

Les inégalités territoriales d'accès à l'emploi : une exploration à partir de sources administratives exhaustives

Emmanuel Duguet, Antoine Goujard et Yannick L'Horty*

Les inégalités territoriales d'accès à l'emploi sont analysées à un niveau géographique très fin, celui de la commune, sur tout le territoire métropolitain, pour deux populations : les chômeurs inscrits à l'ANPE et les allocataires du RMI. Les données utilisées sont issues de deux sources administratives exhaustives portant sur ces populations. Globalement, les inégalités d'accès à l'emploi selon la commune de résidence sont très marquées. Cependant, des groupes de communes contigües présentent des chances d'accès à l'emploi, uniformément faibles ou élevées, sur de larges parties du territoire français. Les écarts d'une localité à l'autre demeurent élevés lorsque l'on neutralise les différences de composition sociodémographique de la population entre communes, ce qui confirme l'existence d'un effet spécifique du territoire. Les déterminants théoriques de l'économie spatiale sont introduits dans l'analyse pour expliquer cet effet territorial. La localisation des activités et les problèmes de distance physique à l'emploi ont effectivement un impact fort, mais les inégalités territoriales d'accès à l'emploi peuvent également s'expliquer par des effets de ségrégation résidentielle et de réseaux sociaux.

* Université d'Évry-Val d'Essonne, EPEE, Centre d'Études de l'Emploi et TEPP (FR CNRS n° 3126). Emmanuel.duguet@univ-evry.fr, antoine.goujard@gmail.com, yannick.lhorty@univ-evry.fr

Les disparités spatiales sont trop souvent absentes des études appliquées au marché du travail. En France comme dans de nombreux pays européens, que l'on étudie les déterminants du chômage, les causes des inégalités de revenus, les flux d'embauche et de licenciement ou n'importe lequel des champs contemporains d'investigation du marché du travail, les résultats spatialisés sont peu nombreux. Dans tous les domaines, la recherche traite le territoire national comme une totalité homogène, comme s'il n'y avait pas de différences entre les régions, les départements, voire les communes. Bien entendu, personne ne nie que le niveau des salaires, la durée du chômage, ou la stabilité de l'emploi sont des réalités différentes d'une région, ou d'un département, à l'autre. Mais l'on considère le plus souvent que ces différences sont négligeables puisque qu'elles n'exercent pas d'effets cruciaux sur les déterminants de l'emploi, des revenus ou de toute autre variable d'intérêt sur le marché du travail. Fortes de ce postulat, la presque totalité des études appliquées n'introduisent pas de dimension spatiale dans leur analyse.

Les contre-exemples sont rares. D'un côté, on dénombre très peu d'études appliquées sur le marché du travail français qui intègrent des données spatialisées en dehors des approches monographiques : Mazel et Vernaudo (1997), Hecquet et Lainé (1999), Anne et L'Horty (2002), Bouchoux *et al.* (2004). De l'autre, on dénombre également très peu d'études qui font jouer à la dimension spatiale un rôle actif dans l'analyse de l'emploi : Cavaco et Lesueur (2002), Choffel et Delattre (2003), Gobillon et Selod (2003). Cette rareté contraste à la fois avec l'étendue des travaux appliqués disponibles Outre-Atlantique (Marpsat, 1999, pour un survol) et avec la quantité de travaux théoriques qui insistent sur le bien-fondé d'une approche spatialisée. Les analyses théoriques s'inscrivent dans la lignée des travaux de Kain (1968) sur la ségrégation urbaine et l'hypothèse d'une inadéquation spatiale des emplois offerts et demandés (*spatial mismatch*) ou dans celle de Granovetter (1974) sur l'importance des effets de réseaux sociaux (Wasmer et Zénou, 2002 ; Brueckner *et al.*, 2002 ; ou Benhamou, 2003).

Il est vrai que les politiques de l'emploi et les actions publiques sur les revenus sont elles-mêmes largement indifférenciées sur le territoire. Le constat est élémentaire mais mérite d'être posé : le RMI, le salaire minimum, toute l'architecture des cotisations sociales et des prélèvements obligatoires, le service public de

l'emploi, l'indemnisation du chômage, le code du travail, sont autant de cadres institutionnels qui s'appliquent indistinctement sur tout le territoire national. De ce point de vue, le mouvement long de décentralisation et ses traductions institutionnelles récentes plaident pour un réinvestissement de la dimension spatiale. Plusieurs exemples récents en sont l'illustration :

- la décentralisation des outils de l'insertion avec la loi du 18 décembre 2003 portant sur le RMI et mettant en place le RMA ;
- les aides à l'emploi dont la dimension territorialisée est de plus en plus affirmée au travers par exemple des Zones Franches Urbaines, des aides régionales européennes, ou encore des dispositifs d'accompagnement des chômeurs qui sont individualisés et donc, nécessairement, localisés (Plan d'Aide au Retour à l'Emploi, Projet d'Action Personnalisé, etc.) ;
- les changements législatifs qui rendent possible des expérimentations locales en matière d'insertion et d'aide à l'emploi, notamment avec le revenu de solidarité active ou encore avec les maisons pour l'emploi instaurées par la loi de programmation pour la cohésion sociale, dont le contenu et l'organisation peuvent varier d'un territoire à l'autre.

Plus généralement, le débat public semble se préoccuper de plus en plus des disparités territoriales à différentes échelles (régions, zones d'emploi, communes ou quartiers), sans que l'on dispose d'indicateurs permettant de prendre la mesure de ces phénomènes.

Dans ce contexte, l'objectif de cette recherche est d'étudier les inégalités territoriales dans l'accès à l'emploi en France au niveau géographique le plus fin, celui de la commune, en mobilisant des sources administratives exhaustives. Pour étudier ce type de disparités, nous avons construit un système d'observation géolocalisée, baptisé SOLSTICE (1). Les chances de sortir du chômage ou du RMI sont évaluées dans chaque localité à l'aide de techniques économétriques appliquées à des micro-données issues de sources administratives : le *fichier*

1. SOLSTICE est un Système d'Observation Localisée et de Simulation des Trajectoires d'Insertion, de Chômage et d'Emploi. C'est un groupe de recherche du Centre d'Études de l'Emploi et de l'Université d'Évry dont le programme est de construire un Système d'Information Géographique sur l'emploi afin d'analyser les disparités spatiales du retour à l'emploi des chômeurs et des allocataires du RMI à un niveau géographique très fin, celui de la commune ou du code postal (cf. Duguet *et al.*, 2006).

historique statistique (FHS) de l'ANPE et le fichier *Fileas* (fichier des prestations légales et d'action sociale) de la Cnaf, dans leur version exhaustive. En premier lieu, ces sources statistiques permettent d'analyser les disparités brutes d'accès à l'emploi. En second lieu, sont étudiées les disparités nettes, toutes choses égales par ailleurs, en particulier à composition sociodémographique identique sur tout le territoire métropolitain ; et l'influence d'autres déterminants des disparités locales de l'accès à l'emploi, analysés par l'économie du travail et l'économie spatiale, est testée. L'analyse est menée simultanément pour les demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE et les allocataires du RMI.

Pour cela, des données individuelles et des techniques d'estimation microéconométriques sont mobilisées. Dans un grand nombre de travaux économiques appliqués, la durée du chômage est supposée être une variable aléatoire dont la distribution est donnée par une fonction de hasard, qui résume les probabilités conditionnelles et individuelles d'accéder à l'emploi. Ces dernières dépendent de déterminants indépen-

dants du temps (le sexe, l'âge à l'inscription, le niveau d'étude, etc.) et de variables temporelles qui indiquent l'état de la conjoncture. C'est dans ce courant de travaux appliqués que se situe cette étude, qui peut de ce point de vue être rapprochée des travaux antérieurs sur données françaises, notamment Dormont *et al.* (2001), Gurgand et Margolis (2001), Granier et Joutard (2002), Crépon *et al.* (2004).

Trois originalités distinguent cette recherche des précédentes : deux sources, en outre exhaustives et une batterie d'indicateurs localisés d'accès à l'emploi. Tout d'abord, les chances d'accès à l'emploi sont évaluées sur deux populations distinctes. Il s'agit, d'une part des chômeurs inscrits à l'ANPE et d'autre part des allocataires du Revenu Minimum d'Insertion. Les fichiers sont tirés de deux sources administratives (le fichier historique de l'ANPE et le fichier *Fileas* de la Cnaf) qui couvrent deux populations différentes du point de vue de la proximité de l'emploi. Les mobiliser de façon conjointe permet aussi de comparer les disparités spatiales obtenues pour les deux populations afin d'en déterminer les éléments de stabilité (cf. encadré 1).

Encadré 1

SOURCES ET MESURES DU RETOUR À L'EMPLOI

L'étude a été menée à partir des données de l'ANPE de septembre 2004 et de décembre 2003 pour la Cnaf, pour la France métropolitaine. Le fichier historique statistique de l'ANPE (FHS) permet d'observer directement des parcours de chômeurs ce qui n'est pas le cas de celui de la Cnaf. En pratique, avec les données de l'ANPE, nous nous limitons aux personnes qui se sont inscrites entre le 1^{er} juillet 2001 et le 30 juin 2002. La date du 1^{er} juillet 2001 a été retenue car elle correspond à l'entrée en vigueur d'un nouveau système d'indemnisation du chômage. Ainsi, on étudie une période homogène du point de vue de l'indemnisation.

Champ d'étude des allocataires du RMI

Pour les données de la Cnaf, nous avons apparié les six fichiers disponibles du 30 juin 2001 au 31 décembre 2003 ; il n'est pas possible d'utiliser les fichiers antérieurs dont les identifiants individuels sont codés selon une règle différente. On a ensuite reconstitué un fichier de stock dont la population de départ est constituée des allocataires du RMI présents au second semestre 2001 (c'est-à-dire soit dans le fichier du 30 juin 2001, soit dans celui du 31 décembre 2001) et qui ne sont pas entrés en intéressement à cette date. L'évolution de leur situation est alors suivie jusqu'en décembre 2003 afin d'obtenir des données comparables au fichier ANPE et un nombre suffisant d'observations. Le fichier *Fileas* permet de reconstituer

les parcours d'un stock de 932 102 allocataires du RMI présents au 2^e semestre 2001 et suivis jusque fin 2003.

Champ d'étude des demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE

Pour les données de l'ANPE, nous avons pris en compte l'ensemble des demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE, en catégories 1, 2, 3 et 6, 7, 8, qu'ils soient ou non indemnisés. Cette définition prend en compte les chômeurs qui n'exercent pas d'activité réduite (catégories 1 à 3) et les demandeurs d'emploi qui exercent une activité réduite de plus de 78 heures par mois, qu'ils recherchent un CDI à temps complet (catégorie 6), à temps partiel (catégorie 7), ou un autre contrat (catégorie 8). Nous ne sommes donc pas sur le champ du chômage au sens du BIT. La mesure du chômage au sens du BIT mobilise l'enquête *Emploi* de l'Insee qui est une enquête statistique conçue spécialement à cette fin et non une source administrative comme le fichier de l'ANPE dont l'objet est de suivre et de gérer les demandeurs d'emploi inscrits à l'Agence. Les chômeurs BIT sont sans emploi, disponibles pour occuper un emploi et en recherchent un activement, mais ils peuvent ne pas être inscrits à l'ANPE et ne recherchent pas nécessairement un CDI à temps complet. Nous ne sommes pas non plus sur le champ des chômeurs de catégorie 1 qui sont →

Encadré 1 (suite)

des personnes inscrites comme demandeur d'emploi à l'ANPE, sans emploi, disponibles et qui recherchent un emploi à durée indéterminée et à temps complet. Les personnes en DEFM de catégorie 1 occupent parfois un emploi sur une durée limitée ou à temps partiel (qualifié d'« activité réduite »).

Ces deux sources administratives conduisent à deux définitions distinctes de la notion de retour à l'emploi.

Mesure du retour à l'emploi des allocataires du RMI

Le retour à l'emploi des allocataires du RMI est mesuré par le biais des entrées en intéressement. Le mécanisme d'intéressement a pour but d'inciter les allocataires du RMI à retrouver un emploi. Il a été introduit dès 1988 pour permettre aux allocataires de cumuler l'allocation avec leurs revenus d'activité, en particulier si ceux-ci restent faibles. L'objectif est de corriger le caractère différentiel de l'allocation qui implique un taux d'imposition marginal de 100 % sur les revenus du ménage n'excédant pas le plafond de l'allocation et en particulier les revenus d'activité. L'abattement sur les revenus d'activité varie selon la nature de l'activité : Contrats Emploi Solidarité (CES), création ou reprise d'entreprise au titre de l'ACCRE (Aide aux Chômeurs Créant ou Reprenant une Entreprise) ou autres reprises d'activités. En l'absence de ce mécanisme correcteur, le gain financier pour un allocataire du RMI qui reprend un emploi peut se révéler très faible, voire négatif. Pla (2007) revient sur ce dispositif et sa réforme en 2006 qui se situe hors du champ de notre étude.

Il s'agit néanmoins d'un indicateur imparfait d'accès à l'emploi. Un allocataire du RMI peut accéder à un emploi sans passer par l'intéressement plus d'un trimestre si son emploi est à temps complet avec un niveau de salaire horaire un peu au-delà du salaire minimum. Cette difficulté concerne l'intéressement de cas général, dans le cas où le montant des salaires est supérieur à deux fois le montant du RMI en moyenne mensuelle sur le trimestre précédent. De plus, la prise en compte du calendrier des déclarations trimestrielles de ressources implique que le cumul total de l'allocation a lieu en moyenne pendant 4,5 mois en supposant les retours à l'emploi uniformément distribués sur l'année. Finalement, plus de la moitié des allocataires continue au-delà de la période de cumul total à percevoir revenus d'activité et RMI du fait du temps partiel au SMIC. L'erreur sur les statuts d'emploi des allocataires apparaît de l'ordre de 1 %. Même si ce cas est peu fréquent et doit avoir un effet limité sur les dispersions spatiales, il s'agit là d'une limite de l'indicateur qui doit être conservée à l'esprit lorsque l'on parle dans cette étude d'accès à l'emploi des allocataires du RMI. Par ailleurs, on a choisi de ne pas distinguer les différents types d'intéressement (intéressement de cas général ; Contrats Emploi Solidarité ; et de façon très minoritaire : création d'entreprise). Les entrées dans le dispositif d'intéressement sont observées à quatre dates différentes, sur deux années. On peut ainsi reconstituer des taux bruts d'entrée en intéressement à 12 et 24 mois.

Mesure du retour à l'emploi des demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE

La mesure des sorties du chômage des demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE est, elle, plus directe puisque les sorties des listes de l'ANPE sont observées. Une distinction a été opérée entre les sorties de court terme et les sorties des listes supérieures à 6 mois. La question des motivations de ces sorties du chômage demeure néanmoins et nous a amené à adopter deux définitions polaires :

- l'optique « sortie des listes » consiste à considérer que tous les motifs de sortie du fichier de l'ANPE sont valables. Cette optique correspond assez bien aux statistiques descriptives régulièrement publiées par l'ANPE ;

- l'optique « reprise d'emploi » consiste à considérer que seul le motif d'accès à l'emploi déclaré à l'Agence marque la fin de l'épisode de chômage. Avec cette définition, on efface du fichier les absences et les radiations, et l'on considère que tous les autres motifs de sortie (maternité, maladie, service national etc.) constituent des durées censurées.

En croisant ces approches, on obtient quatre définitions de la sortie du chômage, qui impliquent des nombres d'observations différents (cf. tableau). La *définition courante* avec sortie des listes correspond au fichier brut, où toutes les sorties sont validées dès qu'elles atteignent un mois. Dans la *définition courante* avec accès à l'emploi, seul l'accès à l'emploi est une sortie, dès qu'il atteint un mois. Dans la *définition récurrente* avec sortie des listes, toutes les sorties sont validées dès qu'elles atteignent six mois. Enfin, en utilisant la *définition récurrente* avec reprise d'emploi, seul l'accès à l'emploi est une sortie dès qu'il atteint six mois.

Nombre d'observations

	Convention 1 (sortie des listes)	Convention 2 (reprise d'emploi)
Définition courante	3 332 826	1 812 868
Définition avec récurrence	2 544 264	1 442 143

Lecture : on dénombrait 3 332 826 demandeurs d'emploi inscrits dans le fichier de l'ANPE entre le 1^{er} juillet 2001 et le 30 juin 2002. Si l'on enlève de ce stock, les chômeurs qui vont ensuite effectuer des sorties pour cause d'absence au contrôle ou pour radiations administratives (motifs d'annulation codés de 9 à 13), de façon à ne considérer que les reprises d'emploi déclarées, l'échantillon est de 1 812 868. Les autres motifs de sorties sont traités comme des données censurées sauf lorsqu'il s'agit de sorties vers l'emploi (code 1). En supprimant du fichier les demandeurs d'emploi qui vont faire des sorties d'une durée de moins de six mois, le stock initial est de 2 544 264 demandeurs d'emploi.

Champ : cohorte de demandeurs d'emploi inscrits entre le 1^{er} juillet 2001 et le 30 juin 2002, suivis jusqu'au 31 septembre 2004.

Source : fichier historique statistique, ANPE.

La deuxième originalité de cette étude est de se positionner au niveau spatial le plus fin, pas seulement régional, départemental ou au niveau des bassins d'emploi. Elle tend à analyser les disparités au niveau des communes de façon à pouvoir produire une mesure aussi complète que possible des inégalités territoriales et de leurs déterminants. Pour cela, il importe de travailler sur les versions *exhaustives* des fichiers de l'ANPE et de la Cnaf.

La troisième originalité de ce travail est de reconstituer des indicateurs de flux sur le marché du travail. On ne calcule pas des indices de stock, comme le taux de chômage ou le taux d'allocataire du RMI, mais des indices de flux tels que le taux de sortie du chômage ou du RMI (cf. tableau 1), la durée du chômage. Ces indicateurs renseignent sur la dynamique du marché du travail et les réalités des trajectoires individuelles. Deux types d'indices de flux sont distingués : les taux bruts et les taux nets d'accès à l'emploi. Les taux bruts sont ceux que l'on constate effectivement. Les taux nets sont obtenus en raisonnant toutes choses égales par ailleurs, c'est-à-dire en faisant comme si la structure des demandeurs d'emploi de chaque commune était identique à celle de la moyenne nationale. Des regroupements de communes ont cependant dû être effectués lorsque le nombre d'allocataires du RMI et le nombre de chômeurs inscrits à l'ANPE étaient insuffisants pour estimer des effets fixes communaux.

Les taux bruts et les taux nets étant évalués au niveau local, avec les deux sources et une nomenclature géographique commune, de nombreux traitements comparatifs peuvent être effectués. La cartographie des taux bruts ou celle des taux nets peut être étudiée de façon séparée au sein de

chaque population et confrontée aux indicateurs locaux. Il est également possible de classer des communes pour les deux populations, en taux nets et en taux bruts, ou de comparer, pour chaque population, la cartographie des taux nets et celle des taux bruts. On dispose alors d'un classement des communes les plus propices à l'accès à l'emploi, qui peut fournir une base pour des enquêtes statistiques et d'investigation qualitative ultérieures. Au-delà de ces éléments descriptifs, les distributions locales des taux d'accès à l'emploi peuvent être étudiées en mobilisant d'autres bases de données communales.

Les disparités territoriales de l'accès à l'emploi

Les disparités spatiales du retour à l'emploi des deux populations ont été analysées de façons distinctes mais coordonnées. En effet, les données sur les flux des allocataires du RMI vers l'emploi sont observées à intervalles de temps réguliers (tous les six mois) et de nature discrète, tandis que les données sur les flux des inscrits à l'ANPE vers l'emploi peuvent s'exprimer sous forme de durées (en jours). Il importe donc d'utiliser des méthodes statistiques et économétriques prenant en compte les spécificités de ces données (cf. encadré 2). Pour les deux populations, l'objet est d'évaluer l'influence du lieu de résidence (grâce au code commune ou au code postal) sur l'accès à l'emploi des chômeurs, en mobilisant toutes les sources de contrôle possibles, avec des données qui couvrent de façon détaillée la France entière.

Les taux d'accès à l'emploi ne sont pas évalués de la même manière dans les deux sour-

Tableau 1
Constitution et suivi d'un stock d'allocataires du revenu minimum d'insertion (RMI)

Date des fichiers	30/06/2001	31/12/2001	30/06/2002	31/12/2002	30/06/2003	31/12/2003
Allocataires présents au 30/06/2001	685 804	575 555	507 883	453 082	413 558	383 643
En %	100	84	74	66	60	56
Allocataires entrés entre le 30/06/2001 et le 31/12/2001		111 964	83 243	65 512	54 742	47 896
En %		100	74	59	49	43
	Stock de 797 768 allocataires constitué au deuxième semestre 2001					

Lecture : parmi les 685 804 allocataires présents au 30 juin 2001, 56 % sont encore présents au titre du RMI avec ou sans intéressement dans les fichiers de la Cnaf au 31 décembre 2003. Seuls les allocataires résidant en France métropolitaine et âgés de 20 ans à 55 ans n'étant pas déjà en intéressement ont été retenus. Les totaux font référence aux allocataires retenus après cette sélection et suppression des observations liées aux communes n'ayant pu être agrégées.

Champ : allocataires du RMI entre juin et décembre 2001 suivis jusqu'au 31 décembre 2003.

Source : fichier Fileas, Cnaf.

ces. Dans le fichier *Fileas* de la Cnaf, le taux d'accès à l'emploi est la part d'allocataires du RMI entrés en intéressement, relativement à l'ensemble des allocataires (cf. encadré 1). Les taux nets sont quant à eux issus de l'estimation de modèles logistiques multinomiaux dont l'objet est d'expliquer les entrées en intéressement

des allocataires du RMI par les caractéristiques observables des individus et des effets fixes locaux (cf. annexe 1).

Le *fichier historique* de l'ANPE (*FHS*) comprend davantage d'observations et permet de reconstituer de façon plus précise les parcours

Encadré 2

MÉTHODE D'ESTIMATION DES TAUX DE RETOUR À L'EMPLOI ET DES DURÉES DE CHOMAGE

Taux et durées bruts et nets

Les données sur le retour à l'emploi des allocataires du RMI et des demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE sont de natures différentes (cf. encadré 1). Néanmoins, les mesures des indicateurs locaux bruts et nets de retour à l'emploi reposent sur la même méthodologie.

Dans le cas des allocataires du RMI, on explique une variable qualitative non ordonnée à trois modalités (entrée en intéressement ; sortie pour motif non observé ; absence de sortie). Deux séries de modèles logistiques multinomiaux ont été estimés, à 12 et 24 mois (la spécification est décrite en annexe 1). Dans le cas des demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE, les durées brutes de chômage sont issues de l'estimation de modèles de durées paramétriques de type Weibull. L'annexe 2 décrit le modèle retenu et les modalités de son estimation. De façon intuitive, les taux d'entrées en intéressement et les durées de chômage bruts sont issus de spécifications où les seules variables explicatives retenues sont des indicatrices communales alors que les taux et durées nettes introduisent d'autres variables individuelles de contrôle afin de neutraliser les effets de la composition des populations des allocataires du RMI et des demandeurs d'emploi.

Par ailleurs, comme les effets fixes de territoire ne sont pas directement interprétables, on présente les résultats sur les taux nets et durées nettes de la manière suivante : on fixe les variables socio-économiques à une valeur de référence, qui est la moyenne nationale, puis on calcule la durée du chômage qui correspond à cette moyenne en laissant les effets fixes territoriaux inchangés. Le choix d'une moyenne nationale n'influence que l'ordre de grandeur global des indicateurs territoriaux mais ne peut en aucun cas affecter le classement des unités territoriales sur lesquelles porte le calcul, puisque ce classement ne dépend, par construction, que des effets fixes territoriaux.

Dans le cas du fichier de l'ANPE, les variables socio-économiques qui sont utilisées dans le calcul des durées nettes sont les suivantes : sexe, âge, nationalité, situation matrimoniale, nombre d'enfants, plus haut diplôme obtenu, handicap, type de contrat recherché, métier (code ROME), motif de perte d'emploi, situation relativement au RMI, existence d'une activité réduite. Dans le cas des allocataires du RMI, les variables utilisées dans le calcul des taux nets sont les suivantes : sexe, âge, nationalité, situation matrimoniale, nombre

et âge des enfants, ancienneté de RMI et revenus de l'année antérieure.

Regroupements des unités géographiques

Pour les deux populations, l'estimation de ces modèles à effets fixes locaux suppose un nombre suffisant d'observations au niveau communal. Différents seuils ont été testés pour le nombre minimal d'allocataires du RMI et pour le nombre minimal de chômeurs inscrits, qui n'ont pas de raisons d'être identiques, dans la mesure où le nombre agrégé de chômeurs est trois fois plus important que les effectifs d'allocataires du RMI dans nos sources statistiques.

On a retenu un seuil de 25 allocataires du RMI tant pour les estimations de taux nets que pour le calcul des taux bruts de sortie par l'intéressement, après une étude détaillée. Sous ce seuil, les communes ont été regroupées par code postal. L'unité géographique de référence pour le code postal est l'existence d'un bureau distributeur. Dans les grandes communes, on trouve plusieurs codes postaux. Dans les petites communes en revanche, un code postal est souvent partagé par plusieurs communes lorsqu'elles dépendent du même bureau distributeur. Les codes postaux agrégeant plusieurs communes et regroupant plus de 25 allocataires du RMI ont été conservés. Les regroupements ont été réalisés par département. Le total est de 4 704 unités géographiques représentant 797 768 allocataires du RMI et 17 872 communes. On a ainsi conservé 71,5 % des allocataires et 60,3 % des communes présentant au moins un allocataire du RMI.

Un seuil de 100 chômeurs inscrits à l'ANPE a été retenu dans le fichier historique. S'il y a 100 demandeurs d'emploi ou plus dans la commune, nous évaluons nos indicateurs au niveau de cette commune. S'il y a moins de 100 demandeurs d'emploi, nous regroupons la commune avec les autres communes de même code postal dans lesquelles il y a moins de 100 demandeurs d'emploi. Nous évaluons alors nos indicateurs au niveau de ce code postal. S'il y a moins de 100 chômeurs dans le code postal, nous ne calculons pas d'indicateur de sortie du chômage. Le seuil est plus élevé que dans le cas du RMI car on souhaite éviter qu'il y ait trop de durées censurées. Les localités apparaissent alors en blanc dans nos cartes. On arrive à un total d'environ 12 000 unités géographiques représentant 30 631 communes avec la définition courante « sortie des listes ».

individuels. Ce fichier permet de suivre trois catégories de demandeurs d'emploi tout en intégrant les demandeurs en activité réduite :

- catégories 1 et 6 : recherche d'un CDI à plein-temps ;
- catégories 2 et 7 : recherche d'un CDI à temps partiel ;
- catégories 3 et 8 : recherche d'un CDD.

L'étude porte sur l'ensemble de ces catégories. Dans ce champ, nous avons retenu deux approches pour le calcul des durées de chômage et deux définitions de la sortie du chômage : la *définition courante* et la *définition récurrente* (cf. encadré 1).

Par ailleurs, le *FHS* contient une part importante de sorties, à peu près un tiers, qui correspondent à des absences à l'entretien ou à des radiations administratives. Or ces dernières ne correspondent à un accès à l'emploi que dans un cas sur deux. Pour tenir compte de ce problème nous avons retenu deux définitions polaires de la sortie du chômage. Avec ces définitions, les données permettent de recourir à des estimations de modèles de durée avec des effets fixes locaux en contrôlant par un grand nombre de variables explicatives.

Une grande disparité locale de l'accès à l'emploi au sortir du RMI

L'un des résultats principaux des traitements réalisés sur les données des deux sources réside dans la très forte hétérogénéité géographique des conditions d'accès à l'emploi. En moyenne, sur l'ensemble des communes françaises, les chances d'entrer en intéressement pour les allocataires du RMI sont de 15,8 % après 12 mois de séjour dans le dispositif. Mais, pour un quart des communes, elles dépassent 19,6 % et pour un dixième 24,1 %. À l'autre extrême, dans le quart des communes françaises où les entrées en intéressement sont les plus faibles, les transitions ne dépassent pas 11,4 % et elles sont mêmes inférieures à 7,9 % dans une localité sur dix. Ces différences sont importantes dans la mesure où une baisse de 4 points dans les entrées en intéressement au bout d'un an, lorsque les chances moyennes sont de 16 %, équivaut à deux ans en plus de durée moyenne de séjour dans le dispositif du RMI (2).

L'essentiel des transitions vers l'intéressement a lieu la première année. Les chances d'entrée

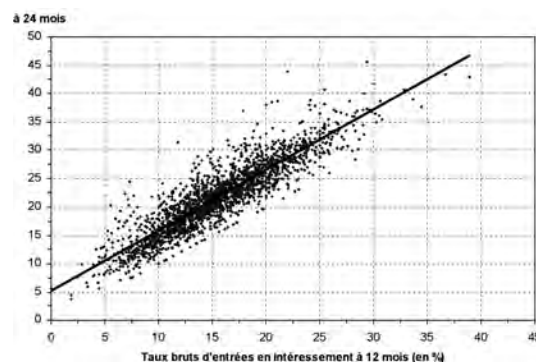
dans ce dispositif sont de 15,8 % la première année, un an plus tard elles sont inférieures à 22 %. La deuxième année de RMI a donc augmenté les chances de sortir de 6 points seulement. À nouveau, les différences entre les localités sont très marquées. Pour un quart des communes, les chances d'entrée en intéressement au bout de deux ans sont de 26,7 % et pour un dixième de 31,6 %. À l'autre extrême, dans le quart des communes française où les sorties du RMI sont les plus rares, les chances de passer dans le dispositif d'intéressement sont de 17 % et elles sont mêmes inférieures à 12,8 % dans une localité sur dix. Les disparités communales apparaissent légèrement moins fortes lorsque l'on observe les transitions à 24 mois plutôt qu'à 12 mois.

Les données de la Cnaf permettent de cartographier les taux d'entrée en intéressement à 12 et 24 mois. Les résultats sont assez proches dans les deux cas, dans la mesure où les taux bruts d'entrée en intéressement à 12 et 24 mois sont très corrélés, surtout si l'on se limite aux grandes unités spatiales (cf. graphique). Pour cette raison, dans cet article seules les cartes des sorties à 12 mois sont présentées.

Le résultat qui s'impose est l'impressionnante diversité locale des taux bruts d'entrée en intéressement des allocataires du RMI (cf. carte 1). La carte de France de l'accès à l'emploi au sortir

2. Sous l'hypothèse que la probabilité est constante dans le temps, la différence des durées moyennes est égale à : $1/0,12 - 1/0,16 = 2,08$.

Graphique
Taux bruts d'entrée en intéressement à 12 et 24 mois pour les localités comptant plus de 50 allocataires du RMI



Lecture : corrélation entre les taux bruts d'entrées en intéressement à 12 et 24 mois.
Champ : allocataires du RMI au second semestre 2001 suivis jusqu'en décembre 2003.
Source : estimations Solstice, CEE, à partir du fichier Fileas de la Cnaf.

du RMI apparaît très diversifiée. Il est fréquent de voir des communes parmi les plus propices à l'accès à l'emploi, jouxter des localités dont le taux d'entrée en intéressement est parmi les plus faibles.

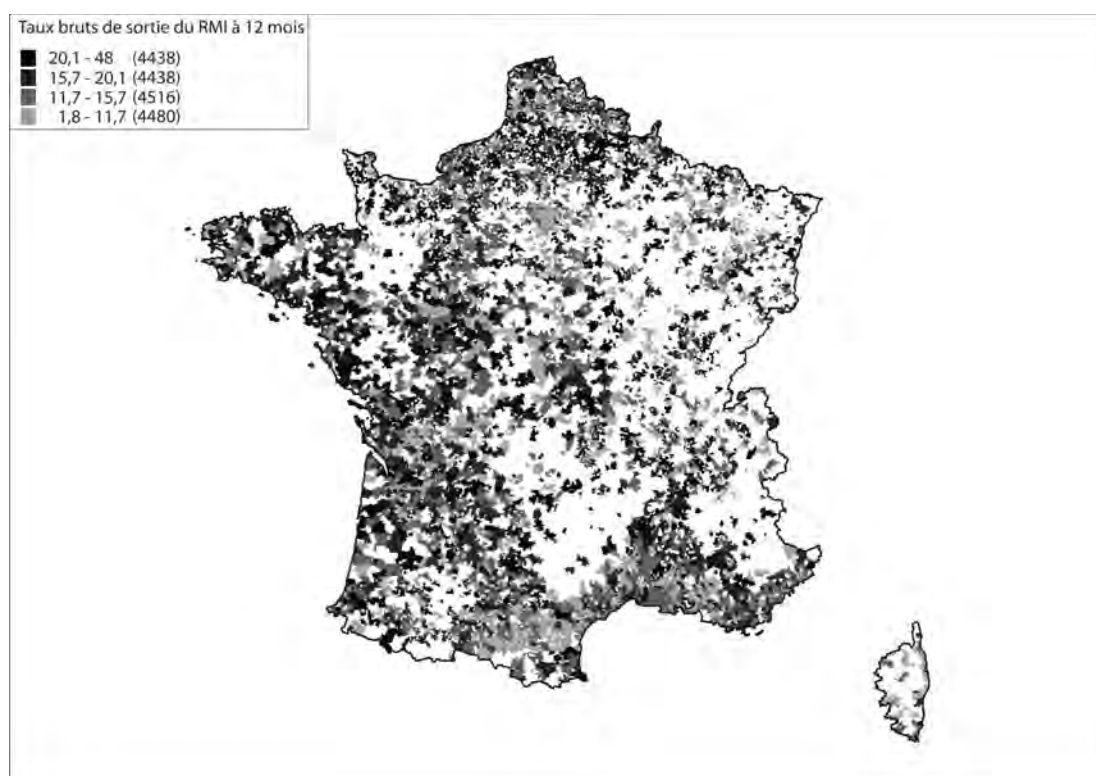
Cependant plusieurs régularités apparaissent. Il existe de larges zones de faibles taux d'accès à l'emploi pour les allocataires du RMI. C'est le cas sur la façade méditerranéenne, à l'est, de Marseille à Toulon, en Corse, et à l'ouest autour de l'Aude, de Foix à Carcassonne ; sur la façade Atlantique du sud de Bordeaux au Nord de Mont-de-Marsan ; en région parisienne, plus nettement avec un ensemble de faibles taux d'insertion au sortir du RMI dans la grande couronne parisienne.

Enfin certaines zones apparaissent non renseignées. Ce peut être le cas des zones de faible densité de population, ce qui induit une faible densité d'allocataires du RMI, d'où des regroupements éliminant de nombreuses communes de l'analyse. Cela peut également s'expliquer

par un fort taux de sortie du RMI et un faible niveau de recours au dispositif qui entraînent une faible présence d'allocataires du RMI dans les échantillons locaux. Il n'est pas possible de discriminer entre ces deux types d'explications sans avoir recours à des éléments statistiques extérieurs.

Des exploitations complémentaires ont été réalisées avec d'autres conventions de mesure de l'accès à l'emploi (Goujard, 2008). Si l'on observe tout d'abord les disparités spatiales des taux de sorties du RMI hors dispositifs d'intéressement, on retrouve les trois constats précédents : ampleur des zones non renseignées, fortes disparités locales et existence d'espaces assez larges de couleur uniforme. Dans le détail, les cartes coïncident mal, ce qui s'explique par le fait que les sorties du RMI hors intéressement agrègent des motifs de sortie très variés. Les sorties du RMI par l'intéressement correspondent massivement à des sorties en CES à l'extrême nord du territoire alors que la correspondance est moins nette ailleurs. Il y a une cor-

Carte 1
Taux bruts de sortie du RMI à 12 mois



Lecture : les taux d'entrée en intéressement sont calculés dans les communes de plus de 25 allocataires du RMI ou dans les communes regroupées en codes postaux de plus de 25 allocataires. La carte représente les quartiles de la distribution communale des taux d'entrée en intéressement. En noir, environ un quart des communes (4 438 communes), où les taux d'entrées en intéressement ont pu être calculés, présente un taux d'entrée en intéressement supérieur à 20,1 %. Les nombres de communes au sein de chaque quartile peuvent ne pas être égaux car des communes regroupées pour l'estimation ont ensuite été dégroupées pour la cartographie au niveau communal. Champ : 4 704 unités géographiques (communes ou codes postaux) représentant 17 872 communes. Source : estimations Solstice, CEE, à partir du fichier Fileas de la Cnaf.

relation positive mais faible entre la fréquence du recours au CES et le niveau des taux de sorties par intéressement. La gestion des CES contribue aux disparités locales des entrées en intéressement des allocataires du RMI, mais ne les explique pas à elle seule.

Les disparités spatiales des sorties du RMI sont à peu près deux fois plus fortes que celles des sorties du chômage

Pour mesurer les taux de sortie du chômage avec les données de l'ANPE, nous avons retenu une spécification de la durée du chômage à hasard proportionnel, avec un hasard de base de Weibull (cf. annexe 2). L'avantage de cette méthode est de permettre la prise en compte explicite des effets des caractéristiques individuelles par l'introduction de variables explicatives dans la spécification. Son principal inconvénient est d'imposer des restrictions sur le hasard de base. Nous avons donc vérifié que les coefficients estimés avec un modèle de Weibull, parfois présenté comme une technique rigide,

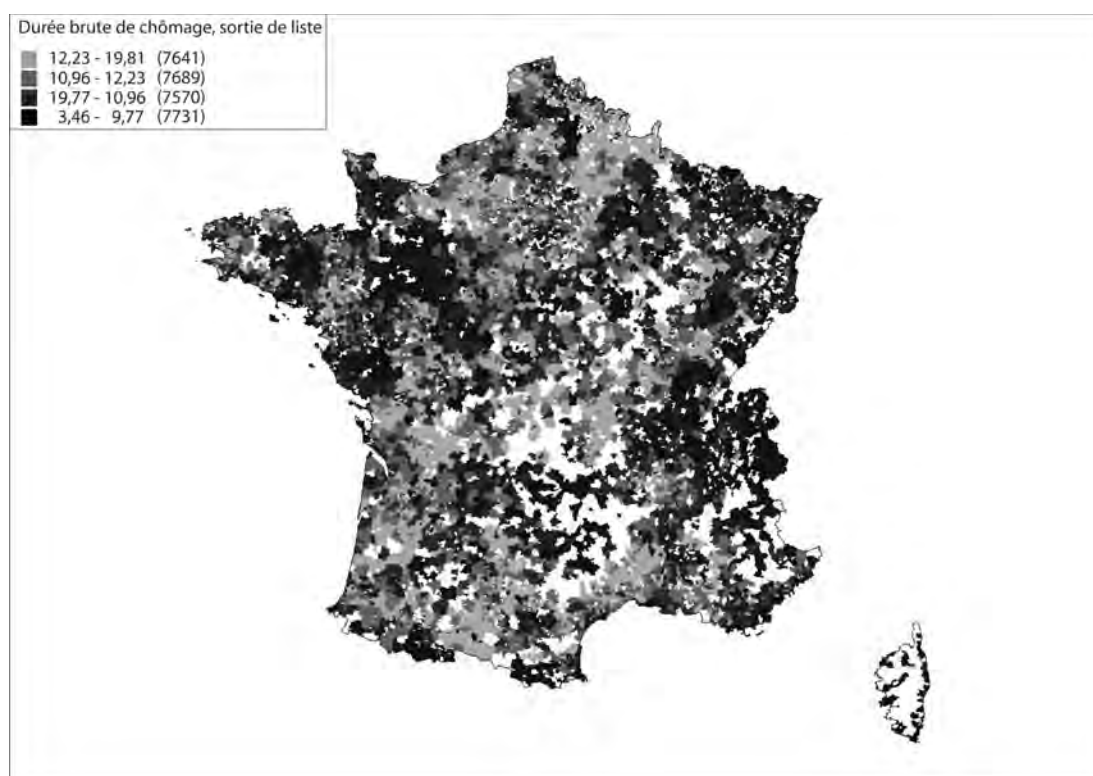
sont proches de ceux estimés avec d'autres techniques plus flexibles (modèle à hasard constant par intervalles et modèle de Cox).

Le recours aux estimations de modèles de durées sur les données du *fichier historique* de l'ANPE permet d'évaluer des taux bruts de sorties locaux à différents horizons de durée de chômage. Comme dans le cas du RMI, les résultats sont très proches à différents horizons.

Seules les dispersions spatiales des espérances de durées de chômage (qui résultent d'une conversion des taux de sortie en durée) sont représentées (cf. carte 2). Dans la moitié des communes de France, la durée de chômage est de 10,7 mois. Mais elle dépasse 11,9 mois dans le quart des communes où l'on demeure le plus longtemps au chômage. Elle est inférieure à 9,6 mois dans le quart des communes où l'on y reste le moins longtemps.

Une grande diversité apparaît au niveau local. Des communes ayant de très faibles taux de sortie du chômage jouxtent des communes avec de

Carte 2
Durées brutes moyennes de chômage



Lecture : les durées moyennes de sortie du chômage mesurées en mois ont été évaluées dans chaque commune à l'aide d'estimations de modèles de Weibull à effets fixes locaux. La carte représente les quartiles de la distribution communale de ces espérances de durée. En noir, un quart des communes (7 736 unités), où les durées de chômage ont pu être calculées, présente des espérances de durées de chômage inférieures à 9,77 mois. Les nombres de communes au sein de chaque quartile peuvent ne pas être égaux car des communes regroupées pour l'estimation ont ensuite été dégroupées pour la cartographie au niveau communal. Champ : 12 000 unités géographiques (communes ou codes postaux), représentant 3 0631 communes. Source : estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique statistique de l'ANPE.

forts taux de sortie. Toutefois, il existe également des ensembles de localités homogènes en termes de sortie du chômage qui agrègent un grand nombre de communes.

Plusieurs zones homogènes apparaissent propices à une sortie rapide du chômage et d'autres y semblent défavorables. Les quatre zones les plus favorables à une sortie rapide du chômage sont (cf. carte 2) :

- une zone comprenant Lyon, la frontière Suisse jusqu'au nord de Nice formant un vaste triangle sur la moitié des régions Rhône-Alpes et Provence-Alpes-Côte d'Azur ;
- une zone comprenant le nord des Pays de la Loire, la Mayenne et la Sarthe en débordant au nord sur la Basse-Normandie et à l'ouest sur l'Ille-et-Vilaine jusqu'à la banlieue-est de Rennes ;
- la façade Atlantique ;
- le Massif central.

Cette liste n'est pas exhaustive. D'autres zones homogènes de plus faible importance peuvent être mises en évidence, notamment en Picardie, du sud d'Arras à Montdidier en passant par l'est d'Amiens, ou en Alsace, entre Strasbourg et Mulhouse, ou encore en Corse où les faibles durées moyennes de chômage contrastent nettement avec les faibles entrées en intéressement observées dans le cas des allocataires du RMI (cf. carte 1).

À l'inverse, plusieurs zones affichent des scores d'accès à l'emploi uniformément faibles. Elles coïncident souvent, mais pas systématiquement, avec les espaces de faible fréquence de sortie du RMI :

- au nord, toute la frontière belge présente des taux de sortie de l'ANPE vers l'emploi uniformément faibles. La carte du RMI affiche des résultats plus contrastés ;
- l'agglomération parisienne présente des taux brut d'accès à l'emploi uniformément faibles et c'est le cas également dans la carte du RMI ;
- à l'ouest de Paris, la vallée de la Seine présente une grande uniformité de faibles taux de sortie de l'ANPE vers l'emploi. Les sorties du RMI sont plus diversifiées localement ;

- une grande partie du Calvados présente des taux de sortie de l'ANPE vers l'emploi très faibles, ce qui n'est pas le cas des taux brut du RMI, plus contrastés ;

- au sud, la façade méditerranéenne, de Narbonne à Marseille présente des taux de sortie du chômage faibles et il en va de même pour les sorties du RMI ;

- à l'ouest, au sud de Bordeaux, la façade Atlantique présente également de faibles taux de sortie vers l'emploi, sans que l'on retrouve la même concentration dans les chances de sortir du RMI.

En résumé, si les disparités locales sont manifestes, plusieurs zones géographiques présentent un profil uniformément favorable ou défavorable à l'accès à l'emploi. C'est parfois le cas, à la fois pour les sorties de l'ANPE et pour les entrées en intéressement des allocataires du RMI, sans que cela soit systématique. Ces régularités spatiales sont robustes quelle que soit la définition retenue pour mesurer les sorties du chômage. Que l'on retienne comme définition la reprise d'un emploi déclarée à l'ANPE ou celle de la pérennité des sorties du chômage en ne conservant que les sorties de plus de six mois (Duguet *et al.*, 2007), les zones uniformément favorables ou défavorables à la sortie du chômage sont les mêmes.

Il est intéressant de comparer les dispersions spatiales issues de différents indicateurs. Tout d'abord, on peut comparer les sorties du chômage avec les taux de chômage. Les taux de sortie du chômage issus de l'estimation de modèle de durée sont des données de flux dont la dispersion n'a pas de raison de correspondre avec celle des taux de chômage, qui sont des données de stock. Par exemple, dans le sud méditerranéen, les taux de chômage sont uniformément élevés alors que les taux de sortie sont plus contrastés. La frontière Est présente des taux de chômage faibles mais des taux de sorties différenciés. Dans la vallée de la Seine, les taux de sortie sont uniformément faibles alors que les taux de chômage sont plus contrastés.

On peut comparer ensuite les sorties du chômage et celles du RMI. On observe davantage de zones homogènes dans la carte des sorties de l'ANPE que dans celle des entrées en intéressement des allocataires du RMI. Dans l'ensemble, les disparités spatiales des sorties du RMI sont

à peu près deux fois plus fortes que celles des sorties du chômage.

Ces différences dans l'étendue des disparités locales du retour à l'emploi des deux populations considérées ne doivent pour autant pas être exagérées. Il existe globalement une corrélation positive entre les chances de sortir du RMI et les chances de sortir de l'ANPE, mais elle est plus faible que ce à quoi on aurait pu s'attendre, ce qui traduit la diversité des populations.

Le rôle des effets de composition sociodémographiques

Les constats précédents ont été établis sur la base des taux bruts d'accès à l'emploi et des durées brutes de chômage. Ils mélangent deux types d'effets : d'une part, la capacité du territoire local à susciter un retour à l'emploi et, d'autre part, la capacité individuelle des demandeurs d'emploi à retrouver un travail en fonction de leurs caractéristiques socio-économiques (âge, diplôme, qualification, etc.). Il est clair que la structure par âge, par sexe ou par qualification influence les chances de sortir du chômage. Il suffirait alors qu'un espace géographique présente une certaine homogénéité sur l'un de ces critères pour favoriser l'apparition d'un « effet de zone homogène ». De même, les disparités spatiales des taux bruts pourraient ne refléter que des écarts de composition sociodémographique et s'atténuer si on les neutralisait. En corrigeant par les effets de composition de la main-d'œuvre, il est théoriquement possible de transformer une zone homogène en zone hétérogène et réciproquement. Pour bien séparer les effets de territoire des effets individuels, un deuxième indicateur, le taux net d'accès à l'emploi est donc introduit ; il représente l'effet du territoire sur l'accès à l'emploi.

Le taux net d'accès à l'emploi et la « durée nette » correspondante, sont obtenus en estimant un modèle à effets fixes communaux. Ce modèle inclut, en plus des effets fixes de territoire, toutes les caractéristiques socio-économiques des demandeurs d'emploi, de sorte qu'il permet d'estimer un effet de territoire *toutes choses égales par ailleurs* (cf. encadré 2). En imposant la même structure (la moyenne nationale) aux populations des demandeurs d'emploi et des allocataires du RMI de toutes les unités territoriales étudiées, les durées nettes de chômage et taux nets d'entrée en intéressement

neutralisent toutes les différences de composition socioéconomique de la main-d'œuvre. Ce mode de calcul permet de faire ressortir l'effet de territoire et de rendre les taux et durées nets des différentes unités territoriales directement comparables.

Les déterminants individuels du retour à l'emploi des allocataires du RMI et leurs disparités spatiales

Pour évaluer les taux nets d'entrée en intéressement des allocataires du RMI, on a estimé un modèle logistique multinomial au niveau départemental (cf. tableau 2). La situation des allocataires du RMI à chaque date d'observation du fichier *Fileas* correspond à une variable qualitative non ordonnée à trois modalités : entrée en intéressement, sortie pour motif non observé et absence de sortie.

La situation familiale joue un rôle important. Les femmes célibataires sans enfant se retrouvent relativement plus souvent que les hommes célibataires dans l'intéressement plutôt que dans d'autres types de sorties. De même, les couples, qu'ils aient ou non des enfants, ont plus de chances que les hommes isolés de se retrouver en intéressement plutôt que dans d'autres types de sorties du RMI.

Les chances de transitions vers l'intéressement ou vers des sorties du RMI pour motif non observé diminuent globalement avec l'âge, relativement moins vite pour les entrées en intéressement que pour les motifs de sorties non observés. La durée passée précédemment au RMI a un effet similaire. Les chances de transitions diminuent avec l'ancienneté préalable dans le dispositif, mais la diminution de la probabilité d'entrée en intéressement est relativement plus lente que celle des autres types de sorties. En outre, le nombre d'enfants crée d'autres écarts dans les comportements des foyers allocataires. Les personnes ayant des enfants sortent moins vite du RMI que les personnes sans enfant. L'effet négatif est particulièrement fort à partir de trois enfants ou avec un (des) enfant(s) de moins de trois ans.

La nationalité semble n'avoir que peu d'effet, tant sur l'intéressement que sur les autres types de sortie. En revanche, le revenu net de l'année antérieure, même s'il est difficile à interpréter directement, puisqu'introduit conjointement avec l'ancienneté préalable au RMI, semble avoir un impact sur la proximité de l'allocation.

taire à l'emploi. Ainsi plus ce revenu est élevé, plus les chances d'entrer en intéressement sont importantes. Enfin, la situation par rapport au logement est un dernier facteur important. Les allocataires locataires, ou bénéficiant d'une aide au remboursement d'un emprunt immobilier, entrent plus fréquemment en intéressement que les autres. Cette différence relative est particulièrement nette dans le cas des sorties par l'intéressement. Dans le cas des situations à 12 mois,

la probabilité d'entrer en intéressement par rapport à celle de rester dans le dispositif du RMI augmente pour les personnes ayant un logement, relativement à celles n'en ayant pas.

Cet ensemble de déterminants individuels est susceptible de produire des effets de composition et d'expliquer les différences de taux bruts d'entrée en intéressement entre communes. Le calcul de taux nets d'entrée en intéressement

Tableau 2
Résultats des estimations des modèles logistiques multinomiaux sur les transitions des allocataires du RMI

	Moyenne nationale (1)	Transitions à 12 mois			
		Entrées en intéressement		Autres sorties	
		Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Constante	1	- 1,777	0,082	0,295	0,065
<i>Célibataire homme</i>	39,9	Réf.		Réf.	
Célibataire femme sans enfant	19,1	0,244	0,011	0,019	0,009
Célibataire femme avec enfant(s)	24,4	0,204	0,035	- 0,156	0,027
Couple sans enfant	3,1	0,366	0,023	0,062	0,019
Couple avec enfant(s)	13,5	0,484	0,036	- 0,103	0,028
Âge	37,7	0,052	0,004	- 0,015	0,003
Âge au carré divisé par 100	15	- 0,119	0,006	- 0,02	0,004
<i>Nationalité française</i>	86,3	Réf.		Réf.	
Autres nationalités	13,7	0,017	0,013	0,058	0,01
<i>Pas d'enfant</i>	60,6	Réf.		Réf.	
Un seul enfant	16,9	0,007	0,035	- 0,077	0,027
Deux enfants	11,6	- 0,161	0,036	- 0,124	0,028
Trois enfants ou plus	11	- 0,413	0,037	- 0,191	0,029
<i>Pas d'enfant de moins de 3 ans</i>	93,3	Réf.		Réf.	
Enfant de moins de 3 ans	6,7	- 0,100	0,019	0,187	0,015
<i>Moins de 6 mois passés au RMI (M)</i>	26,2	Réf.		Réf.	
M ∈] 6 ; 12 mois]	9,2	- 0,303	0,014	- 0,233	0,011
M ∈] 12 ; 24 mois]	13,2	- 0,471	0,013	- 0,394	0,01
M ∈] 24 ; 36 mois]	10,8	- 0,554	0,015	- 0,469	0,012
M > 36 mois	40,6	- 0,844	0,011	- 0,796	0,009
<i>Revenu (R) de l'année antérieure nul</i>	39,2	Réf.		Réf.	
R ∈] 0 ; 1 405 euros]	9,2	0,514	0,015	0,257	0,013
R ∈] 1 405 ; 2 908 euros]	13,2	0,581	0,015	0,389	0,013
R ∈] 2 908 ; 4 487 euros]	10,8	0,641	0,015	0,443	0,013
R ∈] 4 487 ; 6 710 euros]	40,6	0,743	0,014	0,612	0,012
R > 6 710 euros	9,2	0,856	0,016	0,880	0,013
Revenu inconnu	13,2	0,471	0,015	0,310	0,011
<i>Allocataire ne payant pas de loyer</i>	44,8	Réf.		Réf.	
Allocataire payant un loyer ou étant propriétaire de son logement	55,2	0,302	0,011	0,022	0,008
1. Il s'agit de la moyenne nationale des variables. Celle-ci est exprimée en pourcentages sauf dans le cas de l'âge et de l'âge au carré divisé par 100.					

Lecture : les résultats présentés synthétisent les 96 estimations départementales. La méthode des moindres carrés asymptotiques (MCA) a été utilisée. Chaque paramètre estimé au niveau départemental a ainsi été pondéré par l'inverse de sa variance afin d'obtenir la combinaison linéaire de variance minimale. La modalité de référence du logit multinomial est l'absence de sortie du RMI. Pour chacune des variables explicatives qualitatives, les paramètres s'interprètent par double différence. Un paramètre donné représente ainsi le signe de l'accroissement du rapport des chances entre la transition considérée (entrée en intéressement ou autres sorties) et la modalité absence de sortie, par rapport à chaque catégorie de référence (les hommes isolés pour la situation maritale, le fait de ne pas en avoir pour le nombre d'enfants, etc.). Le coefficient positif du coefficient de l'indicatrice « Célibataire femme sans enfant » signifie que cette catégorie a, toutes choses égales par ailleurs, une probabilité plus forte que les célibataires hommes de passer par l'intéressement plutôt que de rester au RMI.

Champ : allocataires du RMI au second semestre 2001 suivis jusqu'en décembre 2003.

Source : estimations Solstice, CEE, à partir du fichier Fileas de la Cnaf.

neutralise cette influence. Mais en pratique, les dispersions des deux distributions sont très proches. La densité des taux nets est presque aussi inégale que celle des taux bruts et les différences entre les taux bruts et nets expliquent moins de 10 % de la variance des taux bruts de sorties à 12 mois. En d'autres termes, même en contrôlant des effets de composition dus aux différences de population, une grande partie de la variance spatiale observée dans les taux bruts demeure.

Au niveau local, les principaux résultats obtenus pour les taux bruts demeurent valides (cf. carte 3). D'une part, on retrouve la grande diversité locale des chances de sortir du RMI. D'autre part, on relève à nouveau des régularités spatiales de niveau supra-communales, avec de larges zones plus uniformes où les taux de sortie du RMI sont faibles partout, notamment sur la façade méditerranéenne, autour de Marseille, sur la façade Atlantique au sud de Bordeaux, ou encore en région parisienne.

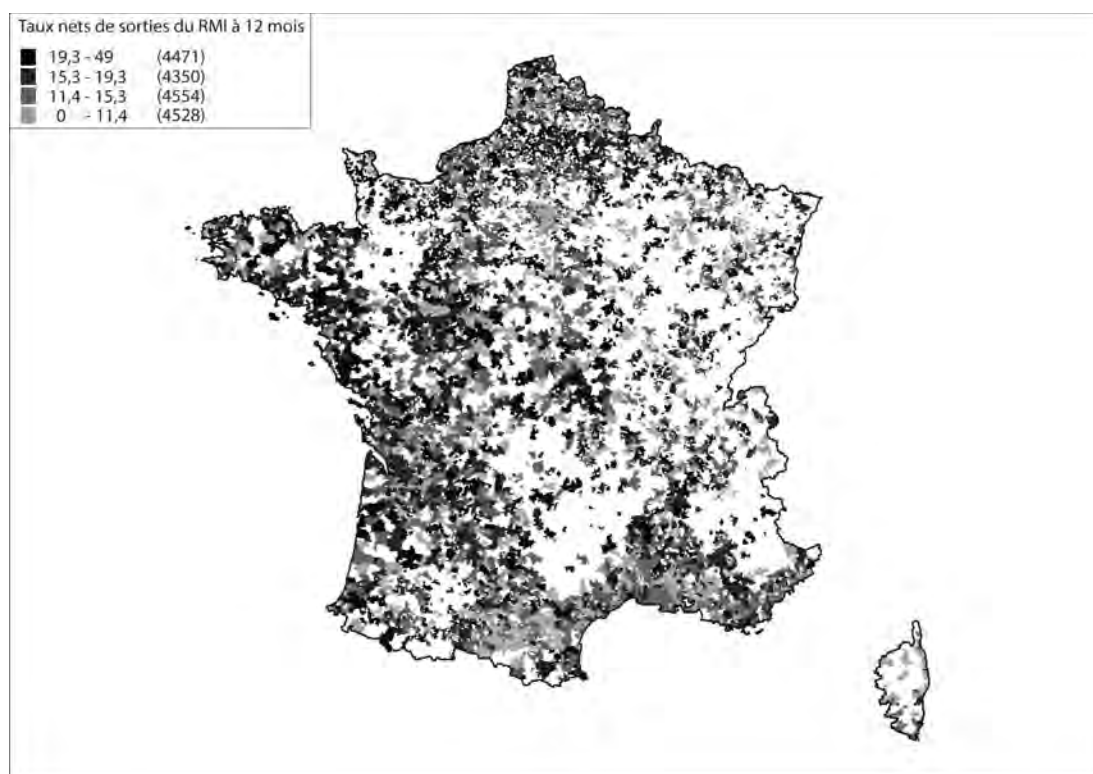
Les déterminants individuels de la sortie du chômage et leurs disparités spatiales

Il importe maintenant de vérifier si ces conclusions sont confirmées dans le cas des sorties du chômage (cf. encadré 2 et tableau 3).

La probabilité de retrouver un emploi, toutes choses égales par ailleurs, décroît avec le temps (cas $\alpha < 1$, cf. annexe 2). Viennent ensuite les caractéristiques du demandeur. Tout d'abord, la probabilité de sortir du chômage est fortement décroissante avec l'âge. Les jeunes qui ont un taux d'entrée en chômage très supérieur aux adultes, ont aussi un taux de sortie plus élevé, toutes choses égales par ailleurs. Les chômeurs âgés ont en revanche un taux de sortie plus faible et une durée du chômage nettement plus longue.

Ensuite, le niveau de formation initiale génère des différences importantes de durée du chômage. Par rapport au cas le plus répandu (école

Carte 3
Taux nets d'entrée en intéressement des allocataires du RMI à 12 mois



Lecture : les taux nets d'entrée en intéressement sont calculés dans les communes de plus de 25 allocataires du RMI ou dans les communes regroupées en codes postaux de plus de 25 allocataires. Ils sont calculés comme si la structure de la population de chaque commune était identique à celle de la moyenne nationale. La carte représente les quartiles de la distribution communale des taux d'entrée en intéressement. En noir, un quart des communes (4 471 communes) où les taux d'entrées en intéressement ont pu être calculés présente un taux d'entrée en intéressement supérieur à 19,3 %. Les nombres de communes au sein de chaque quartile peuvent ne pas être égaux car des communes regroupées pour l'estimation ont ensuite été dégroupées pour la cartographie au niveau communal. Champ : 4 704 unités géographiques (communes ou codes postaux) représentant 17 872 communes. Source : estimations Solstice, CEE, à partir du fichier Fileas de la Cnaf.

Tableau 3

Les déterminants de la durée du chômage : estimation par les moindres carrés asymptotiques

	Définition courante				Définition avec récurrence			
	Sortie des listes		Retour à l'emploi		Sortie des listes		Retour à l'emploi	
	Coeffi- cient	Écart- type	Coeffi- cient	Écart- type	Coeffi- cient	Écart- type	Coeffi- cient	Écart- type
α	0,931	0,000	0,858	0,001	0,910	0,001	0,830	0,001
Âge	- 0,018	0,000	- 0,033	0,000	- 0,011	0,000	- 0,029	0,000
<i>Recherche CDI</i>	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
CDD	- 0,287	0,003	- 0,383	0,006	- 0,194	0,004	- 0,289	0,007
Saisonnier	- 0,039	0,003	- 0,138	0,005	0,032	0,003	- 0,099	0,006
<i>Diplôme Niveau VI</i>	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Niveaux I et II	0,019	0,003	0,368	0,006	0,118	0,004	0,539	0,007
Niveau III	0,049	0,003	0,365	0,005	0,126	0,003	0,503	0,006
Niveau IV	- 0,022	0,002	0,177	0,005	0,026	0,003	0,271	0,005
Niveau V	- 0,048	0,002	0,064	0,004	- 0,044	0,002	0,103	0,004
<i>Sans enfant</i>	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
1 enfant	- 0,079	0,002	0,001	0,004	- 0,065	0,002	0,044	0,004
2 enfants	- 0,078	0,002	0,193	0,004	- 0,072	0,003	0,223	0,005
3 enfants et plus	- 0,054	0,003	0,196	0,005	- 0,072	0,003	0,203	0,006
<i>Homme</i>	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Femme	- 0,067	0,002	- 0,200	0,003	- 0,086	0,002	- 0,169	0,003
<i>Non handicapé</i>	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Handicapé	- 0,271	0,003	- 0,484	0,006	- 0,292	0,004	- 0,386	0,007
<i>Célibataire, veuf</i>	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Divorcé ou séparé	0,038	0,003	0,005	0,005	0,009	0,003	0,008	0,006
Marié ou vie maritale	- 0,010	0,002	- 0,016	0,003	0,006	0,002	0,039	0,004
<i>Code ROME</i>	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
<i>ROME : 11 Service aux pers. et à collectivité</i>	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
12 : Serv. administratifs et commerciaux	0,002	0,002	0,018	0,005	- 0,046	0,003	- 0,045	0,006
13 : Hôtellerie-Restaurant	0,305	0,003	0,471	0,006	0,204	0,004	0,294	0,007
14 : Distribution et vente	0,109	0,002	0,103	0,005	0,056	0,003	0,001	0,006
21 : Arts et spectacle	- 0,517	0,005	- 0,981	0,012	- 0,560	0,006	- 1,030	0,014
22 : Formation initiale et continue	- 0,085	0,006	- 0,127	0,010	- 0,105	0,006	- 0,174	0,011
23 : Intervention soc., développement local	0,025	0,004	- 0,019	0,007	- 0,009	0,005	- 0,089	0,009
24 : Prof. santé paramédical	0,193	0,006	0,269	0,010	0,227	0,006	0,283	0,011
31 : Prof. santé médical	0,008	0,012	0,080	0,020	- 0,001	0,013	0,025	0,022
32 : Cadres administratifs, communicat., informatique	- 0,087	0,004	- 0,143	0,007	- 0,102	0,005	- 0,178	0,008
33 : Cadres commerciaux	- 0,054	0,005	- 0,064	0,008	- 0,062	0,005	- 0,102	0,009
41 : Agriculture et pêche	0,102	0,004	0,222	0,008	0,063	0,005	0,155	0,010
42 : BTP et extraction	0,183	0,003	0,282	0,007	0,126	0,004	0,167	0,008
43 : Transport et logistique	0,005	0,003	0,051	0,006	- 0,022	0,003	0,007	0,007
44 : Mécanique, électricité, électronique	0,035	0,003	0,050	0,007	- 0,003	0,004	- 0,025	0,008
45 : Industries de process	- 0,099	0,005	- 0,059	0,009	- 0,123	0,006	- 0,133	0,010
46 : Autres industries	- 0,025	0,006	0,047	0,011	- 0,052	0,007	- 0,032	0,014
47 : Personnel artisanal	0,191	0,005	0,267	0,009	0,152	0,006	0,179	0,011
51 : Maîtrise industrielle	0,094	0,014	- 0,023	0,025	0,100	0,016	- 0,051	0,028
52 : Techniciens industriels	0,017	0,005	- 0,035	0,008	- 0,001	0,005	- 0,061	0,009
53 : Cadres techniques industrie	0,048	0,006	0,046	0,010	0,071	0,006	0,049	0,011
61 : Maîtrise, techniciens, cadres tech. hors industrie	0,129	0,005	0,158	0,009	0,095	0,006	0,106	0,011
<i>Licenciement économique</i>	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Autre licenciement	0,056	0,003	- 0,046	0,005	0,042	0,003	- 0,097	0,006
Démission	0,549	0,003	0,446	0,006	0,453	0,004	0,285	0,007
Fin de contrat	0,327	0,003	0,492	0,005	0,286	0,003	0,363	0,005
Fin d'intérim	0,315	0,003	0,283	0,006	0,230	0,004	0,071	0,007
Première entrée	0,613	0,004	0,458	0,007	0,563	0,004	0,312	0,007
Reprise après plus de 6 mois	0,537	0,004	0,412	0,009	0,514	0,005	0,316	0,009
Autre cas	0,408	0,003	0,242	0,005	0,400	0,003	0,173	0,006
<i>Manœuvre et O.S.</i>	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Ouvrier qualifié	0,026	0,003	0,164	0,005	0,053	0,003	0,219	0,006
Employé non qualifié	- 0,011	0,003	- 0,049	0,005	0,002	0,003	- 0,027	0,007
Employé qualifié	- 0,026	0,003	0,121	0,005	0,022	0,003	0,197	0,006
Technicien, agent de maîtrise	- 0,007	0,004	0,180	0,007	0,064	0,004	0,292	0,008
Cadre	- 0,043	0,004	0,115	0,008	0,025	0,005	0,230	0,009

primaire, abandon en secondaire), toutes les formations amènent à une durée du chômage plus faible. Dans l'ensemble, plus le niveau de diplôme est élevé, plus l'accès à l'emploi est rapide, même si cette relation est moins nette pour les sorties des listes.

Un autre déterminant important est le motif d'entrée en chômage. Les situations les plus défavorables à l'accès à l'emploi sont les licenciements et la fin d'intérim. Par rapport à ces situations, les primo-entrants, les personnes en situation de fin de contrat, de démission et de reprise après une absence de plus de six mois, ont beaucoup plus de chances de retrouver un emploi.

Reste l'activité exercée qui génère des effets souvent comparables à ceux de la formation. Les métiers qui mènent à la durée de chômage la plus courte sont ceux de l'hôtellerie-restauration, de l'agriculture-pêche, du BTP, du paramédical et de l'artisanat. Inversement, la durée la plus longue se retrouve dans les métiers des arts et spectacles, de la formation et pour les cadres.

La situation personnelle donne lieu, en moyenne, à des écarts plus faibles de sortie du chômage. Les hommes restent moins longtemps au chômage que les femmes et les personnes avec deux enfants à charge seraient favorisées (par rapport aux personnes sans enfants et à celles qui en ont plus). La situation matrimoniale joue faiblement, en favorisant très légèrement

les personnes mariées et veuves. La nationalité joue de manière importante : les citoyens de l'Union européenne ont la même durée passée au chômage que les citoyens français, alors que les citoyens des autres pays sont fortement désavantagés. Ce dernier effet peut provenir du fait qu'une partie non négligeable des emplois est réservée à des nationaux ou à des citoyens de l'Union européenne. Enfin, le fait d'être handicapé augmente également la durée du chômage.

Le type de contrat recherché génère des écarts importants. La durée de chômage la plus courte concerne les CDI à plein temps, suivis par les CDD. Le type d'emploi le plus difficile à obtenir est le CDI à temps partiel. Le motif d'inscription joue également un rôle important. Celui qui est associé à la durée de chômage la plus faible est la fin de contrat. Les cas les plus défavorables sont les licenciements autres qu'économiques, les licenciements économiques et les premières entrées sur le marché du travail. Les autres variables sont reliées au mode d'indemnisation et à la situation personnelle. Telle est le cas de l'indicatrice d'inscription au RMI. La durée passée au chômage par les Rmistes est plus forte, toutes choses égales par ailleurs (3).

La qualification des travailleurs nécessite une interprétation plus détaillée, car le résultat

3. L'effet de la formation et de la situation personnelle a donc déjà été pris en compte quand on étudie l'effet spécifique de la variable de RMI.

Tableau 3 (suite)

	Définition courante				Définition avec récurrence			
	Sortie des listes		Retour à l'emploi		Sortie des listes		Retour à l'emploi	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
<i>Pas de RMI dans les 3 mois précédents</i>	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
RMI dans les 3 mois précédents	- 0,187	0,002	- 0,426	0,005	- 0,195	0,003	- 0,403	0,006
<i>Recherche temps plein</i>	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Recherche temps partiel	- 0,201	0,002	- 0,512	0,004	- 0,113	0,002	- 0,429	0,005
<i>Nationalité française</i>	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Union européenne 15	0,067	0,005	0,066	0,009	0,093	0,006	0,090	0,010
Hors Union européenne 15	- 0,010	0,002	- 0,229	0,006	- 0,156	0,003	- 0,401	0,007

Lecture : estimation du modèle de Weibull par le maximum de vraisemblance. Les paramètres indiqués sont ceux de la fonction de hasard (i.e. du taux de sortie instantané du chômage). Les résultats présentés synthétisent plus de 100 estimations menées au niveau infra départemental. La méthode des moindres carrés asymptotiques (MCA) a été utilisée. Chaque paramètre estimé au niveau infra départemental a ainsi été pondéré par l'inverse de sa variance afin d'obtenir la combinaison linéaire de variance minimale. Comme les variables explicatives sont qualitatives, les coefficients indiquent les écarts de probabilité instantanée de sortie du chômage par rapport à la modalité de référence (indiquée par Réf.), toutes choses égales par ailleurs. Ces coefficients peuvent s'interpréter en pourcentages. Ainsi, pour la définition de retour à l'emploi sans récurrence, donnée dans la deuxième colonne d'estimations, un demandeur d'emploi ayant un diplôme de niveau I ou II (second et troisième cycles universitaires) a 36,8 % de chance en plus de retrouver un emploi qu'un demandeur ayant un diplôme de niveau VI (brevet des collèges ou sans diplôme). Les femmes ont 20 % de chances en moins de retrouver un emploi que les hommes.

Champ : demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE entre le 1^{er} juillet 2001 et le 30 juin 2002.

Source : estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique statistique de l'ANPE.

dépend de la définition du chômage retenue. Globalement, la qualification génère des écarts peu importants mais néanmoins significatifs. La durée de chômage est plus longue pour les employés non qualifiés et les manœuvres, et plus courte pour les ouvriers hautement qualifiés, les techniciens et les agents de maîtrise. Les cadres se situent à un niveau comparable à celui des employés qualifiés et des ouvriers qualifiés. Plus précisément, avec une optique de « sortie des listes » de l'ANPE, les résultats sont étonnants. Soit la qualification réduirait la sortie du chômage, soit elle ne jouerait quasiment pas sur la sortie du chômage. En revanche, avec une définition de type « reprise d'emploi », le résultat s'inverse et la qualification a un effet positif fort sur la sortie du chômage, ce qui est plus conforme aux attentes.

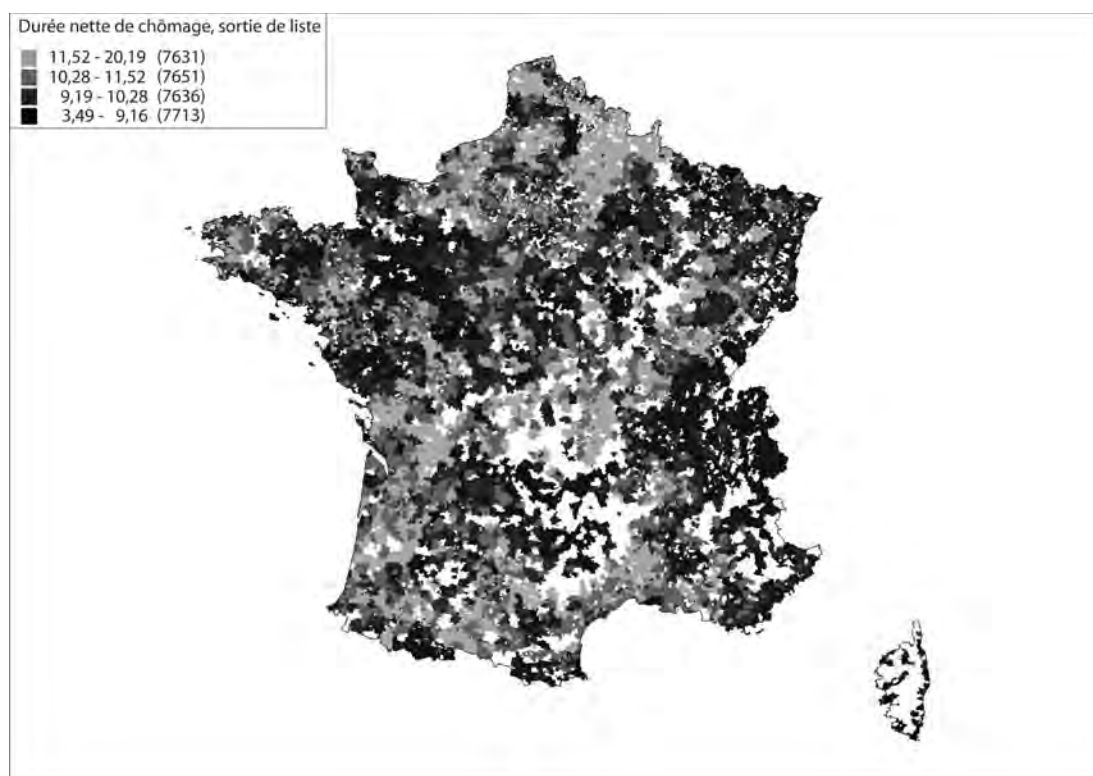
Le critère de la récurrence du chômage a, quant à lui, peu d'influence sur les effets des caractéristiques individuelles. Le fait de raisonner sur un retour après au moins six mois ou sur

la première sortie du chômage n'a qu'un effet d'échelle dans les estimations des taux de sortie, mais n'affecte pas les résultats relatifs. Les taux de sortie sont plus faibles pour tous les chômeurs quand on impose que leur sortie doit durer au moins six mois, mais cela ne modifie presque pas les écarts entre les différents types de demandeurs d'emploi. Les estimations sont très proches avec ou sans prise en compte de la récurrence.

Au niveau local, comme dans le cas du RMI, les taux nets de sortie du chômage sont d'une grande diversité entre des localités très proches, sur tout le territoire (cf. carte 4).

La liste de ces « zones homogènes » comporte peu de changements, ce qui signifie que leur existence ne s'explique pas par des effets de composition sociodémographique de la main-d'œuvre. D'ailleurs, les cartes des taux nets sont globalement très proches de celles des taux bruts. Parmi les zones qui présentent uniformé-

Carte 4
Durées nettes moyennes de chômage



Lecture : les « durées nettes » sont établies en calculant l'espérance des durées de chômage en mois que la localité aurait si sa population avait la même structure que celle de la France entière (en neutralisant l'effet du sexe, de l'âge, de la nationalité, de la situation matrimoniale, du nombre d'enfants, du plus haut diplôme obtenu, handicap, du type de contrat recherché, du métier recherché (code ROME), du motif de perte d'emploi, de la perception du RMI et de la durée du travail en cas d'activité réduite). La carte représente les quartiles de la distribution communale de ces espérances de durée. En noir, un quart des communes (7 713 communes), où les durées de chômage ont pu être calculées, présente des espérances de durées de chômage inférieures à 9,16 mois. Les nombres de communes au sein de chaque quartile peuvent ne pas être égaux car des communes regroupées pour l'estimation ont ensuite été dégroupées pour la cartographie au niveau communal.

Champ : 12 000 unités géographiques (communes ou codes postaux), représentant 3 0631 communes.

Source : estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique statistique de l'ANPE.

ment des taux élevés de sortie du chômage, les principales sont dispersées sur tout le territoire, avec une prédominance aux frontières (à l'exception de la frontière belge) :

- au sud-est, le triangle Lyon / Thonon-les-Bains / Nice, le long des frontières suisse puis italienne ;
- au nord-est, un peu plus nettement que pour les taux bruts, le long de la frontière allemande, de Mulhouse jusqu'à Thionville ;
- au nord, la vallée de la Somme ;
- au nord-ouest, le périmètre entre Pays de la Loire et Normandie ;
- l'ouest, au sud de Nantes, entre Loire-Atlantique et Vendée ;
- une partie du Massif central ;
- au sud-ouest, de Pau et Tarbes jusqu'aux Pyrénées espagnoles ;
- au sud, le Roussillon, de Béziers jusqu'en Andorre.

Ces zones représentent au total l'équivalent d'un quart du territoire métropolitain. Il en va de même pour les zones où les chances de sortir du chômage sont uniformément faibles :

- au nord, la frontière belge au sud de Lille en s'enfonçant par la Picardie jusqu'à la grande couronne parisienne ;
- l'agglomération parisienne ;
- le grand ouest parisien en remontant la vallée de la Seine ;
- le grand Caen ;
- la Bretagne entre Côtes d'Armor et Finistère ;
- au centre ouest, un axe La Rochelle / Niort / Poitiers ;
- un autre axe un peu plus au sud, Angoulême / Limoges / Guéret ;
- au sud-ouest, de Mont-de-Marsan au sud de Bordeaux ;
- au sud-ouest, une zone Toulouse / Agen / Castres / Montauban.

Sortir du RMI et sortir du chômage : deux logiques spatiales

De façon constante les sorties du RMI sont plus dispersées spatialement que les sorties de l'ANPE (cf. tableau 4). Quelle que soit la convention retenue pour les sorties du chômage (sorties des listes ou reprises d'emploi déclarées, avec ou sans prise en compte de la pérennité des sorties), l'indicateur et l'existence ou non d'un contrôle par les caractéristiques observables des chômeurs ou des allocataires du RMI (passage du taux net au taux brut), on relève une plus grande dispersion de la distribution communale des sorties du RMI. Il y a donc beaucoup plus d'inégalités territoriales pour les sorties du RMI que pour les sorties du chômage.

Concernant les seules sorties de l'ANPE, celles qui sont consécutives à une reprise d'emploi déclarée sont toujours plus dispersées géographiquement que les sorties tous motifs confondus. Cela est vrai sur les durées nettes comme sur les durées brutes et que l'on prenne ou non en compte la pérennité des sorties. En d'autres termes, les sorties associées à une déclaration de reprise d'emploi sont moins uniformes sur le territoire que les autres motifs de sorties des listes de l'ANPE (notamment des reprises d'emploi non déclarée comme telles à l'Agence). Les motifs de non déclaration des sorties des listes à l'ANPE sont donc des facteurs d'homogénéisation des territoires.

Les sorties durables de l'ANPE (de plus de six mois) sont toujours moins dispersées dans l'espace que l'ensemble des sorties, quelle que soit leur pérennité. Cela est vrai pour toutes les définitions des sorties et que l'on contrôle ou non par les caractéristiques observables des chômeurs (*i.e.* le constat est maintenu sur les durées nettes et les durées brutes).

Enfin, la dispersion est globalement la même avec ou sans contrôle des caractéristiques individuelles des chômeurs ou des allocataires du RMI. Quel que soit l'indicateur, coefficient de variation ou variation interquartile relative, il y a un peu d'écart entre les taux bruts et les taux nets. Cela est vrai pour les entrées en intéressement des allocataires du RMI comme pour les sorties du chômage, quelle que soit la convention. Ce constat illustre le fait que les caractéristiques individuelles des allocataires du RMI ou des demandeurs d'emploi n'expliquent pas ou peu les différences spatiales des chances de retour à l'emploi.

Les autres déterminants des inégalités territoriales d'accès à l'emploi

Nous concentrons l'analyse sur les durées locales de chômage issues des estimations faites à partir des données de l'ANPE et plus précisément sur les « durées nettes ». Elles correspondent aux durées moyennes de chômage d'une commune, en faisant l'hypothèse que la composition sociodémographique des demandeurs d'emploi y est la même que pour la France entière. Si la structure sociodémographique des demandeurs d'emploi n'explique pas les inégalités territoriales dans l'accès à l'emploi, quelles en sont les causes ? Nous avons effectué des estimations où les durées nettes de retour à l'emploi sont expli-

quées par un ensemble d'indicateurs locaux et supra-locaux construits pour l'essentiel à partir des données du recensement de 1999. Trois ensembles de déterminants sont étudiés : le dynamisme local de la demande de travail ; l'accessibilité des emplois ; les effets de ségrégation sociale. Les estimations ont été réalisées pour chacune des définitions de la sortie du chômage (sortie des listes ou reprise d'emploi déclarée).

Les inégalités territoriales de durée du chômage reflètent des différences de dynamisme au niveau du tissu productif local. La localisation des activités économiques dans l'espace, les structures productives, la concentration sectorielle des entreprises, différencient fortement

Tableau 4
Comparaison des disparités locales entre les deux populations

A – Taux bruts de sortie à 12 mois

	Taux bruts d'entrée en intéressement des allocataires du RMI (en %)	Durées brutes avant une sortie de l'ANPE (en mois)			
		Sorties simples		Sorties durables	
		Sortie des listes	Reprise d'emploi	Sortie des listes	Reprise d'emploi
Premier quartile (P25)	11,62	9,51	21,03	14,80	36,33
Troisième quartile (P75)	20,00	11,47	32,41	17,31	52,18
Médiane (P50)	15,62	10,67	26,48	16,10	44,63
Moyenne	16,10	10,73	27,34	16,14	45,78
Écart-type	6,32	1,82	8,97	2,39	11,66
Variation interquartile (P75-P25)/P50	0,54	0,22	0,43	0,19	0,38
Coefficient de variation (écart-type/moyenne)	0,39	0,17	0,33	0,15	0,29

B – Taux nets de sortie à 12 mois

	Taux nets d'entrée en intéressement des allocataires du RMI (en %)	Durées nettes avant une sortie de l'ANPE (en mois)			
		Sorties simples		Sorties durables	
		Sortie des listes	Reprise d'emploi	Sortie des listes	Reprise d'emploi
Premier quartile (P25)	11,31	9,09	20,30	14,14	37,53
Troisième quartile (P75)	19,28	11,41	31,42	16,91	53,30
Médiane (P50)	15,20	10,20	25,36	15,37	46,53
Moyenne	15,58	10,29	26,41	15,54	47,01
Écart-type	6,16	1,78	8,42	2,37	11,76
Variation interquartile (P75-P25)/P50	0,52	0,23	0,44	0,21	0,39
Coefficient de variation (écart-type/moyenne)	0,39	0,17	0,32	0,15	0,28

Lecture : la première colonne présente la distribution des taux d'entrées en intéressement des allocataires du RMI. Avant contrôle par les variables observables, un quart des communes présente un taux annuel d'entrées en intéressement inférieur à 11,62 % (Tableau 4A). Après avoir fixé la composition communale des caractéristiques observables des allocataires du RMI à la moyenne nationale, un quart des communes conservent un taux d'entrées en intéressement inférieur à 11,31 % (tableau 4B). Les quatre colonnes s'interprètent de la même manière pour les durées de chômage. La durée de chômage n'excède pas 9,51 mois dans un quart des communes françaises tandis qu'à caractéristiques des demandeurs d'emploi fixées à la moyenne nationale, ce chiffre s'élève à 9,09 mois.

Champ : demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE entre le 1^{er} juillet 2001 et le 30 juin 2002 et allocataires du RMI au second semestre 2001 suivis jusqu'en décembre 2003.

Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique statistique de l'ANPE et du fichier Fileas de la Cnaf.

les territoires. Pour prendre en compte ces différences de contexte à un niveau géographique assez agrégé, des indicatrices sont introduites dans les régressions pour chaque zone d'emploi (cf. tableau 5). Le maillage du territoire métropolitain en 348 zones d'emploi est en effet le découpage de référence établi par l'Insee pour

analyser les singularités spatiales de l'emploi. Des différences très sensibles d'une zone d'emploi à une autre permettent effectivement d'expliquer une grande partie de la dispersion des durées de chômage entre les communes (cf. en annexe 3, les résultats des mêmes régressions en l'absence des indicatrices de zones d'emploi).

Tableau 5
Durée moyenne de chômage en fonction des variables communales : régressions avec 348 indicatrices de zone d'emploi

Définition	Durée nette sortie des listes		Durée nette retour emploi	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student
Composition sociale :				
<i>Ouvriers</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Agriculteurs	- 0,091	4,93***	- 0,055	1,57
Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	- 0,125	6,42***	- 0,146	4,09***
Cadres	- 0,131	7,20***	- 0,124	3,74***
Employés	- 0,054	3,12***	- 0,058	1,84*
Professions intermédiaires	- 0,075	4,76***	- 0,060	2,10**
Retraités	0,033	2,71***	0,106	4,75***
Sans activité	0,042	2,11**	0,108	2,93***
Structure de la population active :				
Femmes	- 0,061	2,88***	- 0,051	1,28
Jeunes (moins de 30 ans)	- 0,045	2,91***	- 0,054	1,87*
Non diplômés	0,006	0,46	0,017	0,67
Étrangers hors Union européenne	0,318	4,09***	1,247	9,76***
Accessibilité :				
Motorisation	- 0,048	2,76***	- 0,114	3,53***
Distance à la gare	- 0,002	1,36	- 0,008	2,96***
Actifs dans la même zone d'emploi	0,020	4,22***	0,026	3,06***
Logarithme densité	0,000	0,03	- 0,041	5,68***
Logarithme densité au carré	0,000	0,20	0,005	5,80***
Logarithme population	- 0,015	2,72***	- 0,037	3,80***
Logarithme population au carré	0,001	1,32	0,002	3,17***
Activités :				
<i>Agriculture</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Industrie	0,018	3,27***	0,042	4,30***
Construction	0,017	2,47***	0,044	3,62***
Tertiaire	0,006	1,19	0,026	2,99***
Résidences secondaires	- 0,104	12,78***	- 0,230	15,52***
Créations d'entreprises par actif	- 0,443	6,88***	- 0,790	6,58***
Répartition de l'emploi salarié :				
<i>CDI</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Aidé	0,005	0,71	0,036	2,67***
Durée déterminée	- 0,021	4,63***	- 0,041	4,89***
Fonction publique	- 0,004	0,87	- 0,003	0,36
Intérim	0,030	2,58***	0,086	4,08***
Stages rémunérés	- 0,013	0,78	0,018	0,61
R ²	0,585		0,585	
Nombre d'observations	29265		29265	

Lecture : la variable expliquée est le logarithme de la durée moyenne de chômage au niveau de la commune. Estimation par les moindres carrés ordinaires. 348 indicatrices de zones d'emploi sont incluses dans toutes les régressions. Les coefficients s'interprètent comme dans une régression classique. Ils permettent de faire ressortir les différences de durée du chômage selon les différences de composition sociodémographique des communes. Les coefficients mesurent les effets des variables explicatives sur la durée communale de chômage en éliminant les différences entre les zones d'emploi. Le calcul de la valeur exacte de chaque effet dépend des valeurs précises des communes concernées de sorte que l'analyse porte essentiellement sur la significativité des effets et leur signe. Avec la définition « retour à l'emploi », les communes ayant les plus fortes proportions de cadres ont les durées de chômage les plus faibles, ainsi que les communes où le taux de motorisation des ménages est le plus élevé et où les créations d'entreprises sont les plus nombreuses par actif. Les durées de chômage les plus longues se rencontrent dans les communes comportant les plus fortes proportions de travailleurs étrangers hors UE, toutes choses égales par ailleurs. *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 %.

Champ : demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE entre le 1^{er} juillet 2001 et le 30 juin 2002.

Source : estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique statistique de l'ANPE, des données Insee du Recensement général de la population 1999 et du répertoire Sirene.

Cet effet « zone d'emploi » peut être complété par d'autres indicateurs du dynamisme local de la demande de travail. Un rythme élevé de créations d'entreprises (4) exerce un effet à la baisse très significatif sur la durée du chômage. En outre, la durée du chômage est plus élevée lorsque l'industrie ou la construction représentent une part importante de l'emploi. Elle est plus faible lorsque les localités sont à dominante tertiaires ou agricoles. C'est également le cas dans les zones touristiques, du moins celles où la proportion de résidences secondaires est élevée. Tous ces effets sont significatifs quelle que soit la convention retenue pour définir le retour à l'emploi.

La nature des contrats de travail exerce également une influence sur la durée locale du chômage. Dans les communes où la part des contrats à durée déterminée dans l'ensemble de l'emploi est plus élevée, la durée du chômage est plus courte, toutes choses égales par ailleurs. Des contrats à durée déterminée renouvelés plus fréquemment peuvent augmenter localement les chances de sortir du chômage tout en augmentant les chances d'entrer en chômage. La durée du chômage est en revanche plus longue lorsque le travail temporaire est développé. Une interprétation est que les entreprises de travail temporaire concurrencent l'activité de placement de l'ANPE ce qui peut contribuer à augmenter la durée du chômage des demandeurs inscrits à l'Agence (seule durée observée avec nos données).

Pour autant, des dynamiques différentes de créations d'emploi n'expliquent pas toutes les disparités du retour à l'emploi, loin de là. L'accessibilité des emplois joue aussi un rôle important. Au sein d'une même zone d'emploi, les communes se distinguent du point de vue de la proximité aux centres d'emplois, compte tenu de la qualité du réseau routier et des transports collectifs. Cet effet de distance physique à l'emploi est exploré dans les travaux théoriques et appliqués sous le nom de *spatial mismatch* depuis les travaux de John Kain (1968). L'idée est qu'une distance élevée aux centres d'emploi complique la recherche des chômeurs ce qui peut réduire l'horizon géographique de la prospection, diminuer sa probabilité de succès et augmenter la durée du chômage (Rogers, 1997 ; Ortega, 2000). De surcroît, des temps de déplacement domicile/travail élevés peuvent rendre le salarié plus exigeant sur les autres aspects de son emploi et notamment sur son niveau de salaire, tout en augmentant ses risques d'absence et en réduisant sa disponibilité

et sa productivité. Tout cela réduit la probabilité de signer un contrat de travail, du côté de l'employeur comme de celui du salarié (Coulson *et al.*, 2001 ; Patacchini et Zenou, 2007). Pour prendre en compte cet effet de distance physique aux emplois, plusieurs indicateurs d'enclavement des salariés et d'accessibilité des emplois ont été introduits. Certains indicateurs sont conformes aux attentes. Ainsi, le taux moyen d'équipement des ménages en automobiles dans la commune réduit la durée du chômage. De même, la durée du chômage est plus faible dans les communes les plus denses, où la distance à l'emploi est plus faible, lorsque l'on raisonne à taille égale (la population de la commune est ajoutée dans la régression). D'autres indicateurs de la distance à l'emploi ne sont pas conformes aux attentes de la théorie. La distance à la gare SNCF la plus proche devrait augmenter la durée du chômage, mais l'effet est non significatif sur les sorties des listes et n'a pas d'impact négatif sur les reprises d'emploi déclarées. De même, la durée du chômage s'élève avec la part des actifs occupés qui travaillent dans la zone d'emploi de leur commune.

Un troisième ensemble de déterminants complète l'analyse. Il s'agit de la composition sociale de la commune (*social mismatch*). De nombreux travaux théoriques et appliqués à la suite de Granovetter (1974), soulignent l'importance des « effets de pairs » dans la recherche d'emploi et le rôle joué par les réseaux sociaux qui permettent une meilleure information sur les emplois vacants (Crane, 1991 ; Benabou, 1993 ; Selod et Zenou, 2001). Pour tester ce type d'effet, nous introduisons dans notre estimation des indicateurs de la composition sociale locale. Ces indicateurs n'expriment pas des effets de structure du côté de l'offre de travail puisque l'on raisonne sur des durées « nettes », c'est-à-dire comme si la composition des demandeurs d'emploi était la même dans toutes les communes de France. Ils expriment des effets propres du tissu social local. Certains de ces indicateurs ont un effet significatif dans les estimations. Une forte proportion de femmes dans la commune n'a pas d'impact significatif sur l'intensité des reprises d'emploi déclarées mais réduit la durée du chô-

4. Les chiffres des créations d'entreprises sont exprimés relativement au nombre d'actifs des communes et proviennent du répertoire Sirene pour l'année 2002. Toute entreprise personne morale ou personne physique n'ayant pas eu antérieurement d'activité non salariée est inscrite au répertoire lors de sa déclaration de démarrage d'activité et reçoit alors un numéro d'identification. Elle est comptabilisée dans la statistique de créations, à partir de sa date de début d'activité économique. On parle de création pure ou de création ex nihilo si l'activité exercée ne constitue pas la poursuite d'une activité de même type exercée antérieurement au même endroit par une autre entreprise.

mage local avant une sortie des listes. La part des non-diplômés n'exerce quant à elle pas d'effet significatif sur la durée du chômage. En revanche, la part d'étrangers hors Union européenne augmente très significativement la durée moyenne du chômage local.

La composition par catégories socioprofessionnelles exerce également un effet déterminant. La durée du chômage est plus longue dans les communes où la part de retraités ou d'autres inactifs est élevée, c'est-à-dire là où la population est la plus éloignée de l'emploi. Dans une moindre mesure, une forte proportion d'ouvriers limite le retour à l'emploi, relativement à la part d'employés ou plus encore, relativement à celle de professions intermédiaires. La durée du chômage est très sensible à la proportion d'artisans, de commerçants et de chefs d'entreprises et, dans une moindre mesure, à la part de cadres. Le fait que la durée du chômage soit plus faible dans les communes où la part des employeurs et des professions d'encadrement est élevée est bien l'illustration d'un effet potentiel du réseau social sur les chances de sortir du chômage car ce sont les professions les mieux renseignées sur les emplois vacants.

* *
*

Les inégalités territoriales dans l'accès à l'emploi sont parfois très fortes d'une commune à l'autre et sont globalement plus marquées pour les sorties du RMI que pour les sorties de l'ANPE. Pour autant, partout en France, il existe des régularités dans les disparités spatiales des sorties du chômage, comme dans celles du RMI. Il n'est pas rare que des communes contigües présentent des taux de sortie du chômage ou du RMI proches les uns des autres, formant ainsi

des zones homogènes uniformément favorables ou uniformément défavorables à la sortie du chômage. Ces agglomérations de communes ont des périmètres variés, qui ne recourent aucune des frontières administratives connues. Il existe des zones homogènes « contenues », dont les frontières empruntent les limites administratives des départements, des arrondissements ou des cantons, et des zones homogènes « débordantes », qui s'étalent sans être affectées par ces limites administratives. Ces frontières ne correspondent pas nécessairement à celles des territoires de la politique de l'emploi, à celles des zones d'emploi, des cantons et de n'importe quel autre zonage territorial existant. Ces zones se dessinent de la même façon lorsque l'on raisonne sur des taux nets, c'est-à-dire en faisant comme si la population de chômeurs de chaque commune avait les mêmes caractéristiques sociodémographiques que celle de la France entière.

Les inégalités territoriales dans l'accès à l'emploi ne reflètent que de façon marginale les différences entre les caractéristiques des demandeurs d'emploi selon les communes. Ces différences existent et peuvent jouer localement un rôle important, mais elles ne permettent pas d'interpréter la géographie générale du chômage sur tout le territoire métropolitain. Cette dernière est avant tout le reflet de la localisation des activités et des différences entre zones d'emploi dans le dynamisme du tissu productif local. Pour autant, le tissu productif et le dynamisme de la demande de travail n'expliquent pas tout. La distance physique à l'emploi, l'enclavement de certaines communes et l'accessibilité des centres d'emploi jouent aussi un rôle important. Au-delà, les inégalités territoriales dans l'accès à l'emploi expriment également les différences de tissu social local, au travers d'effets de pairs, d'effets de réseaux sociaux dans la recherche d'emploi et de mécanismes de ségrégation. □

BIBLIOGRAPHIE

- Anne D. et L'Horty Y. (2002)**, « Transferts sociaux locaux et retour à l'emploi », *Économie et statistique*, n° 357-358, pp. 49-71.
- Benabou R. (1993)**, « Working of a City: Location, Education and Production », *Quarterly Journal of Economic*, vol. 108, pp. 619-652.
- Benhamou S. (2003)**, « Mécanismes économiques et dynamique de la ségrégation urbaine : une analyse à partir de la littérature économique », *Ségrégation urbaine et intégration sociale*, rapport au CAE, pp. 295-317.
- Bouchoux J., Houzel Y. et Outin J.-L. (2004)**, *RMI et marché du travail, les « régimes locaux d'insertion »*, Convention du Commissariat Général au Plan, mars 2004, 162 p.
- Brueckner J.K., Thisse J.F. et Zenou Y. (2002)**, « Local Labor Markets, Job Matching and Urban Location », *International Economic Review*, vol. 43, n° 1, pp. 155-169.
- Cavaco S. et Lesueur J.-Y. (2002)**, « Contraintes spatiales et accès à l'emploi : Applications micro-économiques à partir de l'enquête TDE », *Working Paper du Gate*, n° 1, 22 p.
- Choffel P. et Delattre E. (2003)**, « Habiter un quartier défavorisé : quels effets sur la durée du chômage ? », *Premières informations et premières synthèses*, n° 43, vol. 1, Dares.
- Coulson E., Laing D. et Wang P. (2001)**, « Spatial Mismatching in Search Equilibrium », *Journal of Labor Economics*, n° 19, pp. 949-972.
- Crane J. (1991)**, « The Epidemic Theory of Ghettos and Neighbourhood Effects on Dropping out and Teenage Childbearing », *American Journal of Sociology*, vol. 96, pp. 1226-1259.
- Crépon B., Dejemeppe M. et Gurgand M. (2004)**, « Counseling the Unemployed: Does it Lower Unemployment Duration and Recurrence? », *Mimeo*, Octobre.
- Dormont B., Fougère D. et Prieto A. (2001)**, « L'effet de l'allocation unique dégressive sur la reprise d'emploi », *Économie et Statistique*, n° 343.
- Duguet E., Goujard A. et L'Horty Y. (2006)**, « Retour à l'emploi : une question locale ? », *Connaissance de l'emploi*, n° 31, juin.
- Duguet E., Goujard A. et L'Horty Y. (2007)**, « Les disparités spatiales du retour à l'emploi : une analyse cartographique à partir de sources exhaustives », *Document de travail EPEE 07-03*.
- Gobillon L. et Selod H. (2003)**, « Les déterminants spatiaux du chômage en Île-de-France », *Ségrégation urbaine et intégration sociale*, rapport au CAE, pp. 171-187.
- Goujard A. (2008)**, « Les disparités locales d'insertion des bénéficiaires du RMI », *Recherches et prévisions*, n° 91, pp. 39-55.
- Granier P. et Joutard X. (2002)**, « L'influence de la perception du RMI sur la sortie vers l'emploi », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 23-47.
- Granovetter (1974)**, *Getting a Job: A Study of Contacts and Careers*, Cambridge, MA, Harvard University Press.
- Gurgand M. et Margolis D. (2001)**, « RMI et revenus du travail : une évaluation des gains financiers à l'emploi », *Économie et statistique*, n° 346-347, 20 p.
- Hecquet V. et Lainé F. (1999)**, « Structures industrielles locales et formes d'organisation économiques », *Économie et Statistique*, n° 326-327, pp. 205-224.
- Kain J.F. (1968)**, « Housing Segregation, Negro Unemployment and Metropolitan Decentralization », *Quarterly Journal of Economics*, n° 82, pp. 175-197.
- Marpsat M. (1999)**, « La modélisation des 'effets de quartier' aux États-Unis, une revue de travaux récents », *Population*, pp. 303-330, Ined.
- Mazel O. et Vernaudon D. (1997)**, « Typologie des zones d'emploi sensibles aux risques du chômage », *Les dossiers de la Dares*, n° 3-4, 161 p.
- Ortega J. (2000)**, « Pareto-Improving Immigration in an Economy with Equilibrium Unemployment », *Economic Journal*, n° 110, pp. 92-112.
- Patacchini E. et Zenou Y. (2007)**, « Spatial Dependence in Local Unemployment Rates », *Journal of Economic Geography*, n° 7, vol. 2, pp. 169-191.

Pla A. (2007), « Sortie des minima sociaux et accès à l'emploi – premiers résultats de l'enquête de 2006 », *Études et Résultats*, n° 567, Drees.

Rogers C.L. (1997), « Job Search and Unemployment Duration: Implications for the Spatial Mismatch Hypothesis », *Journal of Urban Economics*, vol. 42, pp. 109-132.

Selod H. et Zenou (2001), « Social Interactions, Ethnic Minorities and Urban Unemployment », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 63-64, pp. 183-214.

Wasmer E. et Zenou Y. (2002), « Does City Structure Affect Job Search and Welfare? », *Journal of Urban Economics*, n° 51, février 2002, pp. 515-541.

**ESTIMATION DES TAUX D'ENTRÉE EN INTÉRESSÉMENT DES ALLOCATAIRES DU RMI
AVEC LES DONNÉES DU FICHER FILEAS DE LA CNAF**

Pour estimer les taux nets de sortie du RMI, on a utilisé dans chacun des départements deux modèles logistiques multinomiaux : l'un pour la sortie à 12 mois, l'autre pour la sortie à 24 mois. On cherche en effet à modéliser une variable qualitative non ordonnée qui peut prendre trois modalités :

- entrée en intéressement : 1 ;
- sortie pour motif non observé : 2 ;
- absence de sortie à l'échéance fixée : 3.

La deuxième modalité recoupe des situations très variées : perception d'une autre allocation, changement dans la composition du ménage, erreur administrative, etc. On associe à chacune des alternatives $j = 1, 2, 3$ une utilité propre à chaque individu i , résidant dans la commune j du département d :

$$Y_{ij,d}^* = \alpha_{dj} + X_i \cdot \beta_{dj} + L_i \cdot \lambda_{dj} + \varepsilon_{dij}$$

$$\text{Avec } \begin{cases} \alpha_{dj} : \text{effet fixe départemental} \\ X_i : \text{vecteur ligne des caractéristiques individuelles observables} \\ \beta_{dj} : \text{vecteur des paramètres départementaux} \\ L_i = (\delta_c^i)_{c \in d} : \text{vecteur ligne des indicatrices communales} \\ \delta_c^i : \text{indicatrice communale valant 1 si l'allocataire réside dans la commune } c \\ \lambda_{dj}^T = (\lambda_{cj})_{c \in d} : \text{vecteur des paramètres communaux} \end{cases}$$

On note également $\beta_d = \text{Vec}(\beta_{d1}, \beta_{d2}, \beta_{d3})$ et $\lambda_d = \text{Vec}(\lambda_{d1}, \lambda_{d2}, \lambda_{d3})$.

On suppose les perturbations ε_{dij} indépendantes et suivant une loi de Gompertz caractérisée par la fonction de répartition F :

$$\forall u \in R, \quad F(u) = \exp(-\exp(-u))$$

Sous l'hypothèse que chaque agent choisit l'alternative lui procurant l'utilité maximale, la probabilité associée à chaque alternative j s'écrit :

$$\Pr(Y_{i,d} = j / X_i = x_i, L_i = l_i) = P \{ \forall k \neq j, \varepsilon_{dik} < -\alpha_{dj} - x_i \cdot \beta_{dj} - l_i \cdot \lambda_{dj} \}$$

$$\Pr(Y_{i,d} = j / X_i = x_i, L_i = l_i) = \frac{\exp(\alpha_{dj} + x_i \cdot \beta_{dj} + l_i \cdot \lambda_{dj})}{\sum_k \exp(\alpha_{dk} + x_i \cdot \beta_{dk} + l_i \cdot \lambda_{dk})} = p_{dij}$$

La log vraisemblance du modèle s'écrit alors :

$$\ell(\beta_d, \lambda_d) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^3 \delta_{ij} \cdot \ln p_{dij}$$

Pour identifier le modèle, on pose :

$$\forall d, \quad \beta_{d3} = \alpha_{d3} = 0, \text{ de même que } \forall c, \quad \lambda_{c3} = 0.$$

L'estimation a été réalisée sous SAS avec la procédure QLIM, l'unité géographique de référence de chaque département étant celle contenant le plus d'allocataires du RMI.

On a ensuite calculé la performance qu'aurait obtenue la commune si sa population était la population moyenne française. Pour une commune, c , l'estimation de ce taux net s'écrit :

$$\hat{T}_c = \frac{\exp(\hat{\alpha}_{d1} + \bar{x}_i \cdot \hat{\beta}_{d1} + \hat{\lambda}_{c1})}{\sum_{k \in \{1,2,3\}} \exp(\hat{\alpha}_{dk} + \bar{x}_i \cdot \hat{\beta}_{dk} + \hat{\lambda}_{ck})} \text{ avec } \bar{x}_i, \text{ le vecteur des caractéristiques moyennes.}$$

Ce taux net permet de comparer l'ensemble des localités entre elles à population donnée. Il tient à la fois compte des effets départementaux $(\hat{\alpha}_{dj} + \bar{x}_i \hat{\beta}_{dj})_{j=1\dots 3}$ et de l'effet propre à la localité ou au regroupement par code postal considéré $(\hat{\lambda}_{cj})_{j=1\dots 3}$. Dans ce cadre, le calcul des taux bruts correspond à la spécification où les seules variables explicatives individuelles introduites correspondent au vecteur L_i .

ESTIMATION DES TAUX DE SORTIE DU CHÔMAGE AVEC LE FICHIER HISTORIQUE STATISTIQUE DE L'ANPE

Pour estimer les différents taux de sortie du chômage, nous utilisons un modèle de Weibull. Ce choix résulte de la nécessité d'avoir un modèle suffisamment souple, tout en étant applicable à des bases de données de plusieurs millions d'observations. Le paramètre essentiel du modèle de Weibull est la fonction de hasard, qui donne le taux de sortie instantané du chômage. On la définit de la manière suivante :

$$h_i(t) = h_0(t) \exp(X_i b),$$

où $h_0(t)$ est le hasard de base, qui ne dépend que du temps et X_i l'ensemble des variables explicatives pour l'individu i . Dans le cas du modèle de Weibull, la fonction de hasard prend la forme spécifique suivante :

$$h_0(t) = \alpha t^{\alpha-1}, \quad \alpha > 0$$

Selon la valeur de α le hasard de base peut être croissant ou décroissant, comme le montre le graphique suivant. Le cas particulier $\alpha = 1$ correspond au modèle exponentiel, qui se caractérise par l'absence de relation entre la durée passée au chômage et le taux de sortie instantané du chômage. Une valeur de α inférieure à l'unité signifie que le taux de sortie instantané du chômage décroît avec la durée passée au chômage, résultat que nous trouvons généralement (cf. graphique).

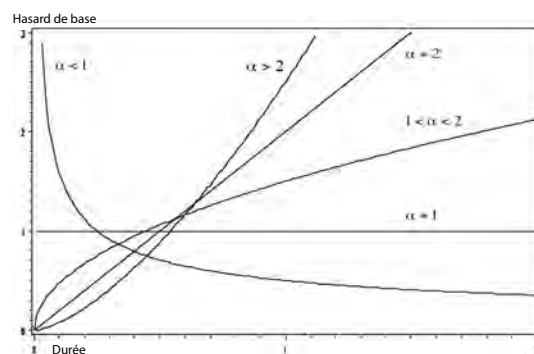
Pour nos estimations, nous utilisons deux autres quantités. La première est la fonction de survie, qui donne la probabilité que la durée du chômage soit inférieure à un seuil donné :

$$S_i(t) = \exp\left(-\exp(X_i b) t^\alpha\right),$$

Cette fonction sert à calculer les taux bruts et les taux nets, qui donnent la probabilité de sortir du chômage avant t mois pour un individu de caractéristiques X_i . On peut également préférer exprimer la rapidité du retour à l'emploi en utilisant l'espérance de nombre de mois passés au chômage à partir de la date d'inscription, qui est égale à :

$$E(T) = \exp(-X_i b / \alpha) \times \Gamma(1 + 1/\alpha)$$

Graphique



Source : calcul des auteurs

Estimation

Pour estimer ce modèle, on utilise la méthode du maximum de vraisemblance. Ici, il faut tenir compte du fait qu'une partie des durées ne sont pas observées jusqu'à leur terme. On parle d'observations censurées. Il existe deux sources principales de censure dans notre étude : d'une part, les personnes qui étaient encore au chômage à la date d'arrêt du fichier ; d'autre part, les personnes qui sont sorties du fichier pour un autre motif que l'accès à l'emploi.

La durée complète est notée t_i la durée au-delà de laquelle la donnée est censurée est notée \bar{t}_i , et la durée que nous observons est égale à :

$$y_i = \min(t_i, \bar{t}_i)$$

La densité d'observation d'une durée complète y_i est donnée par :

$$f(y_i) = h(y_i) S(y_i),$$

et la probabilité d'observer une durée censurée est donnée par $S(y_i)$. En notant c_i une variable indicatrice égale à 1 si la donnée est censurée et 0 sinon, la densité d'observation d'une durée quelconque y_i est définie par :

$$L_i = f(y_i)^{1-c_i} S(y_i)^{c_i} = (h(y_i) S(y_i))^{1-c_i} S(y_i)^{c_i} = h(y_i)^{1-c_i} S(y_i),$$

La log vraisemblance de l'échantillon est donc égale à la quantité suivante dans le cas général :

$$\ell = \sum_{i=1}^N \ln L_i = \sum_{i=1}^N (1-c_i) \ln h(y_i) + \ln S(y_i).$$

Pour le modèle de Weibull, on obtient :

$$\ell = \sum_{i=1}^N \left[(1-c_i) (X_i b + \ln \alpha + (\alpha-1) \ln y_i) - \exp(X_i b) y_i^\alpha \right]$$

Les paramètres (α, b) sont obtenus en maximisant cette fonction.

Taux bruts et taux nets

Les taux bruts sont des taux de sortie calculés en tenant compte des problèmes de censure des données. Pour cela on estime un modèle qui ne contient que les indicatrices communales. Soient d_j les indicatrices communales ($j = 1, \dots, J$), on estime le modèle défini par la fonction de survie :

$$S_i(t) = \exp\left\{-\exp\left(\sum_{j=1}^J \gamma_{0,j} d_{j,i}\right) t^{\alpha_0}\right\}.$$

Ce modèle est équivalent à postuler un taux de sortie spécifique à chaque commune j . Les taux bruts s'obtiennent donc par la formule :

$$\hat{S}_i^B(t) = \exp\{-\exp(\hat{\gamma}_{0,j} d_{j,i}) t^{\hat{\alpha}_0}\}, \quad j = 1, \dots, J$$

Pour calculer les taux nets, on commence à estimer le modèle avec les variables explicatives individuelles (X_{1j}, \dots, X_{Kj}) et les indicatrices de commune (d_{1j}, \dots, d_{Kj}) , puis on fixe les variables individuelles au niveau de la moyenne nationale $(\bar{X}_1, \dots, \bar{X}_K)$ pour ne conserver que les différences qui viennent des communes. Le modèle estimé est donc :

$$S_i(t) = \exp \left\{ -\exp \left(\sum_{j=1}^J \gamma_{1,j} d_{j,i} + \sum_{k=1}^K X_{ki} \beta_k \right) t^{\alpha_1} \right\},$$

on remarque que les coefficients des indicatrices communales sont différents dans un modèle avec variables

explicatives. On calcule ensuite le taux net de sortie au niveau de la commune comme :

$$\hat{S}_j^N(t) = \exp \left\{ -\exp \left(\hat{\gamma}_{1,j} d_{j,i} + \sum_{k=1}^K \bar{X}_k \hat{\beta}_k \right) t^{\hat{\alpha}_1} \right\}.$$

En utilisant la même méthode, on peut estimer des durées moyennes de chômage brutes, en utilisant $(\hat{\alpha}_0, \hat{\gamma}_0)$, et des durées nettes, en utilisant $(\hat{\alpha}_1, \hat{\gamma}_1, \hat{\beta})$.

Les estimations ont été effectuées avec la procédure « *lifereg* » de SAS. Nous avons ensuite effectué les calculs complémentaires sous SAS-IML.

**DURÉE MOYENNE DE CHÔMAGE EN FONCTION DES VARIABLES COMMUNALES :
RÉGRESSIONS SANS INDICATRICE DE ZONE D'EMPLOI**

	Durée nette sortie des listes		Durée nette retour emploi	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student
Composition sociale				
<i>Ouvriers</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Agriculteurs	- 0,133	5,13***	- 0,026	0,43
Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	- 0,041	1,47	0,168	2,67***
Cadres	- 0,005	0,21	0,276	4,93***
Employés	0,087	3,53***	0,398	7,17***
Professions intermédiaires	- 0,046	2,00**	0,059	1,16
Retraités	0,099	6,01***	0,264	7,03***
Sans activité	0,226	8,13***	0,431	6,82***
Femmes	- 0,092	3,07***	0,073	1,05
Jeunes (moins de 30 ans)	- 0,227	10,09***	- 0,445	8,64***
Non diplômés	0,120	6,69***	0,572	14,13***
Étrangers hors Union européenne	- 0,158	1,46	0,389	1,77*
Motorisation	- 0,145	6,15***	- 0,114	2,13**
Distance à la gare	- 0,011	5,84***	- 0,020	4,85***
Actifs dans la même zone d'emploi	0,042	7,28***	0,111	8,87***
Logarithme densité	0,012	2,36***	- 0,041	3,55***
Logarithme densité au carré	- 0,001	1,66*	0,004	3,44***
Logarithme population	- 0,060	8,97***	- 0,123	8,45***
Logarithme population au carré	0,003	6,45***	0,008	7,10***
Activités				
<i>Agriculture</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Industrie	- 0,027	3,47***	- 0,053	3,03***
Construction	- 0,023	2,26**	- 0,028	1,27
Tertiaire	- 0,016	2,28**	- 0,010	0,64
Résidences secondaires	- 0,250	24,72***	- 0,597	25,96***
Créations d'entreprises par actif	- 0,696	7,49***	- 1,652	7,74***
Répartition de l'emploi salarié				
<i>CDI</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Aidé	0,101	9,41***	0,233	9,51***
Durée déterminée	- 0,035	5,25***	- 0,086	5,65***
Fonction publique	- 0,012	1,75*	- 0,020	1,32
Intérim	0,013	0,73	0,116	3,01***
Stages rémunérés	- 0,009	0,36	0,101	1,88*
R ²	0,066		0,066	
Nombre d'observations	29 265		29 265	

*Lecture : la variable expliquée est le logarithme de la durée moyenne de chômage au niveau de la commune. Estimation par les moindres carrés ordinaires. Les coefficients s'interprètent comme dans une régression classique. Les coefficients mesurent les effets des variables explicatives sur la durée communale de chômage sans éliminer les différences entre les zones d'emploi. Ils permettent de faire ressortir les différences de durée du chômage selon les différences de composition sociodémographique des communes. Le calcul de la valeur exacte de chaque effet dépend des valeurs précises des communes concernées de sorte que l'analyse porte essentiellement sur la significativité des effets et leur signe. Par rapport au tableau 5, on s'attend donc à introduire des biais d'estimation. Ainsi, en prenant la définition de type retour à l'emploi, on constate que les communes où il y a le plus de cadres auraient des durées de chômage plus longues, alors que l'on trouve le résultat inverse dans l'analyse plus rigoureuse du tableau 5. *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 %.*

Champ : demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE entre le 1^{er} juillet 2001 et le 30 juin 2002.

Source : estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique statistique de l'ANPE, des données Insee du Recensement général de la population 1999 et du répertoire Sirene.