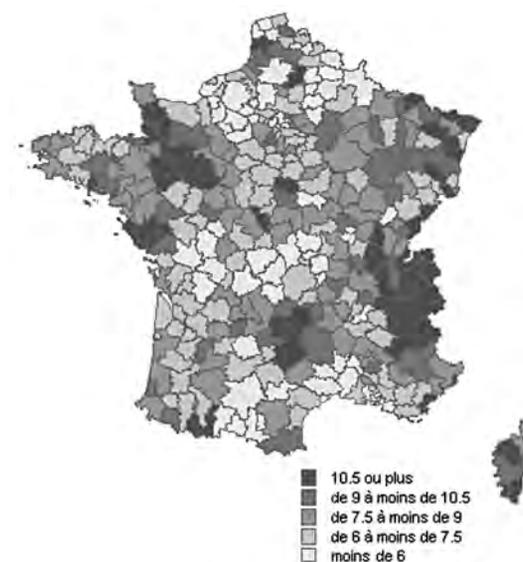
D'autres facteurs affectent l'efficacité du processus d'appariement. Petrongolo et Pissarides (2001) en distinguent deux grandes catégories selon qu'ils dépendent ou non du comportement des individus.

Carte 1
Taux de chômage par zone d'emploi fin 2004 (en %)



© INSEE-IGN 2007
Source : Insee, taux de chômage localisés.

Carte 2
Taux moyen trimestriel de sortie du chômage en 2004 (en %)



© INSEE-IGN 2007
Source : ANPE-FHS, calculs des auteurs.

Du fait de l'hétérogénéité des agents, les qualifications recherchées par les firmes peuvent ne pas correspondre à celles des chômeurs. Les changements technologiques et/ou la restructuration du tissu économique local sont susceptibles d'accroître l'inadéquation entre l'offre et la demande de travail dans la mesure où les emplois nouvellement créés requièrent souvent des compétences différentes de celles associées aux emplois détruits qu'occupaient les chômeurs. La rapidité avec laquelle offre et demande s'apparient dépend également de l'efficacité de l'action des institutions d'intermédiation sur le marché local du travail, qui vient à limiter les conséquences de l'incomplétude des informations dont disposent d'une part les chômeurs sur les emplois vacants et d'autre part les entreprises sur les demandeurs d'emploi. Par ailleurs, la circulation de l'information entre offreurs et demandeurs d'emploi, en particulier celle qui ne passe pas par les canaux institutionnels, est peut-être plus rapide et plus facile dans les marchés locaux de faible étendue. Coles et Smith (1996), qui ont estimé une fonction d'appariement en utilisant des données de 1987 portant sur 257 bassins d'emploi d'Angleterre et du Pays de Galles, ont observé un effet négatif de la superficie des zones sur le processus d'appariement.

Les sorties du chômage vers l'emploi sont affectées par les comportements des chômeurs et des firmes qui cherchent à recruter. Les modèles de recherche d'emploi font dépendre la probabilité de retour à l'emploi des chômeurs au cours d'une période donnée de l'arbitrage qu'ils font entre accepter les offres d'emploi qu'ils reçoivent et poursuivre leur prospection. Cet arbitrage dépend fortement de leur probabilité de recevoir une offre d'emploi (Cahuc et Zylberberg, 2001). Cette dernière traduit le comportement des firmes et de leur politique de sélection. Celle-ci tend généralement à défavoriser les jeunes sans expérience professionnelle, les individus sans diplôme, les chômeurs âgés et ceux qui sont sans emploi depuis longtemps. Ainsi, Moreau (2008), à partir de données françaises portant sur l'année 2004, montre qu'être inscrit à l'ANPE pour recherche d'un premier emploi, être âgé de plus de 50 ans, être sans diplôme, bénéficiaire du RMI ou surtout être inscrit au chômage depuis plus de deux ans sont autant de caractéristiques qui diminuent fortement la probabilité de retour à un emploi durable. On peut donc s'attendre, au niveau agrégé d'un marché local, à un effet négatif de la proportion des chômeurs présentant ces caractéristiques sur le taux de sortie du chômage. Ainsi, Moreau (2008) retrouve au niveau agrégé la plupart des résultats qu'il avait obtenus au niveau individuel.

Plusieurs auteurs qui ont estimé des taux de sortie du chômage à partir de séries longitudinales ont mis en évidence un impact négatif du chômage de longue durée sur le taux de sortie du chômage. C'est le cas de Burgess (1993) pour le Royaume-Uni, de Mumford et Smith (1999) pour l'Australie et de Bell (1997) pour la France, l'Espagne et la Grande-Bretagne.

Les marchés locaux du travail ne sont pas totalement isolés les uns des autres. Des effets de débordement entre marchés voisins ont été mis en évidence par divers auteurs : Burda et Profit (1996) pour la République tchèque, Burgess et Profit (2001) pour le Royaume-Uni, Moreau (2008) pour la France.

Enfin la structure de l'économie locale peut avoir un impact sur le processus d'appariement.

Une surreprésentation des secteurs à forte rotation de la main-d'œuvre devrait faciliter la sortie du chômage. Le poids relatif des petites et des grandes firmes pourrait également avoir une influence dans la mesure où, face à une variation de leur niveau d'activité, les premières recourraient plutôt à la flexibilité interne et les secondes plutôt à la flexibilité externe.

Les flux de sortie du chômage vers l'emploi

Les taux de sortie de l'ANPE varient fortement selon les catégories de chômeurs (cf. tableau 1). Les demandeurs d'emploi inscrits depuis moins de six mois sont les plus nom-

Tableau 1
Taux de sortie trimestriel moyen de l'ANPE pour la France métropolitaine en 2004

En %

	Ensemble des sorties		Sorties durables	
	Taux de sortie global	Taux de sortie vers l'emploi déclaré	Taux de sortie global	Taux de sortie vers l'emploi déclaré
ANCIENNETÉ				
Inscrits depuis moins de 6 mois	140,5	31,0	76,1	20,1
Inscrits depuis plus de 6 mois et moins d'un an	33,4	8,1	18,9	5,4
Inscrits depuis plus d'un an et moins de deux ans	14,6	3,5	8,7	2,6
Inscrits depuis plus de deux ans	6,6	1,2	4,2	0,9
TRANCHE D'ÂGE				
moins de 26 ans	49,7	10,9	27,7	7,0
26-49 ans	28,1	6,6	15,2	4,6
plus de 50 ans	23,2	3,7	15,9	2,4
QUALIFICATION				
Mancœuvres et ouvriers spécialisés	32,8	5,6	16,0	3,2
Ouvriers qualifiés	32,6	8,3	17,9	5,1
Employés non qualifiés	34,1	5,2	17,0	3,2
Employés qualifiés	28,9	7,2	16,4	4,9
Techniciens, cadres	27,5	8,8	17,8	6,8
MOTIF D'INSCRIPTION				
Licenciements économiques	20,2	5,4	12,8	4,1
Autres licenciements	23,1	5,6	13,8	4,2
Démission	38,1	9,0	23,6	6,5
Fin de contrat	31,8	9,9	17,9	6,3
Fin de mission d'intérim	36,1	9,0	19,3	5,1
Première entrée sur le marché du travail	50,5	8,2	30,7	5,9
Reprise d'activité après une interruption > 6 mois	36,7	5,8	20,9	4,2

Lecture : Par exemple, le taux de sortie de l'ANPE déclaré comme reprise d'emploi et non suivi d'une réinscription dans les six mois suivant la sortie était de 7 %, en moyenne trimestrielle en 2004, pour les jeunes de moins de 26 ans.

Champ : Demandeurs d'emploi de catégories 1 à 3 et 6 à 8, en moyenne trimestrielle en 2004.

Source : ANPE-FHS, calculs des auteurs.

breux à sortir des listes. Leur taux de sortie est de 140 % indiquant que plus de la moitié d'entre eux restent inscrits moins de deux trimestres consécutifs. Mais le retour à l'emploi est loin d'être la raison principale de leur sortie des listes de l'ANPE. À l'inverse, les demandeurs inscrits depuis plus de deux ans sont très peu nombreux à sortir des listes et extrêmement rarement pour reprendre un emploi même non durable.

Près de la moitié des jeunes demandeurs ayant une demande en cours, quelle que soit leur ancienneté d'inscription, sortent des listes au cours d'un trimestre donné. Ce taux est nettement supérieur à celui des autres tranches d'âge. On retrouve cette hiérarchie en ne considérant que les sorties déclarées vers l'emploi, y compris durables. Le seuil de durabilité de six mois utilisé n'exclut cependant pas que cette hiérarchie soit due à un effet « rotation » de main-d'œuvre. En effet, d'après les résultats des enquêtes « Génération » du Céreq, ce n'est qu'à partir de la troisième année suivant la fin des études que la majorité d'une génération est employée en contrat à durée indéterminée.

Les employés non qualifiés sont les plus nombreux à sortir des listes mais cette sortie correspond moins souvent à une reprise d'emploi déclarée et elle est moins durable. Au contraire, les techniciens et cadres sont les moins nombreux à sortir des listes, mais leur sortie est plus durable et correspond davantage à une reprise d'emploi déclarée.

Les demandeurs inscrits suite à une fin de contrat à durée déterminée ou à une démission sont ceux dont le taux de sortie vers l'emploi est le plus élevé. Les demandeurs d'emploi primo-accédants ont aussi un taux de sortie plus élevé que la moyenne, mais ce résultat est à relier à celui concernant les demandeurs les plus jeunes. Si la sortie des primo-accédants peut être durable, au sens où elle n'est pas suivie d'une réinscription dans les six mois, la durée médiane du premier emploi des jeunes n'est cependant que de quatorze mois d'après les résultats de l'enquête « Génération 98 » du Céreq.

Les principaux atouts et handicaps des territoires pour le retour à l'emploi

La revue de la littérature a permis d'identifier trois catégories de facteurs pouvant

influencer le taux de retour à l'emploi des chômeurs : les caractéristiques individuelles de ces derniers (C), l'état du marché local du travail (M), la structure de l'économie des zones d'emploi (S) et enfin les effets de voisinage captés d'une part par un ensemble de variables (V). D'autre part, le taux de sortie vers l'emploi des chômeurs d'une zone peut être affecté par le taux de sortie dans les autres zones comme le suggère la carte des disparités territoriales du taux de retour à l'emploi (cf. carte 2) qui met en évidence l'existence de groupes de zones où ce taux est assez uniformément élevé et inversement.

L'influence d'une zone sur une autre dépend bien sûr de leur plus ou moins grande proximité. Cette relation de chaque zone avec toutes les autres est décrite par une matrice carrée de « poids » W dont l'élément w_{ij} exprime le degré de proximité de la zone i avec la zone j . Ce dernier peut être mesuré de différentes façons. Les plus couramment utilisées sont l'inverse de la distance entre les villes « principales » de chaque zone et la relation de contiguïté. Nous avons utilisé ces deux méthodes. Elles donnent les mêmes résultats quant à la significativité des paramètres estimés. Nous présentons ici les résultats obtenus avec la seconde d'entre elles. On a donc constitué une matrice dont les éléments prennent la valeur 1 quand les zones sont contiguës et 0 sinon (y compris pour les éléments w_{ij}). Cette matrice est ensuite normalisée de façon à ce que les valeurs d'une variable pondérée puissent s'interpréter comme la moyenne des valeurs de cette variable sur les zones voisines. Le modèle estimé à partir de données relatives aux 348 zones d'emploi de la France métropolitaine est donc le suivant :

$$tsor = Wtsor\lambda + V\alpha + C\beta + M\gamma + S\delta + \varepsilon$$

où $tsor$ est le vecteur des taux de sortie vers l'emploi, W , la matrice de poids, V , C , M et S des matrices de variables explicatives, ε le vecteur des termes d'erreurs, λ , α , β , γ et δ des vecteurs de paramètres à estimer. Il s'agit d'un modèle spatial auto-régressif du fait de la présence d'une variable endogène décalée « $Wtsor$ » (ici la moyenne des valeurs de la variable sur les zones voisines).

La méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) n'est pas adaptée pour ce type de modélisation spatiale auto-régressive. En effet, la variable endogène décalée $W\gamma$ est corrélée avec l'erreur ε , quelle que soit la distribution de cette

erreur (1)). Les estimateurs des MCO ne sont alors plus convergents. Le modèle a donc été estimé par la méthode de maximum de vraisemblance à information complète. Le lecteur intéressé par plus de détail sur les méthodes d'estimation des modèles avec auto-corrélation spatiale pourra se référer à Le Gallo (2002) (2).

Toutes les variables ont été centrées et réduites de façon à rendre plus aisée la comparaison des effets de chacune d'entre elles.

Les effets de voisinage

La corrélation positive entre le taux de sortie du chômage d'une zone et celui de ses voisins peut être imputée à diverses raisons. Il est probable qu'un certain nombre des contraintes ou opportunités économiques qui affectent les taux locaux de retour à l'emploi se manifestent sensiblement de la même façon dans les zones voisines les unes des autres. Une autre explication pourrait être que plus les difficultés à trouver un emploi dans une zone sont fortes, plus les chômeurs seraient incités à prospecter dans les zones voisines, ce qui y accroîtrait la concurrence entre demandeurs d'emploi et y réduirait de ce fait le taux de retour à l'emploi. Si on retient cette dernière explication, le fait que la corrélation des taux entre zones voisines soit plus forte pour les sorties précaires que pour les sorties durables suggérerait que les chômeurs sont davantage disposés à accepter un emploi en dehors de leur zone pour une courte période que durablement.

L'effet négatif du solde des navettes domicile-travail traduirait, quant à lui, la concurrence sur le marché local du travail entre les chômeurs de la zone considérée et les actifs des zones voisines qui viennent y travailler. Cette concurrence avec les actifs venus d'ailleurs se traduit également par l'impact négatif de la variation de la population active due aux migrations.

Toutes choses égales par ailleurs, les chômeurs des zones voisines de la Suisse retrouvent plus facilement du travail, du fait probablement des opportunités d'emploi qui s'offrent à eux de l'autre côté de la frontière. Cet effet est toutefois moins fort et moins significatif que les précédents et il ne s'observe que pour les sorties vers l'emploi durable.

Les caractéristiques des chômeurs

Les caractéristiques de la population des demandeurs d'emploi prises en compte dans la

régression ont les effets attendus (cf. tableau 2). Comme relevé dans la littérature tant française qu'étrangère, le taux de retour à l'emploi est plus faible là où la proportion de chômeurs de longue durée est plus élevée. Les handicaps dont souffrent ces derniers sont attribués à différentes raisons dans les travaux empiriques basés sur les théories de recherche d'emploi : dégradation des compétences et du capital humain des individus résultant d'une longue période d'inactivité, signal négatif envoyé aux employeurs quant à la productivité de ces demandeurs d'emploi se traduisant par une discrimination à l'embauche, moindre intensité de la recherche d'emploi de ces chômeurs progressivement découragés par leurs difficultés à retrouver du travail. Cette dernière raison toutefois ne peut pas expliquer pourquoi l'effet du chômage de longue durée est plus faible pour le retour à l'emploi précaire que pour celui à l'emploi durable, contrairement aux autres arguments : les exigences des employeurs étant probablement d'autant moins élevées et la nécessité de recruter rapidement d'autant plus forte que l'emploi offert est de plus courte durée.

La part des demandeurs d'emploi non ressortissants de l'Union européenne influe négativement sur le taux de retour durable à l'emploi de la zone. Ceci peut s'expliquer par plusieurs types de raison. Des problèmes de maîtrise de la langue française sont susceptibles de réduire l'employabilité de ces demandeurs. Il est également possible qu'ils pâtissent d'un processus cumulatif de handicaps liés à de faibles niveaux de qualification et de diplômes. Enfin, des problèmes de discrimination à l'embauche (3) peuvent également être responsables de l'effet négatif de cette variable (4). En revanche l'origine géographique des demandeurs d'emploi n'a pas d'impact significatif sur le taux de sortie vers l'emploi précaire.

Moins le niveau de formation des chômeurs de la zone est élevé, plus le taux moyen de sortie vers l'emploi durable est faible. Cette variable est par

1. Ce résultat contraste avec une propriété de séries temporelles où les estimateurs des MCO restent convergents en présence d'une ou de plusieurs variables retardées tant que les erreurs ne sont pas corrélées.

2. L'auto-corrélation spatiale peut aussi être spécifiée sous la forme d'une corrélation entre les termes d'erreur. Des tests de Lagrange nous ont permis de nous assurer qu'une fois incluse la variable endogène décalée, les erreurs étaient indépendantes.

3. Notons que la discrimination à l'embauche peut aussi concerner des français d'origine étrangère mais les données disponibles ne permettent pas de tenir compte de cet effet.

4. Selon Laine et al. (2005), le risque de chômage plus élevé des étrangers non ressortissants de l'Union européenne reste significatif même si l'on tient compte du fait qu'ils résident dans un quartier dit « sociologiquement difficile ».

ailleurs sans effet sur les sorties vers l'emploi précaire. Pour ces embauches de courtes durées les entreprises se montrent sans doute moins exigeantes pour diverses raisons : moindre qualification en moyenne de ces emplois et/ou néces-

sité plus forte de les pourvoir très rapidement incitant les employeurs à être moins sélectifs.

L'impact négatif de la proportion des jeunes sortant d'études parmi les demandeurs sur les

Tableau 2
Estimation des modèles de taux de sortie des chômeurs vers l'emploi

	TAUX DE SORTIE VERS L'EMPLOI PRÉCAIRE	TAUX DE SORTIE VERS L'EMPLOI DURABLE
EFFETS DE VOISINAGE		
Taux de sortie vers l'emploi durable des zones voisines		0,262 *** (0,046)
Taux de sortie vers l'emploi précaire des zones voisines	0,461 *** (0,049)	
Solde des navettes domicile-travail (proportion pour 1000 actifs en 1999)	- 0,290 *** (0,041)	- 0,387*** (0,041)
Variation de la population active due aux migrations (évolution annuelle moyenne 1999-2004 pour 1000 actifs)	- 0,126*** (0,037)	- 0,088** (0,038)
Indicatrice de frontière avec la Suisse	- 0,008 (0,028)	0,065 ** (0,029)
CARACTÉRISTIQUES DES CHÔMEURS		
Pourcentage de chômeurs sans diplôme	- 0,006 (0,032)	- 0,087*** (0,033)
Pourcentage de chômeurs étrangers non ressortissants de l'Union européenne	- 0,004 (0,033)	- 0,175 *** (0,034)
Indicatrice d'ancienneté moyenne de chômage supérieure à 2 ans	- 0,099 *** (0,031)	- 0,317 *** (0,033)
Pourcentage de chômeurs inscrits suite à fin d'études	- 0,144*** (0,038)	- 0,316 *** (0,040)
Pourcentage de chômeurs inscrits suite à fin de CDD	0,352 *** (0,045)	0,244 *** (0,045)
CARACTÉRISTIQUES DU MARCHÉ DU TRAVAIL		
Rapport offres enregistrées sur stock de demande d'emploi ANPE	0,190 *** (0,044)	0,290 *** (0,045)
Proportion d'offres enregistrées durables	-0,062* (0,034)	0,148 *** (0,034)
Indicateur d'inadéquation entre offres enregistrées et demandes d'emploi - voir note (6)	- 0,179 *** (0,036)	- 0,124 *** (0,036)
CARACTÉRISTIQUES DE LA STRUCTURE ÉCONOMIQUE		
Taille moyenne des établissements de la zone (secteurs EB-ER hors intérim)	0,235 *** (0,050)	0,370 *** (0,051)
Part des 4 plus grands établissements dans l'emploi de la zone (secteurs EB-ER hors intérim)	-0,130 *** (0,032)	-0,151 *** (0,033)
Coefficient de spécialisation (Gini - secteurs EB-ER hors intérim)	0,223 *** (0,036)	0,138 *** (0,037)
Part du secteur « Hôtels et restaurants » dans l'emploi de la zone	0,280 *** (0,037)	0,071* (0,038)
Constante	0,013 (0,026)	0,004 (0,026)

Lecture : Le tableau présente les coefficients estimés par la méthode de maximum de vraisemblance à information complète à partir de données relatives aux 348 zones d'emploi de la France. Par exemple, le voisinage d'une zone, mesuré par le taux moyen de retour à l'emploi durable des zones contiguës, a un impact significativement positif sur le taux de la zone concernée. Les nombres entre parenthèses sont les écarts-types des coefficients estimés.

*** : coefficient significativement différent de zéro au seuil de 1 %, ** : coefficient significativement différent de zéro au seuil de 5 %, * : coefficient significativement différent de zéro au seuil de 10 %.

Des tests du multiplicateur de Lagrange montrent qu'une fois incluse la variable endogène décalée, les erreurs sont indépendantes. La statistique de test vaut 0,165 pour les sorties durables (resp. 2,313 pour les sorties précaires). Sous l'hypothèse d'absence d'auto-corrélation des résidus, elle suit asymptotiquement une loi du chi-deux à un degré de liberté. La p-value vaut 68,4 % pour les sorties durables (resp. 12,8 % pour les sorties précaires). L'hypothèse d'absence d'autocorrélation est donc bien acceptée au seuil de 5 %.

Champ : Demandeurs d'emploi de catégories 1 à 3 et 6 à 8, en moyenne trimestrielle en 2004.

Source : Insee, FHS-ANPE, STMT-ANPE, calculs des auteurs.

taux de sortie vers l'emploi est moins marqué quand l'emploi trouvé est précaire que lorsqu'il est durable. On retrouve ici au niveau agrégé des marchés locaux du travail les résultats des études conduites à partir de données individuelles, en particulier celles du Céreq (Épiphane *et al.*, 2001) sur l'entrée dans la vie active des jeunes : succession de périodes de chômage et d'emplois précaires dès la sortie des études avant d'accéder à l'emploi stable. Ces trajectoires d'insertion résultent pour une large part du comportement des employeurs qui tendent à privilégier dans leurs politiques de recrutement les jeunes possédant déjà une certaine expérience professionnelle.

Les zones dans lesquelles les demandeurs d'emploi sont nombreux à avoir exercé une activité sous forme de CDD sont plus favorisées en termes de retour à l'emploi. Une part élevée de demandeurs inscrits sous forme de CDD signale un recours plus important à ce mode de recrutement de la part des employeurs, et donc un marché du travail assez flexible, caractérisé par de nombreuses rotations entre périodes d'emploi et périodes de chômage. Cela se traduit par un effet positif plus fort de cette variable sur les sorties vers l'emploi précaire que sur celles vers l'emploi durable.

Les caractéristiques du marché du travail

La tension sur le marché du travail a, comme attendu, un effet positif sur les taux de sortie du chômage tant durable que précaire (5).

L'hétérogénéité des agents interagissant sur les marchés locaux du travail est traduite dans le modèle par l'indicateur d'inadéquation entre les offres et les demandes (6). Il a comme prévu un impact négatif. Que cet effet soit un peu plus marqué pour les sorties vers l'emploi précaire que pour celles vers l'emploi durable n'est guère surprenant puisque dans le premier cas la personne recrutée doit être immédiatement adaptée au poste à pourvoir alors que dans le second l'employeur peut plus facilement envisager de faire suivre l'embauche d'une période de formation en interne.

Enfin, les sorties durables sont, sans surprise, positivement affectées par la proportion des offres d'emplois durables dans l'ensemble des offres. Cette variable a logiquement un effet inverse, quoique moins fort et moins significatif, sur les taux de sortie vers l'emploi précaire.

Aucun effet significatif de la superficie ou de la densité des zones d'emploi n'a été mis en évidence.

Les caractéristiques de la structure économique des zones d'emploi

La taille moyenne des établissements influe positivement sur le retour à l'emploi. Elle est corrélée négativement avec la proportion d'établissements de moins de 10 salariés. Or, ces très petites entreprises (0 à 10 salariés) créent plus difficilement des emplois. Elles sont, en effet, confrontées à un problème de divisibilité du facteur travail. Par exemple, une entreprise avec 2 salariés qui voit ses besoins de main-d'œuvre croître de 10 % a besoin de 0,2 salarié supplémentaire. Elle aura sans doute du mal à recruter sur un tel temps partiel et aura peut-être davantage tendance à réagir en intensifiant le travail des deux salariés présents ou en recourant à des heures supplémentaires, c'est-à-dire à jouer sur de la flexibilité interne. En outre, il y a un risque plus important lorsqu'elles augmentent d'un ou deux le nombre de salariés. L'expérimentation d'une embauche peut s'avérer problématique par la fragilisation de l'entreprise lorsque son carnet de commande fluctue. L'effet de la taille peut également provenir, pour les sorties non durables, de ce que le taux de recours à l'intérim est plutôt croissant avec la taille des établissements (7). Selon une étude de la Dares (Coutrot, 2000), il serait maximum pour les établissements de 200 à 500 salariés. Le fait d'inclure la proportion de chômeurs inscrits suite à une fin de mission d'intérim ne contrôle pas complètement cet effet « intérim », puisque les chômeurs inscrits pour ce motif ne reprennent pas tous un emploi intérimaire lors de leur sortie

5. L'indicateur de tension usuellement publié rapporte les offres enregistrées aux demandes enregistrées. Néanmoins, avec cette définition, l'indicateur ressort moins significativement dans la modélisation. De même, si l'on rapporte les offres en stock aux demandes en stock, on obtient un indicateur moins significatif. Ceci peut s'expliquer par le fait que les offres sont en moyenne satisfaites en moins d'un trimestre alors que les demandes restent « en stock », en moyenne, plusieurs trimestres.

6. Pour calculer cet indicateur, les catégories socioprofessionnelles ont été regroupées en cinq grandes classes : ouvriers non qualifiés, ouvriers qualifiés, employés qualifiés, employés non qualifiés, autres. Pour chacune de ces classes, on a calculé la différence entre le pourcentage des offres de cette catégorie et le pourcentage des demandes. L'indicateur d'inadéquation est la somme des carrés de ces cinq différences.

7. Le calcul des données relatives à la structure productive est effectué à partir de CLAP en retirant le secteur du travail intérimaire « 745B » qui comptabilise en même temps l'emploi permanent des agences de travail intérimaires et les salariés qu'elles envoient dans les entreprises. Il s'avère que dans beaucoup de zones, les établissements de ce secteur sont les plus gros en termes de postes de travail. L'effet de la taille n'est donc pas dû directement à ce secteur.

suivante (8). Enfin, les salaires offerts tendent généralement, à qualification donnée, à croître avec la taille de l'entreprise, ce qui rendrait les offres plus attractives pour les demandeurs.

Par ailleurs, une concentration de l'emploi dans un nombre restreint d'établissements tend à réduire le taux de retour à l'emploi. Dans ce cas, les personnes qui ont perdu un emploi ont plus de chances qu'ailleurs d'avoir auparavant travaillé chez les quelques gros employeurs de la zone. Si ces derniers ont réduit leurs effectifs dans la période précédente, il est peu probable qu'ils recrutent beaucoup dans la période en cours. D'où un effet négatif de cette variable sur le taux de retour à l'emploi.

Une forte spécialisation de la zone accroît le taux de retour à l'emploi car les compétences des individus y sont alors aisément transférables d'une entreprise à l'autre. Mais une zone a plus de chance d'être spécialisée dans un nombre restreint d'activités quand l'emploi y est concentré dans un petit nombre d'entreprises, d'où la corrélation positive ($r = 0,054$) entre le coefficient de spécialisation et la part des quatre plus gros employeurs dans l'emploi. Quand on ne tient pas compte de la concentration de l'emploi, la spécialisation cesse d'être significative car elle capte alors deux effets de sens contraires : son effet propre et celui de la concentration de l'emploi. Les zones qui sont spécialisées et dont le tissu industriel est constitué de nombreuses PME semblent donc favoriser le retour à l'emploi durable. Sur les 11 zones situées dans le premier quartile de la concentration de l'emploi et le dernier quartile de la spécialisation, 10 ont des taux de retour à l'emploi durable nettement supérieurs à la moyenne. Ils atteignent des niveaux particulièrement élevés dans deux d'entre elles : La Tarentaise et la Vallée de l'Arve en Haute-Savoie, premier district industriel français avec 750 PME spécialisées dans le décolletage, générant 25 000 emplois en 2001. Robson (2006) n'avait pas trouvé dans le cas de l'Angleterre d'effet significatif de la spécialisation. Cela est peut être imputable à la non prise en compte de la concentration de l'emploi dans sa modélisation.

La part du secteur hôtels et restaurants joue positivement sur les taux de sortie vers l'emploi du fait du fort *turnover* qui la caractérise. Mais comme cette activité connaît également de fortes fluctuations saisonnières, son effet est plus significatif et plus important sur les sorties vers l'emploi précaire que sur celles vers l'emploi durable.

Les facteurs explicatifs des différenciations territoriales du taux de chômage

Le taux de chômage a été modélisé, à une variable explicative près, de la même manière que le taux de retour à l'emploi. L'indicatrice de l'importance du chômage de longue durée n'a pas été prise en compte car un test a montré qu'on ne pouvait pas totalement écarter l'hypothèse qu'elle était endogène. Cela se conçoit assez bien car on peut penser que certaines des variables omises dans le modèle ont un impact à la fois sur le taux et la durée du chômage, d'où une corrélation possible entre l'indicatrice du chômage de longue durée et le terme d'erreur. Les variables qui favorisent (resp. défavorisent) la sortie du chômage contribuent à diminuer (resp. à augmenter) le taux de chômage. Comme on pouvait s'y attendre, les paramètres estimés du modèle de taux de chômage sont dans tous les cas, sauf un, de signes opposés aux paramètres du modèle de sortie vers l'emploi durable. Mais l'intensité des effets et leur interprétation n'est pas toujours la même dans les deux cas (cf. tableau 3).

Les effets de voisinage

Les migrations des personnes actives ont un effet plus important et plus significatif sur le taux de chômage que sur le taux de retour à l'emploi. Elles se font généralement en direction de zones qui connaissent une forte dynamique économique et où, de ce fait, les personnes inactives en âge de travailler sont incitées à rechercher un emploi, ce qui contribue mécaniquement à accroître le taux de chômage. Par ailleurs, la proportion des chômeurs parmi les migrants peut, pour plusieurs raisons, être supérieure au taux de chômage dans la zone d'arrivée et donc le faire augmenter. D'une part, le dynamisme de cette zone peut attirer des demandeurs d'emploi qui peinent à sortir du chômage dans leur zone d'origine. D'autre part, les migrations ne sont pas seulement le fait d'individus isolés, mais autant sinon plus le fait de ménages. Dans ce cas, la migration se solde sans doute fréquemment pour au moins un membre du couple par la perte de son emploi. On observe d'ailleurs

8. D'après Cancé et Fréchou (2003), environ un quart des personnes en intérim et un tiers des personnes en CDD ont un emploi en CDI un an plus tard, qu'elles transitent ou non par le chômage entre ces contrats.

une corrélation positive assez nette ($r = 0,51$) entre la variation de la population active liée aux migrations et la part des demandeurs inscrits suite à démission.

Les caractéristiques des chômeurs

La part parmi les demandeurs d'emploi de ceux inscrits suite à la fin d'un CDD est sans effet

significatif sur le taux de chômage. Une forte flexibilité du marché local du travail favorise la reprise d'emploi, mais accroît également le risque de perte d'emploi pour les actifs occupés. D'où son absence d'effet sur le chômage. Cependant, selon Blanchard et Landier (2002), une flexibilité qui s'accompagnerait d'une trop forte rotation de la main-d'œuvre pourrait entraîner une hausse du chômage, en particulier parmi les jeunes actifs.

Tableau 3
Estimation du modèle de taux de chômage

	TAUX DE CHÔMAGE
EFFETS DE VOISINAGE	
Taux de chômage des zones voisines	0,545*** (0,045)
Solde des navettes domicile-travail (proportion pour 1000 actifs en 1999)	0,273 *** (0,045)
Variation de la population active due aux migrations (évolution annuelle moyenne 1999-2004 pour 1000 actifs)	0,221*** (0,045)
Indicatrice de frontière avec la Suisse	- 0,031 (0,032)
CARACTÉRISTIQUES DES CHÔMEURS	
Pourcentage de chômeurs sans diplôme	0,201*** (0,039)
Pourcentage de chômeurs étrangers non ressortissants de l'Union européenne	0,244*** (0,039)
Pourcentage de chômeurs inscrits suite à fin d'études	0,345*** (0,047)
Pourcentage de chômeurs inscrits suite à fin de CDD	-0,035 (0,052)
CARACTÉRISTIQUES DU MARCHÉ DU TRAVAIL	
Rapport offres enregistrées sur stock de demande d'emploi ANPE	- 0,367 *** (0,049)
Proportion d'offres enregistrées durables	- 0,191* (0,038)
Indicateur d'inadéquation entre offres enregistrées et demandes d'emploi - voir note (6)	0,073 * (0,040)
CARACTÉRISTIQUES DE LA STRUCTURE ÉCONOMIQUE	
Taille moyenne des établissements de la zone (secteurs EB-ER hors intérim)	- 0,187 *** (0,057)
Part des 4 plus grands établissements dans l'emploi de la zone (secteurs EB-ER hors intérim)	0,099 *** (0,037)
Coefficient de spécialisation (Gini - secteurs EB-ER hors intérim)	- 0,241 *** (0,042)
Part du secteur « Hôtels et restaurants » dans l'emploi de la zone	0,223 *** (0,044)
Constante	0,017 (0,029)

Lecture : Le tableau présente les coefficients estimés par la méthode de maximum de vraisemblance à information complète à partir de données relatives aux 348 zones d'emploi de la France. Par exemple, le voisinage d'une zone, mesuré par le taux de chômage moyen des zones contiguës, a un impact significativement positif sur le taux de la zone concernée. Les nombres entre parenthèses sont les écarts-types des coefficients estimés.

*** : coefficient significativement différent de zéro au seuil de 1%, ** : coefficient significativement différent de zéro au seuil de 5%, * : coefficient significativement différent de zéro au seuil de 10%.

Des tests du multiplicateur de Lagrange montrent qu'une fois incluse la variable endogène décalée, les erreurs sont indépendantes. La statistique de test vaut 0,015. Sous l'hypothèse d'absence d'auto-corrélation des résidus, elle suit asymptotiquement une loi du chi-deux à un degré de liberté. La p-value vaut 90,2 %. L'hypothèse d'absence d'auto-corrélation est donc bien acceptée au seuil de 5 %.

Champ : Chômeurs au sens du BIT en moyenne annuelle sur 2004.

Source : Insee, FHS - ANPE, STMT - ANPE, calculs des auteurs.

Une proportion élevée de chômeurs sans diplôme tend, on l'a vu, à diminuer les taux de sortie vers l'emploi durable, et donc à accroître la durée du chômage. En outre, cette proportion est très fortement corrélée à la proportion des sans diplôme parmi la population active ($r = 0,86$). Or, si le niveau de formation de la population dans une zone est très faible c'est souvent que cette zone s'était spécialisée dans des activités reposant sur une main-d'œuvre très peu qualifiée et peu payée et se trouve donc aujourd'hui parmi les bassins d'emploi qui pâtissent le plus de la concurrence des pays à très bas coût du travail. C'est effectivement dans les régions du pourtour du Bassin parisien où s'étaient implantés prioritairement les établissements industriels du modèle fordiste qu'on retrouve la plupart des zones d'emploi où le taux des sans diplôme dans la population est le plus élevé.

Les caractéristiques du marché du travail

L'indicateur d'inadéquation entre les qualifications de chômeurs et les qualifications recherchées par les employeurs qui recrutent a un effet plus faible et surtout moins significatif sur le taux de chômage que sur les taux de sortie vers l'emploi durable. Dans les zones dynamiques où le taux de chômage est faible, les chômeurs qui ne retrouveront pas rapidement un emploi seront principalement ceux dont les compétences ne correspondent pas à la demande sur le marché local du travail. Même si de telles zones sont relativement peu nombreuses, elles contribuent à faire baisser la corrélation positive entre le taux de chômage et cet indicateur d'inadéquation entre les offres et les demandes d'emploi.

Les caractéristiques de la structure économique des zones d'emploi

Une part élevée du secteur « hôtels et restaurants » dans l'emploi se traduit, toutes choses égales par ailleurs, par un fort taux de chômage, malgré un effet favorable sur le retour à l'emploi. Outre un effet « rotation », la part de ce secteur capte également un effet lié à la saisonnalité des emplois qui induit en « basse » saison un passage au chômage des salariés qui y sont employés. Ainsi, par exemple, la zone de Lourdes est une des zones où le taux de retour à l'emploi durable est le plus élevé. Cela s'explique, en grande partie, par le fort recours aux contrats à durée déterminée. Néanmoins, si les contrats offerts y sont plus durables qu'en moyenne, cette zone est néanmoins celle où la

part des offres en CDI est la plus faible sur l'ensemble des 348 zones d'emploi métropolitaines. Les offres les plus nombreuses y sont celles en CDD de six à 12 mois. La saisonnalité de l'emploi dans cette zone explique ces caractéristiques très atypiques. Si cela se traduit favorablement en termes de retour à l'emploi durable tel qu'il a été défini, en revanche cela contribue à accroître le taux de chômage en moyenne annuelle, nombre d'employés « saisonniers » se retrouvant au chômage en « basse saison ».

On a vu que les petites et surtout les très petites entreprises avaient moins que les autres tendance à embaucher pour faire face à une augmentation de leur activité : d'où un effet positif de la taille moyenne des établissements sur les taux de retour à l'emploi et un effet négatif sur le taux de chômage. Mais ces petites firmes ont également, pour les mêmes raisons, moins tendance à licencier en réaction à une diminution de leur activité, ce qui cette fois-ci a un impact positif sur le taux de chômage. Il n'est donc pas étonnant que la taille moyenne des firmes ait un effet global moins important sur le taux de chômage que sur le taux de retour à l'emploi.

Diversité des configurations des marchés locaux du travail

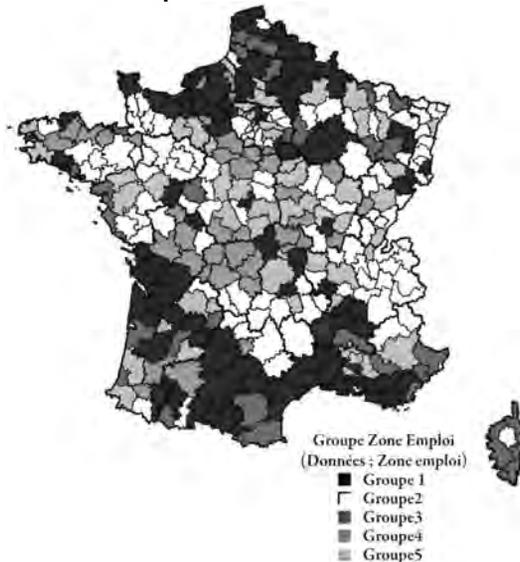
Comme quasiment toutes les variables qui ont un effet négatif sur le taux de chômage ont un impact positif sur les taux de retour à l'emploi et inversement, les configurations les plus fréquentes sont celles qui associent un taux de retour à l'emploi élevé (resp. faible) et un taux de chômage faible (resp. élevé). Toutefois, comme certaines variables ont un effet dont l'intensité varie fortement selon qu'il s'exerce sur le taux de chômage ou le taux de retour à l'emploi, il arrive que ces deux taux soient simultanément bas (ou élevés) dans certaines zones.

Cinq grands groupes des zones d'emploi peuvent ainsi être distingués (cf. tableau 4 et carte 3). Les trois bornes (du taux de chômage et du taux de sortie durable) permettant de les définir correspondent respectivement au tiers inférieur, à la médiane et au tiers supérieur de la distribution.

Les zones d'emploi qui bénéficient à la fois d'un taux de chômage faible et d'un taux de retour à l'emploi élevé se répartissent sur le territoire en 3 groupes (cf. carte 3) : un premier ensemble localisé sur la lisière orientale du pays s'étend

de l'Alsace aux Alpes. Un second groupe occupe la partie méridionale du Massif Central. Le dernier est centré sur les Pays de Loire et déborde sur la Basse Normandie et la Bretagne.

Carte 3
Positionnement des zones d'emploi en termes de taux de chômage et de taux de retour durable à l'emploi



Source : INSEE, FHS-ANPE

Légende :

Groupe 1 : taux de chômage élevé et taux de sortie durable faible (noir sur la carte)

Groupe 2 : taux de chômage faible et taux de sortie durable élevé (blanc sur la carte)

Groupe 3 : taux de chômage élevé et taux de sortie durable élevé (gris foncé sur la carte)

Groupe 4 : taux de chômage faible et taux de sortie durable faible (gris sur la carte)

Groupe 5 : taux de chômage et taux de sorties durables proches de la médiane (gris clair sur la carte)

Ces zones se caractérisent par un degré de spécialisation élevé, une très faible proportion de chômeurs sans diplôme, une forte tension sur le marché du travail et un accès à l'emploi beaucoup moins difficile qu'ailleurs pour les jeunes à la fin de leurs études. Dans celles du premier groupe, la proximité de la Suisse permet à de nombreux actifs d'occuper un emploi de l'autre côté de la frontière. Dans ces zones frontalières, le faible taux de chômage n'est pas nécessairement synonyme de sécurité de l'emploi, la proportion des chômeurs inscrits à la suite d'un licenciement (collectif ou individuel) est élevée. Mais c'est aussi là que les taux de sortie durable sont les plus élevés. Ces zones de l'Est du pays présentent ainsi diverses caractéristiques les rapprochant des districts industriels italiens (9) : flexibilité de l'emploi, marché du travail très actif, spécialisation, taille moyenne des établissements assez faible. Les zones des deux autres groupes se distinguent au contraire par la très faible proportion de demandeurs d'emplois inscrits à l'ANPE à la suite d'un licenciement (collectif ou non). Dans les zones du Massif Central, cette sécurité de l'emploi est liée au poids important des services publics dans l'économie locale. Ces derniers recourent également assez fréquemment aux CDD, ce qui contribue par ailleurs à faciliter les sorties du

9. Une des caractéristiques des PME-PMI italiennes est leur concentration par secteur dans des zones géographiques bien déterminées : les districts industriels. En Italie on estime à 130 le nombre de districts industriels avec une forte concentration dans le Veneto, l'Emilie-Romagne, les Marches et la Toscane.

Tableau 4
Définition des groupes de zones d'emploi homogènes en termes de taux de chômage et de taux de retour à l'emploi durable

		Taux de chômage (en %)			
		Moins de 8,2	8,2 à 9,2	9,2 à 10,2	Plus de 10,2
Taux de sortie durable vers l'emploi (en %)	Moins de 4,5	Groupe 4	Groupe 4	Groupe 1	
	4,5 à 5			Groupe 5	
	5 à 5,7	Groupe 2	Groupe 2		
	Plus de 5,7			Groupe 3	

Lecture : Les 3 bornes (du taux de chômage et du taux de sorties durables) correspondent respectivement au tiers inférieur de la distribution, à la médiane et au tiers supérieur de la distribution.

Groupe 1 : taux de chômage élevé et taux de sorties durables faible,

Groupe 2 : taux de chômage faible et taux de sorties durables élevé,

Groupe 3 : taux de chômage élevé et taux de sorties durables élevé,

Groupe 4 : taux de chômage faible et taux de sorties durables faible,

Groupe 5 : taux de chômage et taux de sorties durables proches de la médiane.

Champ : taux de chômage localisés et demandeurs d'emploi de catégories 1 à 3 et 6 à 8, en moyenne trimestrielle en 2004.

Source : Insee, FHS-ANPE, calculs des auteurs.

chômage. Dans les zones de l'Ouest, c'est le recours assez fréquent à l'intérim qui favorise le retour à l'emploi.

Les zones qui pâtissent d'un chômage élevé et d'un taux de retour à l'emploi faible se répartissent en deux groupes principaux : l'un au nord du pays l'autre au sud. Les facteurs qui expliquent cette situation diffèrent fortement entre ces deux ensembles régionaux.

Les zones d'emploi du Nord se caractérisent par une forte proportion de sans diplômes, que l'on considère l'ensemble de la population ou seulement les chômeurs. L'indicateur d'inadéquation entre l'offre et la demande de travail y est, en revanche, plutôt faible. Les qualifications requises pour les emplois nouvellement créés ne semblent donc pas très différentes de celles des emplois détruits. Mais c'est l'insuffisance des premiers par rapport aux seconds qui est ici très préjudiciable et se traduit par une très faible tension sur le marché du travail, en dépit des mouvements migratoires qui contribuent à faire baisser la population active. L'entrée sur le marché du travail est particulièrement difficile comme en témoigne la proportion élevée de chômeurs inscrits suite à la fin de leurs études.

Au Sud, la part des sans diplômes parmi les chômeurs est généralement inférieure à la moyenne nationale, mais il n'y a pas une bonne adéquation entre l'offre et la demande de travail. De plus, d'importants flux migratoires récents viennent gonfler la population active. Par ailleurs, la faible taille moyenne des entreprises contribue également à réduire le taux de retour à l'emploi et à accroître le taux de chômage.

La conjonction d'un taux de chômage relativement fort et d'un taux de retour à l'emploi élevé s'observe surtout dans des zones de forte fréquentation touristique en bordure du littoral ou à l'intérieur des terres (comme dans l'Ardèche du Sud, le Marmandais, le Sarladais ou encore Lourdes). Le secteur de l'hôtellerie et la restauration y est fortement surreprésenté. Les inscriptions au chômage à la suite des CDD y sont également fortes, traduisant le caractère saisonnier de nombreuses activités. En outre, ces bassins d'emploi ont enregistré en moyenne un flux important d'arrivée de nouveaux actifs migrants.

Les zones où à la fois les taux de chômage et les taux de retour à l'emploi sont faibles se caractérisent pour la quasi-totalité d'entre elles par une très basse densité économique (10). Elles sont rarement proches d'une grande métropole. Ces bassins d'emploi sont dans la majorité des cas

relativement spécialisés et plus industrialisés que la moyenne nationale. À l'inverse, l'économie résidentielle, c'est-à-dire l'ensemble des activités tertiaires marchandes principalement destinées à satisfaire les besoins de la population, y est beaucoup moins développée que dans le reste du pays. En revanche, la part des services publics dans l'emploi local y est le plus souvent supérieure à la moyenne nationale. Cette structure économique contribue à limiter le risque de perte d'emploi pour les actifs occupés, comme en témoigne la faible proportion de demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE à la suite d'un licenciement individuel ou collectif. À l'inverse, cette structure est peu favorable au retour à l'emploi des chômeurs. Ainsi, dans ces zones, le chômage est moins fréquent qu'ailleurs, mais y est plus souvent de longue durée, et les jeunes sortant de leurs études y rencontrent plus de difficulté à entrer sur le marché du travail.

* *
*

En raison de la relativement faible mobilité géographique de l'offre et de la demande de travail, les marchés sur lesquels prospectent les entreprises et les chômeurs sont d'étendue limitée. De ce fait, la différenciation spatiale des indicateurs de l'état des marchés locaux tend à persister au cours du temps. Pour autant et quelle que soit la manière dont on les identifie empiriquement, ces marchés locaux ne sont pas isolés du reste du monde. On a étudié ici plus particulièrement deux indicateurs de l'état des marchés locaux du travail : le taux de chômage et le taux de sortie du chômage vers l'emploi. Pour chacun d'eux, la valeur qu'il prend dans une zone d'emploi dépend positivement et fortement de celles qu'il atteint dans les zones voisines. Le choix des variables explicatives dans la modélisation des taux de sortie du chômage a été guidé par la littérature empirique et théorique relative à l'appariement et à la recherche d'emploi. Un modèle analogue a été adopté pour le taux de chômage afin de mettre le cas échéant en évidence des variables dont l'impact n'a pas la même intensité sur ces deux indicateurs. Enfin, la manière dont se combine taux de chômage et taux de retour à l'emploi a donné lieu à une typologie des zones d'emploi qui a été cartographiée. On a ainsi montré qu'un même état du marché du travail pouvait résulter de différentes combinaisons de facteurs. □

10. La densité économique est définie comme le nombre d'emplois par km². Cette variable mesure l'importance de l'activité économique d'une zone.

BIBLIOGRAPHIE

- Aragon Y., Haughton D., Haughton J., Leconte E., Malin E., Ruiz-Gazen A. et Thomas-Agnan C. (2003)**, « Explaining the Pattern of Regional Unemployment : the Case of the Midi-Pyrénées Région », *Papers in Regional Science*, vol. 82, n° 2, pp. 155-174.
- Bell U.L. (1997)**, « A Comparative Analysis of the Aggregate Matching Process in France, Great Britain and Spain », Servicio de Estudios, Banco de España.
- Blanchard O. et Landier A. (2002)**, « The Perverse Effects of Partial Labor Market Reform : Fixed Term Contracts in France », *Economic Journal*, vol. 112, n° 480, pp. F212-F224.
- Burda M. et Profit S. (1996)**, « Matching Across Space : Evidence on Mobility in the Czech Republic », *Labour Economics*, vol. 3, n° 3, pp. 255-278.
- Burgess S. (1993)**, « A Model of Competition between Unemployed and Employed Job-Searchers : an Application to the Unemployment Outflow Rate in Britain », *Economic Journal*, vol. 103, n° 420, pp. 1190-1204.
- Burgess S. et Profit S. (2001)**, « Externalities in the Matching of Workers and Firms in Britain », *Labour Economics*, vol. 8, n° 3, pp. 313-333.
- Cancé R. et Fréchou H. (2003)**, « Les contrats courts : source d'instabilités mais aussi tremplin vers l'emploi permanent », *Premières Synthèses*, n° 14.1, Dares.
- Cahuc P. et Zylberberg A. (2001)**, *Le Marché du Travail*, De Boeck éd., Paris, Bruxelles.
- Coles M. et Smith E. (1996)**, « Cross-Section Estimation of the Matching Function : Evidence from England and Wales », *Economica*, vol. 63, n° 252, pp. 589-598.
- Coutrot T. (2000)**, « Les facteurs de recours aux contrats temporaires », *Premières Synthèse*, n° 25.3, Dares.
- Delvaux G. (2005)**, « Enquête sortants de chômage 2005 : légère progression des reprises d'emploi par rapport à 2004 », *Point'statis* n° 12, Unedic, juin.
- Duguet, Goujard et l'Horty (2005)**, « Géographie du retour à l'emploi », Rapport de recherche pour le Cerc.
- Elhorst J.P. (2003)**, « The Mystery of Regional Unemployment Differentials : a Survey of Theoretical and Empirical Explanations », *Journal of Economic Surveys*, vol. 17, n° 5, pp. 709-748.
- Épiphane D., Giret J.-F., Pierre Hallier P., Alberto Lopez A. et Sigot J.-C. (2001)**, « Génération 98. À qui a profité l'embellie économique ? », *Bref*, n° 181, Céreq.
- Faini R., Galli G., Gennari P. et Rossi F. (1997)**, « An Empirical Puzzle : Falling Migration and Growing Unemployment Differentials Among Italian Régions. », *European Economic Review*, vol. 41, n° 3-5, pp. 571-579.
- Laine F., Okba M. et Rospabé S. (2005)**, « Les difficultés des étrangers sur le marché du travail : effet nationalité, effet quartier ? », *Premières Synthèses*, n° 17.3, Dares.
- Le Gallo J. (2002)**, « Économétrie spatiale : l'auto-corrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire », *Économie et Prévision*, vol. 155, n° 4, pp. 139-158.
- Lopez-Bazo E., Del Barrio T. et Artis M. (2005)**, « Geographical Distribution of Unemployment in Spain », *Régional Sciences*, vol. 39, n° 3, pp. 305-318.
- McCormick B. (1997)**, « Régional Unemployment and Labour Mobility in the UK », *European Economic Review*, vol. 41, n° 3-5, pp. 581-589.
- Malizia E.E. et Ke S. (1993)**, « The Influence of Economic Diversity on Unemployment and Stability », *Journal of Regional Studies*, vol. 33, n° 2, pp. 221-235.
- Moreau G. (2008)**, « Le retour à l'emploi durable : un enjeu individuel et territorial », *Économie Lorraine*, n° 114.
- Mumford K. et Smith P. (1999)**, « The Hiring Function Reconsidered : on Closing the Circle », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, n° 3, pp. 343-364.
- Neumann G.R. et Topel R.H. (1991)**, « Employment Risk, Diversification, and Unemployment », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, n° 4, pp. 1341-1365.
- Partridge M.D. et Rickman D.S. (1995)**, « Differences in State Unemployment Rates :

The Role of Labor and Product Market Structural Shifts », *Southern Economic Journal*, vol. 62, n° 1, pp. 89-106.

Petrongolo B. et Pissarides C. (2001), « Looking into the Black Box : A Survey of the Matching Function », *Journal of Economic Literature*, vol. 39 , n° 2, pp. 390-431.

Robson M. (2006), « Sectoral Shifts, Employment Specialization and the Efficiency of Matching : an Analysis Using UK Regional Data », *Regional Studies*, vol. 40, n° 7, pp. 743-754.

Simon C.J. (1988), « Frictional Unemployment and the Role of Industrial Diversity », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 103, n° 4, pp. 715-728.

Taylor J. and Bradley S. (1983), « Spatial Variations in the Unemployment Rate : A Case Study of North West England », *Regional Studies*, vol. 17, n° 2, pp. 113-124.

Taylor J. et Bradley S. (1997), « Unemployment in Europe : A Comparative Analysis of Regional Disparities in Germany, Italy and the UK », *Kyklos*, vol. 50, n° 2, pp. 221-245.
