EPEE
UNIVERSITE D'EVRY
VAL D'ESSONNE

DOCUMENT DE RECHERCHE

EPEE

CENTRE D'ETUDE DES POLITIQUES ECONOMIQUES DE L'UNIVERSITE D'EVRY

Elaborer un diagnostic territorial sur l'emploi à partir de sources administratives exhaustives : une application en Languedoc-Roussillon

Emmanuel DUGUET, Antoine GOUJARD, Yannick L'HORTY & Florent SARI

09 - 06

Elaborer un diagnostic territorial sur l'emploi à partir de sources administratives exhaustives : une application en Languedoc-Roussillon

Emmanuel Duguet
Université d'Evry-Val d'Essonne, EPEE, Centre d'Etudes de l'Emploi et TEPP (FR CNRS n°3126)
emmanuel.duguet@univ-evry.fr

Antoine Goujard
London School of Economics et Centre d'Etudes de l'Emploi
a.j.goujard@lse.ac.uk

Yannick L'Horty
Université d'Evry-Val d'Essonne, EPEE, Centre d'Etudes de l'Emploi et TEPP (FR CNRS n°3126)
yannick.lhorty@cee-recherche.fr

Florent Sari
Université Paris-Est Marne-la-vallée, OEP, Centre d'Etudes de l'Emploi et TEPP (FR CNRS n°3126)
florent.sari@cee-recherche.fr

Mots-clés: durée du chômage, retour à l'emploi, disparités spatiales, RMI

JEL: C41, J64, R12, R23.

Résumé

L'objectif de cet article est d'élaborer un diagnostic territorial sur l'emploi à un niveau géographique très fin, celui du bassin de vie, sur la région Languedoc-Roussillon, en mobilisant deux sources administratives exhaustives qui portent sur deux populations distinctes, les demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE et les allocataires du RMI. Globalement, les inégalités d'accès à l'emploi selon les bassins de vie sont très marquées. Pour autant, des bassins contigus présentent des chances d'accès à l'emploi uniformément faibles ou élevées sur de larges parties de l'espace régional. La présence d'auto-corrélation spatiale dans les taux de sortie du chômage est confirmée statistiquement pour les deux populations même si la géographie du retour à l'emploi n'est pas la même pour les allocataires du RMI et pour les inscrits à l'ANPE. Nous exploitons les différences et les similarités dans les chances de retour à l'emploi des deux populations pour établir un diagnostic sur la situation des territoires.

Abstract

Building a territorial diagnosis on employment using exhaustive administrative sources: an application to Languedoc-Roussillon

The purpose of this paper is to develop a territorial diagnosis on employment at a very detailed geographical level, to the Languedoc-Roussillon region. We mobilize two administrative sources about two different populations, jobseekers registered at the national employment agency (ANPE) and the recipients of the minimum income. It appears that inequalities in access to employment are very marked. We also observe that adjacent spatial units have employment opportunities that are uniformly low or high over large parts of the region. The presence of spatial auto-correlation in the unemployment-to-work transitions is statistically confirmed for the two populations even though the geography of unemployment-to-work transitions is not the same for recipients of the minimum income and for ANPE jobseekers. We exploit the differences and similarities in the chances of re-employment of the two populations in order to establish a diagnosis on the situation in each territory.

Keywords: unemployment duration, back-to-work, spatial disparities, minimum income

-1-
Introduction[1]

En matière d'emploi et de chômage, les différences de situation entre les territoires sont très marquées. A tous les niveaux d'observations, de la commune jusqu'au département et même jusqu'à la région, les inégalités territoriales d'emploi et de chômage sont importantes. Il est fréquent d'observer côte à côte des communes où les chances de sortir du chômage sont très faibles et des communes ou ces chances sont très fortes (Duguet, Goujard et L'Horty, 2008). Pour autant, on relève aussi que des groupes de communes contigües présentent des chances d'accès à l'emploi uniformément faibles ou élevées sur de larges portions de l'espace français. Nous montrons dans ce travail que si les disparités locales sont manifestes et donnent à l'allure générale des cartes du retour à l'emploi un aspect parfois hétérogène, on peut également distinguer plusieurs zones géographiques présentant un profil uniformément favorable ou défavorable à l'accès à l'emploi. Parfois, ces massifs existent à la fois dans les sorties de l'ANPE et dans les entrées en intéressement des allocataires du RMI, sans que cela soit systématique.

L'objectif de cet article est d'étudier ces disparités spatiales de retour à l'emploi en région Languedoc-Roussillon, au niveau du bassin de vie, en mobilisant des sources administratives exhaustives et des outils propres à l'économétrie spatiale. Quelle que soit la définition du retour à l'emploi retenue, nous observons d'importantes disparités géographiques mais aussi la présence de « massifs » (caractérisés par la proximité de bassins dont les taux de retour à l'emploi sont proches). La littérature en économie urbaine retient généralement deux grands types d'explications pour justifier de tels phénomènes : d'un coté, le rôle défavorable de la déconnexion physique entre le lieu de résidence et les centres d'emplois (l'hypothèse de *spatial mismatch*) et de l'autre coté, les effets négatifs de la ségrégation résidentielle entre groupes socio-économiques. Si nos données ne nous permettent pas de contrôler du premier phénomène, nous prenons toutefois en compte les effets de la composition locale. D'emblée la question que l'on peut se poser est la suivante : les disparités

[1] Cet article est issue à la fois d'une étude qui s'inscrit dans un projet national financé par la Mission Action Régionale de la DARES, Ministère du Travail, des Relations Sociales et de la Solidarité (marché n°0600131, déclaration CNIL n°1206382), et d'un prolongement pour le compte de la préfecture de région, sous l'égide du Groupement de la Statistique Publique du Languedoc-Roussillon. Elle a bénéficié des remarques d'Olivier Mazel (DARES), Elisabeth Tovar (Université d'Evry et CEE), Raymond David (DRTEFP de Lorraine), Didier Klein (ANPE), Isabelle Olive-Liger, Malik Koubi et Elisabeth Pascaud (DRTEFP de Languedoc-Roussillon), Bruno Terseur et Rémi Belle (DRTEFP de PACA), et Bernard Simonin (DRTEFP d'Ile-de-France). Elle a bénéficié également des remarques des participants au séminaire DARES-SEPES du 7 juin 2007 à Limoges, et au séminaire « Sortir du chômage en Languedoc-Roussillon », organisé par la DRTEFP (Montpellier, 25 juin 2008).

spatiales observées sont-elles liées à des effets de composition de la main-d'œuvre locale, ou peut-on mettre en évidence, au-delà de ces effets de composition, un véritable effet-territoire sur le retour à l'emploi ? Une telle approche se veut novatrice puisque, à notre connaissance, la comparaison des disparités de retour à l'emploi des chômeurs et des Rmistes à l'échelle d'une région n'a encore jamais été réalisée[1].

Deux justifications peuvent être données pour fonder le choix du Languedoc-Roussillon comme terrain d'étude. Tout d'abord, le Languedoc-Roussillon présente le taux de chômage le plus élevé de France. L'Aude, les Pyrénées-Orientales, le Gard et l'Hérault ont des taux de chômage supérieurs à 10 % (ils étaient respectivement en 2005 de 10,3%, 10,7%, 11,6% et 11,8%). Seule la Lozère présente un taux exceptionnellement faible (au regard de la moyenne nationale ou régionale), de 4,3 %, mais son poids démographique est insuffisant pour affecter la moyenne régionale. Ensuite, les traitements comparatifs que nous avons effectués dans toutes les régions de France (Duguet, L'Horty et Sari, 2008) indiquent que le Languedoc-Roussillon est l'une des régions où les disparités territoriales de durée du chômage sont les plus contrastées. Préciser la nature et les origines de ces contrastes nous semble être particulièrement important dans une région très pénalisée par son taux élevé de chômage.

Le bassin de vie représente un échelon privilégié et approprié pour la conduite de politiques territoriales. Il désigne la plus petite maille territoriale française, à l'autonomie plus ou moins marquée, où s'organise la vie quotidienne des habitants. Il permet donc d'observer des phénomènes socio-économiques à un niveau géographique fin et ce, sur l'ensemble de la région[2]. Dans cet article, nous mobilisons le modèle de micro-simulation géo-localisé, baptisé SOLSTICE afin d'analyser les disparités du retour à l'emploi, que l'on corrige (disparités nettes) ou non (disparités brutes) l'indicateur statistique du retour à l'emploi pour tenir compte notamment de la composition de la main-d'œuvre des bassins de vie. Nous analysons simultanément deux populations : les chômeurs inscrits à l'ANPE et les bénéficiaires du Revenu minimum d'insertion (RMI). En pratique, nous mobilisons deux sources statistiques : le fichier historique statistique de l'ANPE et le fichier FILEAS de la CNAF (fichier des prestations légales et d'action sociale). La première permet d'analyser le retour à l'emploi des chômeurs tandis que la seconde permet d'analyser les sorties du RMI vers l'intéressement[3].

Nous effectuons de multiples traitements comparatifs afin d'analyser les disparités spatiales du retour à l'emploi. En outre, deux conventions de sortie du chômage sont retenues et sont mises en relation avec les entrées en intéressement pour comparer les disparités spatiales et déterminer les éléments de stabilité de ces disparités. Une régularité des massifs

observés selon la population étudiée tendrait à montrer que les problèmes de retour à l'emploi sont communs aux deux populations considérées tandis que d'importantes différences montreraient une asymétrie des difficultés entre les deux populations et appelleraient des actions de politiques publiques ciblées. Ainsi, alors que dans un cas il peut être préférable de mettre en place des mesures d'aides définies d'un point de vue territorial (du type maison de l'emploi), dans l'autre il devient nécessaire de mettre en place des politiques ciblées selon le statut des individus.

La première section décrit les sources et méthodes retenues. La deuxième section discute les disparités spatiales des *taux bruts* et *taux nets* de retour à l'emploi pour les deux types de populations étudiées en mobilisant deux types de modélisation économétrique : modèles de durées pour les sorties du chômage et logit multinomial pour l'entrée en intéressement. Une dernière section s'intéresse aux régularités spatiales et aux différences observées en termes de retour à l'emploi pour les deux populations.

-2-
Méthodologie

2.1. Sources

Pour mesurer puis analyser les disparités spatiales de retour à l'emploi, nous mobilisons des données individuelles de nature qualitative (données de sortie du non-emploi) et de nature quantitative (durée du chômage et de l'emploi). Il importe donc d'utiliser des méthodes statistiques et économétriques prenant en compte les spécificités de ces données. Dans un grand nombre de travaux économiques appliqués, la durée du séjour dans le 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 indépendants du temps (le sexe, l'âge à l'inscription sur la liste des demandeurs d'emploi, le niveau d'étude…) et de variables temporelles qui indiquent l'état de la conjoncture économique. C'est dans ce courant de travaux appliqués que se situe notre étude, qui peut de ce point de vue être rapprochée des travaux antérieurs sur données françaises, notamment Dormont, Fougère et Prietto (2001), Gurgand et Margolis (2001), Granier et Joutard (2002), Crépon, Dejemeppe et Gurgand (2004). Ces différents

travaux s'intéressent aux facteurs qui affectent les taux de retour à l'emploi : les gains du retour à l'emploi, l'impact de la perception du RMI, les effets des politiques publiques d'aides au retour à l'emploi. La présente étude s'inscrit dans la continuité de ces travaux et s'appuie sur tous ces facteurs pour justifier les écarts de situations observés localement.

On évalue les chances d'accès à l'emploi à partir de deux populations distinctes : les chômeurs inscrits à l'ANPE et les allocataires du Revenu Minimum d'Insertion. De cette manière, on étudie l'ensemble des personnes dont l'insertion sur le marché du travail est problématique, constituant une approche originale en France. Le fichier historique de l'ANPE permet d'observer directement les parcours des chômeurs. En pratique, avec les données de l'ANPE, nous nous limitons aux personnes qui se sont inscrites entre le 1er juillet 2001 et le 30 juin 2002. Il permet de reconstituer les parcours de 164 758 chômeurs inscrits sur la période considérée. La date du 1er 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. Pour les données CNAF qui concernent les allocataires du RMI, nous avons apparié les six fichiers disponibles du 30 juin 2001 au 31 décembre 2003 pour reconstituer un fichier de stock dont la population de départ est constituée des allocataires du RMI présents au second semestre 2001 et qui ne sont pas à cette date déjà en intéressement. Il permet, quant à lui, de reconstituer les parcours d'un stock de 65 526 allocataires du RMI. On suit alors l'évolution de leur situation jusqu'en décembre 2003.

De façon à pouvoir produire une mesure aussi complète que possible des inégalités territoriales et de leurs déterminants, nous restreignons notre analyse au niveau des bassins de vie, plutôt que des communes, en raison d'un manque d'informations pour une partie d'entre elles qui s'explique par un nombre trop faible de chômeurs ou d'allocataires du RMI. Partant de ces fichiers, nous évaluons des indices de flux comme le taux de sortie du chômage ou du RMI. Ces indices renseignent sur la dynamique du marché du travail et les réalités des trajectoires individuelles. Nous distinguons deux types d'indice de flux : 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 bassin de vie était identique à celle de la moyenne régionale. Ce faisant, nous prenons en compte les disparités entre bassins de vie en termes de composition socio-économique de la main-d'œuvre pour ne laisser apparaitre qu'un effet du territoire.

2.2. La mesure du retour à l'emploi

La méthodologie mobilisée pour mesurer les taux de retour à l'emploi diffère selon que l'on utilise l'une ou l'autre des deux sources statistiques. Dans cette étude, nous nous intéressons à l'ensemble des chômeurs inscrits à l'ANPE, qu'ils soient ou non indemnisés. Il s'agit là d'une définition large du chômage qui comprend l'ensemble des demandes d'emploi en fin de mois (DEFM) des catégories 1,2,3 et 6,7,8. En outre, les sorties du chômage, plus encore que les entrées, posent un problème de définition et d'observation. Si le retour à un emploi implique généralement une sortie des fichiers de l'ANPE, toutes les sorties du fichier ne sont pas des retours à l'emploi. Le défaut d'actualisation entraîne une sortie des listes pour « absence au contrôle ». Or il est clair que l'absence à un contrôle ne correspond pas toujours à une reprise d'emploi. Selon les données des enquêtes « sortants »[4], environ la moitié des demandeurs d'emploi qui quittent l'ANPE pour « absence au contrôle » a repris un emploi. L'autre moitié a interrompu sa recherche d'emploi, est parti en formation ou a oublié d'actualiser sa situation et va se réinscrire dans les semaines suivantes. Pour prendre en compte un tel phénomène, nous avons retenu deux définitions polaires de la sortie du chômage.

En premier lieu, l'optique « sortie des listes » consiste à considérer que *tous* les motifs de sortie du fichier de l'ANPE correspondent à un retour vers l'emploi. Cette approche correspond assez bien aux statistiques descriptives régulièrement publiées par l'ANPE. Les *sorties des listes* sont extensives, puisqu'elles englobent tous les motifs de sortie quel que soit le motif déclaré, y compris les absences au contrôle et les radiations administratives. Les sorties du chômage selon cette convention exagèrent sans doute le retour à l'emploi.

En second lieu, l'optique « reprises d'emploi déclarées » consiste à considérer que *seul* le motif d'accès à l'emploi déclaré à l'ANPE marque la fin de l'épisode de chômage. Les chômeurs absents au contrôle et les radiations administratives sont supprimés des fichiers. Les autres motifs de sorties sont censurés sauf lorsqu'il s'agit de sorties vers l'emploi. Cette deuxième définition est plus restrictive et donne une image restreinte du retour à l'emploi car elle ignore une partie des reprises d'emploi non déclarées par les chômeurs à l'ANPE.

Dans le fichier FILEAS de la CNAF, le taux d'accès à l'emploi est mesuré par la part d'allocataires du RMI en intéressement relativement à l'ensemble des allocataires. Notons que l'entrée en intéressement est un indicateur imparfait de l'accès à l'emploi : un bénéficiaire du RMI peut en effet 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. Même si ce cas est peu fréquent, 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). L'observation des entrées dans le dispositif d'intéressement à différentes dates permet ainsi de reconstituer des taux bruts d'entrée en intéressement à 12 mois ou plus. Les taux nets sont quant à eux issus de l'estimation de modèles logistiques multinomiaux qui expliquent les sorties du RMI par les caractéristiques observables des individus et des effets fixes locaux : on explique une variable qualitative non ordonnée à trois modalités (entrée en intéressement; sortie pour motif non observé; absence de sortie).

Dans un cas comme dans l'autre, le choix est fait de raisonner au niveau du bassin de vie. Outre que cette unité géographique constitue la plus petite maille territoriale sur laquelle s'organise la vie quotidienne des habitants, cela permet aussi d'avoir un nombre suffisant d'observations pour nos estimations[5]. On retient les bassins de vie comptant plus de 100 chômeurs inscrits ou 35 allocataires du RMI (la différence de seuil est lié au fait que les allocataires du RMI sont trois fois moins nombreux que les chômeurs).

-3-
Les disparités de retour à l'emploi

Nous réalisons en parallèle deux études distinctes mais coordonnées, afin de comparer les résultats obtenus sur les deux populations étudiées : chômeurs et allocataires du RMI. Cette comparaison est facilitée par le fait que l'on raisonne sur une même échelle géographique, ce qui rend possible l'appariement des résultats issus des deux sources. Cette section décrit les disparités des taux bruts de sortie du chômage et d'entrée en intéressement (par extension sortie du RMI).

3.1. Les disparités de sortie du chômage dans le Languedoc-Roussillon

3.1.1. Sortie de listes et reprises d'emplois : quelles différences ?

En premier lieu, une analyse à l'échelle de la région montre les contrastes qui peuvent exister entre les deux différentes définitions retenues (tableau 1). La définition « sortie des listes » s'avère être la plus favorable. Les meilleures performances en termes de sortie du

chômage s'expliquent vraisemblablement par le fait que cette définition est plus large et à tendance à surestimer le retour à l'emploi (avec une moyenne autour de 70%). Inversement, la convention plus restrictive représentée par les « reprises d'emplois déclarées » affiche des chances de sortie du chômage plus faibles : 44,6%. Enfin, l'intervalle interquartile révèle que les disparités sont plus fortes entre bassins dès lors que l'on se restreint aux reprises d'emplois déclarées, alors même que les taux de sorties sont plus faibles.

Tableau 1 : La sortie du chômage en Languedoc-Roussillon

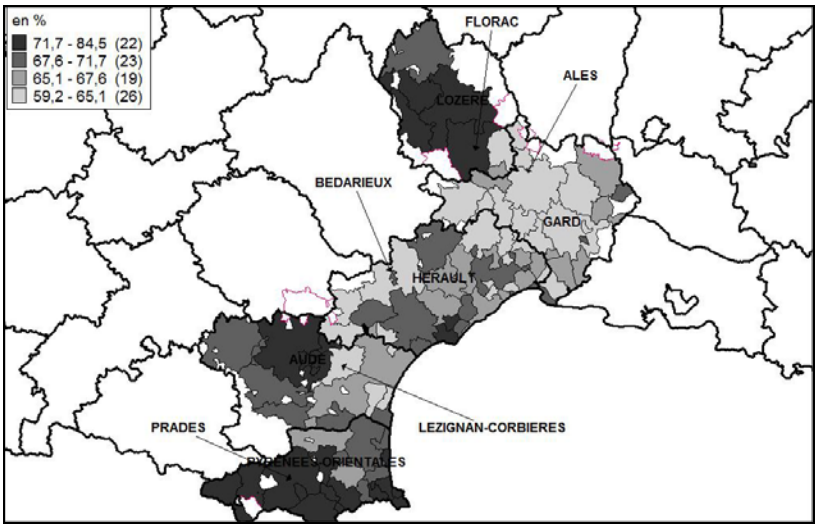
	Quartile inférieur	Médiane	Quartile supérieur	Intervalle interquartile	Moyenne
sortie de liste	65,9	69,2	73,7	7,7	69,4
reprise d'emploi déclarée	38,3	43,9	53,2	14,9	44,6

Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du FHS de l'ANPE.

Dans un second temps, une analyse cartographique révèle que d'un bassin de vie à l'autre, les différences de chances de sortir du chômage selon la localisation résidentielle sont assez marquées dans le Languedoc-Roussillon. Si, dans les bassins de vie les plus favorables (notamment Carcassonne, Florac ou Mende), le taux de sortie du chômage dépasse largement les 70%, il est autour de 60% dans les moins favorables (Nîmes, Ales ou Bédarieux entre autres). La carte des sorties du chômage témoigne ainsi des différences spatiales des conditions du retour à l'emploi des chômeurs. Que l'on observe les sorties des listes ou les reprises d'emploi déclarées, on peut identifier (carte 1) des bassins d'emplois contigus dont les taux de sorties les situent dans des situations très opposées de la distribution des taux de sortie du chômage (c'est le cas entre Lézignan-Corbières et Carcassonne ou Florac et Ales).

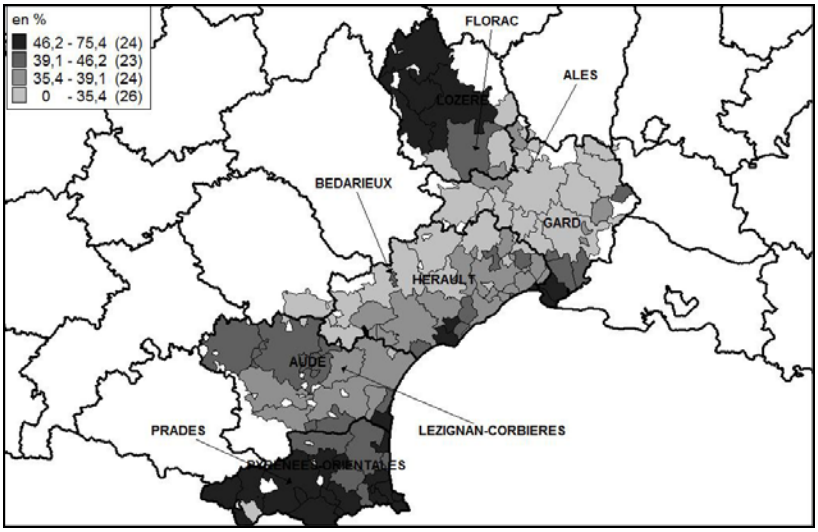
Carte 1 : Taux de sortie du chômage à 12 mois

1-A. *Sorties des listes*



Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du FHS de l'ANPE

1-B. *Reprises d'emploi déclarées*



Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du FHS de l'ANPE

3.1.2. Les effets de territoires

Néanmoins, l'étude des cartes révèle aussi des zones cohérentes qui forment des territoires uniformément favorables ou uniformément défavorables au retour à l'emploi. La carte n°1 fait apparaître plusieurs aires géographiques de même couleur, pour certaines caractérisées par une sortie rapide du chômage (en gris foncé), pour d'autres par un lent retour à l'emploi (en gris clair). On peut tenter de recenser chacun de ces territoires en mobilisant les deux définitions des sorties du chômage de façon à repérer les massifs dont l'existence résiste au choix de l'une ou l'autre définition. On commence par les zones favorables au retour à l'emploi :

- Dans la partie sud des Pyrénées-Orientales, à la frontière avec l'Espagne. Les bassins de vie définissant ce massif regroupent notamment les communes de Porta à l'ouest, Argelès-sur-Mer à l'est ou Prades plus au centre.
- En Lozère, une zone favorable est recensée, dans les environs de Mende et Marvejols.
- Enfin, on recense un dernier massif favorable à la sortie du chômage dans le département de l'Aude. Situé au nord, il est principalement localisé autour du bassin de vie de Carcassonne.

La région Languedoc-Roussillon comporte aussi des zones caractérisées par de faibles taux de sortie du chômage, qui figurent en gris clair sur la carte des taux de sortie du chômage, quelle que soit la définition de sortie du chômage retenue.

- Un large massif très défavorable au retour à l'emploi se situe dans le département du Gard. Celui-ci s'étend de Nîmes, débordant l'Hérault, jusqu'à Alès plus au nord.
- Outre son massif commun avec le Gard, le département de l'Hérault présente encore une autre zone défavorable au retour à l'emploi. Celle-ci est localisée autour de Bédarieux.

On constate ainsi une opposition entre le département du Gard, défavorable à la sortie du chômage, et celui des Pyrénées-Orientales et de la Lozère, plus favorables à la sortie du chômage. L'Aude et l'Hérault affichent des profils moins marqués, bien que l'Aude soit relativement plus favorable en termes de sortie du chômage que ne l'est l'Hérault. On constate également que la proximité du front de mer exerce un effet favorable au retour à l'emploi, avec des durées de chômage généralement plus élevées dans l'arrière-pays. Un constat que se justifie en partie par la présence d'une forte activité touristique et saisonnière pour les bassins de la côte méditerranéenne.

L'usage de l'une ou l'autre des deux définitions, la version extensive « *sortie des listes* » ou la version restrictive « *reprise d'emploi déclarée* » n'affecte pas de la même manière les deux types de massifs. Si elle ne modifie pas les contours des zones favorables au retour à l'emploi, la convention restrictive a tendance à faire disparaître ou à atténuer le caractère défavorable d'une zone vis-à-vis du retour à l'emploi. Ces disparités peuvent être dues à des différences en termes de caractéristiques socio-économiques pour les deux populations considérées. Les individus qui sortent des listes de l'ANPE diffèrent de ceux qui déclarent retrouver un emploi.

3.1.3. Mesures de l'autocorrélation spatiale

Si les représentations cartographiques permettent d'identifier les zones favorables au retour à l'emploi ainsi que les bassins de vie avec des durées de chômage proches, il semble indispensable de recourir aux outils de l'économétrie spatiale pour mesurer l'autocorrélation et pour identifier les massifs extrêmes.

Parler de « massifs » suppose donc que l'on observe une autocorrélation spatiale significative (ou dépendance spatiale) en matière de retour à l'emploi. Mesurer cette autocorrélation spatiale, revient à étudier la corrélation statistique entre la valeur d'une variable en un lieu et la valeur de cette même variable en d'autres lieux. L'autocorrélation spatiale globale est positive quand les valeurs prises par la variable d'intérêt ne sont pas disposées aléatoirement sur une carte mais sont proches pour deux unités géographiques voisines. Pour mesurer la dispersion des situations locales nous avons donc recours à la statistique de Moran. Cette méthode consiste à calculer le coefficient *I* de Moran de la manière suivante :

$$I = \frac{N}{S_0} \times \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} \left(X_i - \overline{X}\right)\left(X_j - \overline{X}\right)}{\sum_i \left(X_I - \overline{X}\right)^2}$$

avec S_0, un facteur d'échelle égal a la somme de tous les éléments de W, la matrice de poids spatiaux. *N x N* dont l'élément caractéristique, ω_{ij}, résume les interactions entre les bassins de vie *i* et *j*. Elle permet de définir la forme fonctionnelle liant les observations entre elles, c'est-à-dire leurs interactions potentielles. Le calcul de l'indice *I* étant sensible à la définition de la matrice de voisinage, on présente ici des résultats obtenus pour plusieurs types de matrices de voisinage (tableau n°2). Le coefficient *I* de Moran est généralement compris dans l'intervalle

[-1 ; 1]. Une valeur proche de 1 indique l'existence d'une forte autocorrélation positive, tandis qu'une valeur proche de -1 indique une autocorrélation spatiale fortement négative.

Tableau 2 : Statistique *I* de Moran des taux de sorties du chômage en Languedoc-Roussillon

	K plus proches voisins (2)	K plus proches voisins (3)	Reine (2)	Reine (3)	Distance (25 km)	Distance (30 km)
sorties de liste	0,1665	0,0938	0,0844	0,0147	0,1499	0,0522
p-value	0,042	0,099	0,025	0,262	0,031	0,106
reprises d'emploi déclarées	0,2536	0,2063	0,1023	0,0691	0,2278	0,1425
p-value	0,005	0,006	0,009	0,019	0,001	0,007

Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du FHS de l'ANPE.

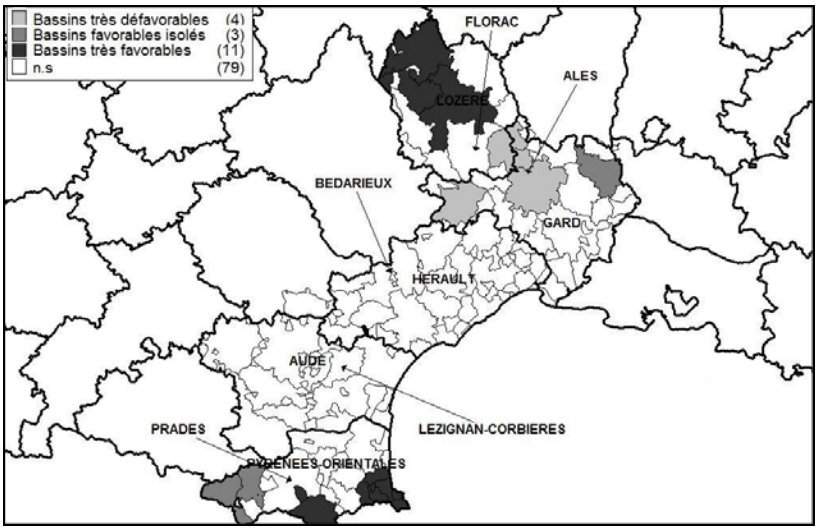
Quelle que soit la spécification retenue pour la définition de la matrice de contigüité, on trouve une autocorrélation positive entre les taux de sortie du chômage pour la région Languedoc-Roussillon. En outre, cette autocorrélation semble plus forte pour les reprises d'emploi déclarées qu'elle ne l'est pour les simples sorties de listes. On note toutefois des disparités entre les résultats obtenus avec les différents types de matrice. Celles-ci s'expliquent par le fait que nous travaillons sur un échantillon restreint de bassins de vie. La définition de la matrice de contigüité influe fortement sur la mesure de l'autocorrélation.

Au-delà de l'approche descriptive de la carte n°1, on a recours à la statistique de Moran locale LISA (*Local Indicators of Spatial Association*) pour étudier rigoureusement l'association spatiale locale des taux de sortie du chômage. Cette statistique donne une indication sur le regroupement spatial significatif de valeurs similaires autour de chaque observation. En d'autres termes, elle permet de voir si la variable statistique est homogène et significativement plus élevée (ou plus faible) que l'ensemble. La carte suivante (carte n°2) permet d'identifier les zones où les taux de sortie du chômage sont à la fois significativement extrêmes et géographiquement homogènes.

Les bassins extrêmes identifiés sur cette carte correspondent à ceux déjà identifiés sur la carte n°1. On retrouve ainsi les bassins les plus favorables situés au nord de la Lozère et ceux situés au sud des Pyrénées-Orientales. Concernant les bassins les plus défavorables, on les retrouve dans le département du Gard. Les bassins de vie identifiés par ce procédé résistent au changement de définition de la sortie du chômage. En effet, les massifs extrêmes identifiés pour les reprises d'emploi déclarées sont les mêmes que pour les sorties de listes.

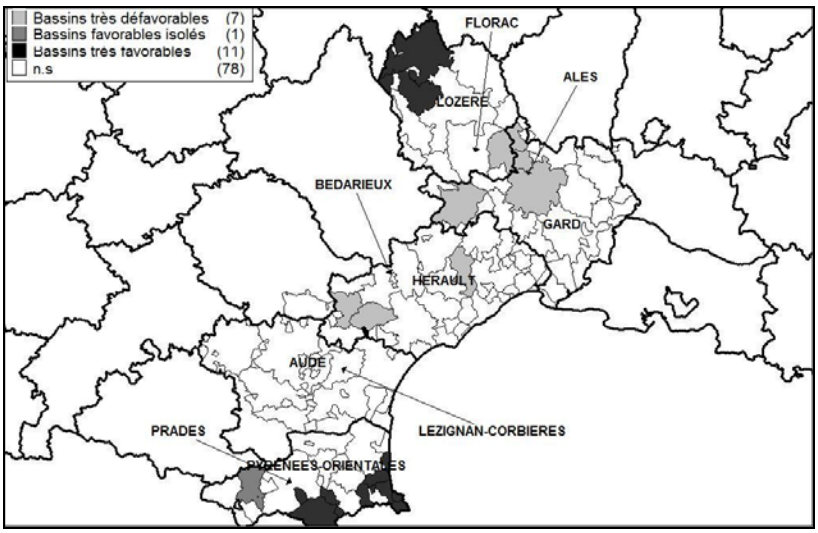
Carte 2. Statistique LISA des taux de sortie du chômage

1-A. ***Sorties des listes***



Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du FHS de l'ANPE.

1-B. ***Reprises d'emploi déclarées***



Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du FHS de l'ANPE.

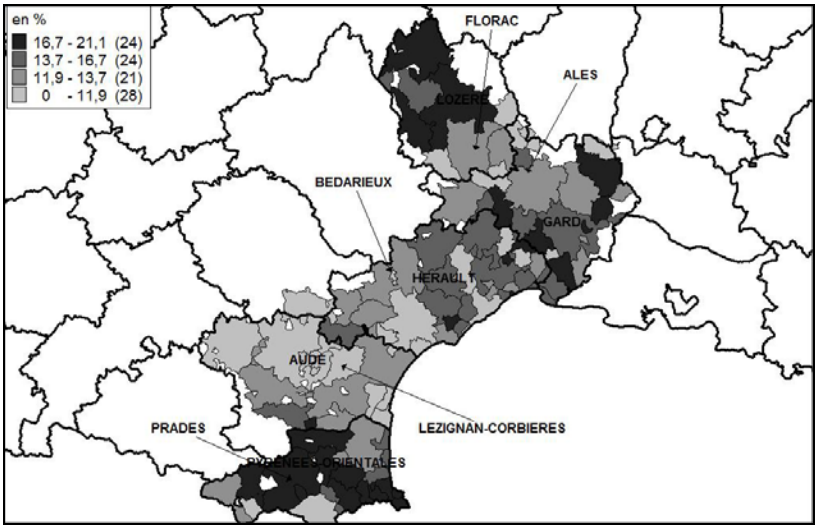
3.2. Les disparités de sortie du RMI dans le Languedoc-Roussillon

3.2.1. Les effets de territoires

En moyenne sur l'ensemble des bassins de la région, les chances d'entrer en intéressement après 12 mois de séjour dans le RMI sont de 13,3%. Pour un quart des bassins de vie, elles dépassent 13,9%. A l'autre extrême, dans le quart des bassins de vie où l'on sort le moins du RMI, les chances de sortir ne dépassent pas 11,9%. Ces différences sont importantes dans la mesure où deux points en moins dans les chances de sortir du RMI au bout d'un an équivalent à *une année en plus* de durée moyenne de séjour dans le dispositif.

Contrairement aux résultats obtenus relativement à la sortie du chômage, la carte n°3 illustre l'existence de forts contrastes territoriaux puisque de nombreux bassins de vie contigus affichent des taux de sortie très différents. C'est notamment le cas avec Allenc qui affiche des taux de sortie du RMI proche de 20% et qui est voisin de Barre-des-Cevennes, un bassin dont le taux de sortie n'excède pas 10%. Le constat est le même pour les bassins d'Aigremont, très favorable et celui de Cadière-et-Cambo, très défavorable. Ainsi, on observe *a priori* peu de régularités spatiales dans la géographie des taux de sortie et il est difficile d'identifier des massifs de bassins de vie affichant des taux homogènes d'entrée dans l'intéressement. En effet, hormis le département de l'Aude qui présente un certain nombre de bassins de vie avec des taux de sortie très faibles (inférieurs à 12%), les autres départements affichent d'importantes disparités spatiales des entrées en intéressement. C'est notamment le cas dans l'Hérault, dans le Gard et dans une moindre mesure en Pyrénées-Orientales. La Lozère reste cependant un département relativement propice à une entrée rapide en intéressement. Dans l'ensemble, la carte du retour à l'emploi au sortir du RMI apparait très contrastée en raison de l'impressionnante diversité locale des taux observés.

Carte 3. Taux de sortie du RMI



Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier FILEAS de la Cnaf.

Il ressort que les zones les plus favorables à la sortie du RMI sont localisées en Pyrénées-Orientales, autour du bassin de Perpignan, et en Lozère à proximité du Bassin de Mende. Le Gard semble tirer partie de sa proximité géographique avec le bassin de vie d'Avignon, puisque l'on recense, à l'est de ce département des taux d'entrée en intéressement relativement élevés. En revanche, la zone la plus défavorable est localisée dans le département de l'Aude. On recense un large massif qui s'étend de Castelnaudary à Carcassonne. De même, les bassins de Béziers et Narbonne dans l'Hérault affichent des taux d'entrée en intéressement très faibles comparativement à la moyenne de la région.

3.2.2. Mesures de l'autocorrélation spatiale.

Comme dans la section précédente, nous recourrons aux méthodes de l'économétrie spatiale afin de mesurer l'autocorrélation en termes de sorties du RMI. Le tableau n°3 permet de mesurer l'autocorrélation spatiale globale, tandis que la carte n°4 mesure l'autocorrélation spatiale locale.

L'autocorrélation spatiale dans les taux de sortie du RMI apparait plus forte qu'en ce qui concerne les taux de sortie du chômage. La présence de dépendance spatiale semble également résister au changement de définition des matrices de contigüités. Comme pour les taux de sortie du chômage, on observe que l'élargissement de la zone des « voisins » tend à réduire le phénomène d'autocorrélation spatiale.

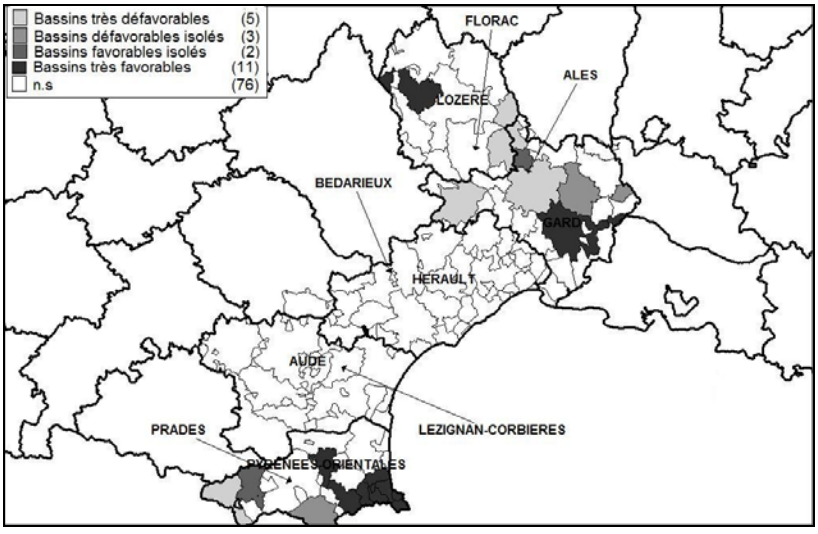
Tableau 3. Statistique *I* de Moran des taux de sorties du chômage en Languedoc-Roussillon

	K plus proches voisins (2)	K plus proches voisins (3)	Reine (2)	Reine (3)	Distance (25 km)	Distance (30 km)
sortie du RMI	0,201	0,2084	0,1331	-0,0294	0,1941	0,1578
p-value	0,018	0,004	0,004	0,334	0,004	0,002

Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier FILEAS de la Cnaf.

Nous avons à nouveau recours à la statistique de Moran locale LISA pour étudier rigoureusement l'association spatiale locale des taux de sortie du RMI. La carte suivante (carte n°4) confirme que les bassins caractérisés par un regroupement spatial significatif de valeurs similaires en termes de sortie du RMI sont surtout localisés dans le Gard et dans les Pyrénées-Orientales. Conformément à la carte précédente, les Pyrénées-Orientales concentrent les quelques bassins de vie dont les chances de sorties du RMI sont parmi les plus faibles. De son côté, le Gard abrite les quelques bassins les plus favorables en matière de sortie du RMI. Les massifs repérés à la simple lecture des cartes sont donc validés par une étude spatiale plus rigoureuse.

Carte 4. Statistique LISA des taux de sortie du RMI



Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier FILEAS de la Cnaf.

3.3. Sortir du chômage et sortir du RMI : régularités et contrastes

3.3.1. Comparaison des profils des populations étudiées

Dans un premier temps, nous cherchons à savoir pour quelle mesure de la sortie du chômage, les chances de sortir du RMI et les chances de sortir de l'ANPE sont les plus proches. Le tableau n°4 présente les corrélations entre les différentes conventions de sorties du chômage et les entrées en intéressement. On constate que la convention « reprises d'emplois déclarées » est la plus proche de la mesure des chances de sortir du RMI. Néanmoins, ces corrélations ne sont pas très élevées, ce qui traduit bien les différences entre les deux populations étudiées (chômeurs et allocataires du RMI). En effet, si ces deux populations présentaient des caractéristiques semblables, on devrait observer des taux de sortie du chômage très proches pour un même bassin de vie. Or, les corrélations observées signifient que tel n'est pas le cas.

Tableau 4. Corrélations entre les chances de sortir de l'ANPE et les chances de sortir du RMI.

	sorties de listes	reprises d'emplois déclarées	entrées en intéressement
sorties de listes	**1**	-	-
reprises d'emplois déclarées	0,89	**1**	-
entrées en intéressement	0,30	0,32	**1**

Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du FHS de l'ANPE et du fichier FILEAS de la Cnaf.

3.3.2. Comparaison des disparités spatiales

Du point de vue de la comparaison des populations étudiées (chômeurs et RMIstes), on observe *a priori* une nette différence dans la distribution spatiale des taux de sortie du chômage et du RMI. Or, si l'on semble distinguer davantage de massifs dans la première plutôt que dans la seconde, la dispersion des situations locales n'apparait pas systématiquement plus élevée pour les sorties du RMI que pour celles du chômage ; comme l'illustre le faible écart entre les coefficients d'autocorrélation spatiale globale de Moran de ces deux indicateurs statistiques.

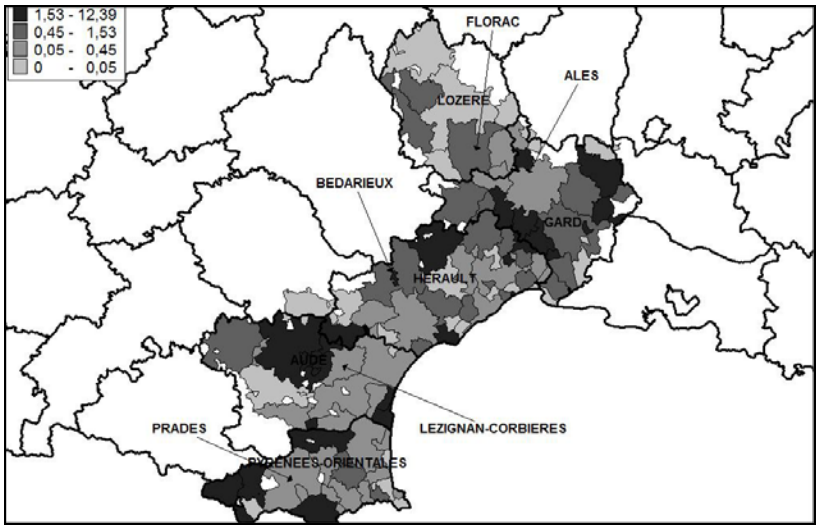
Ensuite, on cherche à savoir si les bassins de vie qui affichent les taux de retour à l'emploi les plus faibles sont les mêmes pour les deux populations considérées : cela permettrait de savoir si les allocataires du RMI et les demandeurs d'emploi sont égaux face aux disparités territoriales de retour à l'emploi. Pour cela, on compare les taux normalisés des deux mesures les plus proches (« reprises d'emplois déclarées » et « entrées en

intéressement »). La carte n°5 représente les écarts entre ces taux : les zones les plus claires correspondent à des bassins de vie où l'écart des taux est faible, que ceux-ci soient favorables ou défavorables et les zones les plus foncées sont celles où l'écart des taux est le plus élevé.

La présence de bassins de vie favorables aux deux populations pourrait s'expliquer, entre autres, par un marché local du travail dynamique où les qualifications demandées sont en adéquation avec les qualifications offertes, de telle sorte que le stock d'emplois local permet d'insérer sur le marché du travail chômeurs et allocataires du RMI. Cette adéquation entre chances de sortir de l'ANPE et entrées en intéressement se vérifie notamment en Lozère, autour du bassin de Mende. En revanche, le département de l'Aude présente un certain nombre de bassins pour lesquels les chances de retour à l'emploi sont faibles quelle que soit la population considérée.

Plus que les similitudes, les contrastes entre populations sont intéressants car ils témoignent d'une asymétrie dans les problèmes de retour à l'emploi. Nous interprétons l'asymétrie entre les chances de retour à l'emploi pour ces deux populations par l'éventuelle existence d'un problème d'adéquation entre les emplois proposés dans le bassin et les compétences qui y sont disponibles. En d'autres termes, une asymétrie en défaveur des allocataires du RMI pourrait s'expliquer par des emplois proposés plutôt qualifiés s'appariant mal avec des demandeurs d'emploi peu qualifiés. Ceci dit, il est également possible que des emplois peu qualifiés ne trouvent pas preneurs dans des bassins de vie où les individus seraient trop qualifiés.

Carte 5. Les contrastes territoriaux entre demandeurs d'emplois *et* allocataires du RMI



Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du FHS de l'ANPE et du fichier FILEAS de la Cnaf.

-4-

Les disparités spatiales du retour à l'emploi, corrigées des effets de composition

Les constats précédents ont été établis sur la base des taux bruts de retour à l'emploi. 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, qui dépend notamment de l'ensemble de leurs caractéristiques socio-économiques (âge, diplôme, qualification, etc.). Il est clair que la structure par âge, par sexe ou par qualification va influencer 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 massif ». De même, les disparités spatiales des taux bruts pourraient ne refléter que des écarts de composition sociodémographique et s'atténuer si l'on neutralisait les effets de composition. En corrigeant par les effets de composition de la main-d'œuvre, il est théoriquement possible de transformer un massif en zone hétérogène et inversement. Pour bien séparer les effets de territoire des effets individuels, nous introduisons un deuxième indicateur, appelé « taux net de retour à l'emploi » qui représente l'effet du territoire sur le retour à l'emploi.

4.1. Éléments de méthode

Le taux net de retour à l'emploi est obtenu en estimant un modèle à effet fixe au niveau communal. 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*. Comme les effets fixes de territoire ne sont pas directement interprétables, on présente les résultats sur les taux nets de la manière suivante : on fixe les variables socio-économiques à une valeur de référence (moyenne nationale) puis on calcule la durée du chômage qui correspond à cette moyenne en laissant les effets fixes territoriaux inchangés. Par construction, cette durée nette neutralise toutes les différences de composition socio-économique de la main d'œuvre puisque l'on impose la même valeur des variables socio-économiques à toutes les unités territoriales étudiées. Cette

convention permet de faire ressortir l'effet de territoire et de rendre les durées nettes des différentes unités territoriales directement comparables.

Notons ici que 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[6]. Dans le cas du fichier de l'ANPE, les variables socio-économiques qui sont utilisées dans le calcul des taux nets 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 sont les suivantes : sexe, âge, nationalité, situation matrimoniale, nombre et âge des enfants, ancienneté de RMI et revenus de l'année antérieure ainsi que le type de logement dans lequel l'individu réside.

4.2. Les déterminants individuels du retour à l'emploi…

4.2.1. … pour les chômeurs

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 initial génère des différences importantes de durée du chômage. Par rapport au cas le plus répandu (école 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 le retour 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 au retour à l'emploi sont les licenciements et la fin d'intérim. 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. 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. Nous trouvons que la durée passée au chômage par les Rmistes est plus forte, toutes choses égales par ailleurs.

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 est la plus longue 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. On trouve que les hommes passent moins de temps au chômage que les femmes et que 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, mais les citoyens des autres pays sont fortement désavantagés. Enfin, le fait d'être handicapé augmente également la durée du chômage.

4.2.2. … pour les Rmistes

Les chances de sortie du RMI diminuent globalement avec l'âge, relativement moins vite pour l'intéressement que pour des motifs non observés. La durée passée précédemment au RMI a un effet similaire. Les chances de sorties diminuent avec l'ancienneté préalable dans le dispositif, mais la diminution de la probabilité de sortie par l'intéressement est relativement plus lente que celle des autres sorties. En outre, le nombre d'enfant 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 dans le cas d'enfant de moins de 3 ans. La présence d'enfants de moins de trois ans favorise aussi les sorties pour motifs non renseignées par rapport aux sorties par l'intéressement. La nationalité a, par contre, un effet plus contrasté. Les allocataires dont la nationalité n'est pas française sortent relativement plus vite du RMI que les allocataires de nationalité française que ce soit ou non par le dispositif d'intéressement.

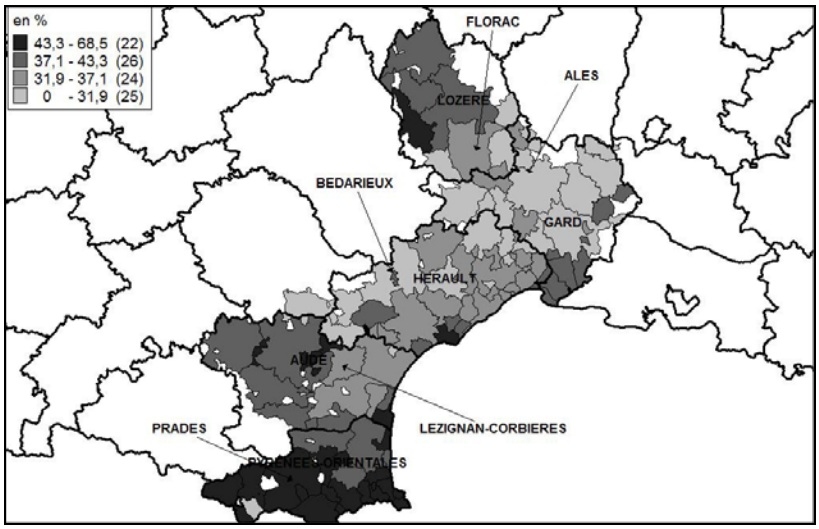
Plus le revenu net de l'année antérieure est élevé, plus les chances de sorties, particulièrement vers l'intéressement, sont importantes que ce soit pour les sorties durables ou pour les sorties non durables. Enfin, l'autonomie par rapport au logement est un dernier facteur important. Les personnes possédant un logement propre, locataires ou propriétaires, sortent beaucoup plus facilement du RMI que celles qui occupent un logement à titre gratuit et qui ne paient pas pour leur logement. Cette différence relative est particulièrement nette dans le cas des sorties par l'intéressement. Par exemple, dans le cas des sorties à 12 mois, la

probabilité de sortir par l'intéressement par rapport à celle de rester dans le dispositif du RMI augmente tandis que la probabilité des autres types de sorties diminue 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 de sortie brut entre bassins de vie. Le calcul des taux nets doit alors neutraliser cette influence.

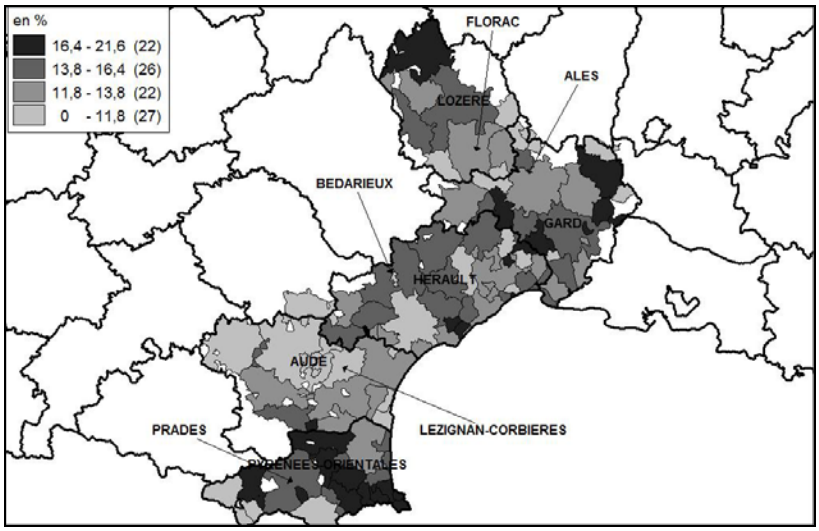
Carte 6. Taux nets de retour à l'emploi

6-A. ***Taux nets de sortie de l'ANPE (reprises d'emplois déclarées)***



Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du FHS de l'ANPE.

6-B. ***Taux nets d'entrées en intéressement***



Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier FILEAS de la Cnaf.

4.3. Les effets de territoire

La distribution spatiale des taux bruts est très proche de celle des taux nets de retour à l'emploi, comme l'illustre la carte n°6, et les principaux constats qui avaient été posés pour les cartes des taux bruts demeurent valides. Que l'on raisonne sur les sorties de l'ANPE ou les entrées en intéressement, il apparait que la liste des « massifs » favorisés ou défavorisés du point de vue du retour à l'emploi ne comporte peu ou pas de changement. On retrouve, pour la sortie du chômage, le large massif défavorable dans le Gard qui s'étend sur une large part du département de l'Aude. De même, les Pyrénées Orientales et la Lozère restent des territoires propices à une sortie rapide du chômage.

Pour les entrées en intéressement, le constat est similaire. La géographie des taux nets d'entrée en intéressement ne diffère pas ou peu de celle des taux bruts. Les massifs que l'on avait déjà pu repérer dans la section précédente semblent donc se retrouver ici. Par ailleurs, les mesures de l'autocorrélation que l'on présente dans le tableau suivant confirment cette idée de similitude entre les disparités spatiales de taux de sortie bruts et nets (que l'on raisonne en termes de sortie du chômage ou de sortie du RMI).

Tableau 5. Statistique *I* de Moran des taux nets de sorties du chômage et de sortie du RMI en Languedoc-Roussillon

	K plus proches voisins (2)	K plus proches voisins (3)	Reine (2)	Reine (3)	Distance (25 km)	Distance (30 km)
reprises d'emploi déclarées	0,2557	0,2179	0,128	0,1038	0,2364	0,1679
p-value	0,006	0,008	0,007	0,003	0,001	0,001
sortie du RMI	0,2096	0,2173	0,1401	-0,0409	0,2049	0,183
p-value	0,015	0,006	0,005	0,233	0,003	0,002

Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du FHS de l'ANPE et du fichier FILEAS de la Cnaf.

Ainsi, que l'on raisonne en termes de taux bruts ou de taux nets, on retrouve une même organisation de la distribution spatiale du retour à l'emploi, ce qui nous a conduits à chercher l'explication de ces régularités spatiales du côté des caractéristiques locales des offres d'emploi[7].

Il est intéressant également de comparer les taux bruts de sortie du chômage ou du RMI avec les taux nets pour ces mêmes évènements (tableau n°6). Si les chances de sortie du RMI sont relativement proches que l'on raisonne en taux bruts ou en taux nets, tel n'est pas le cas pour la sortie du chômage. On observe effectivement que le fait de passer au taux nets, pour la définition « sortie de listes », tend à augmenter les chances de sortie de l'ANPE. Or, si

le fait de ramener les caractéristiques des demandeurs de la région aux caractéristiques moyennes des demandeurs d'emplois en France conduit à une augmentation des taux de retour à l'emploi, c'est qu'il existe un problème de composition locale. Dans ce cas, la sortie du chômage dans cette région semble, *a priori*, défavorisée par les caractéristiques de sa population, en termes d'âge et de qualification.

Tableau 6. Taux nets de sortie du chômage et de sortie du RMI.

	Quartile inférieur	Médiane	Quartile supérieur	Intervalle interquartile	Moyenne
Sortie du chômage (en %)					
sortie de liste	67,7	70	73,5	5,8	71
reprise d'emploi déclarée	35,4	40,6	45,1	9,7	40,3
sortie du RMI (en %)	12,2	13,4	13,8	1,55	13,3

Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du FHS de l'ANPE et du fichier FILEAS de la Cnaf.

Toutefois, ce résultat général doit être nuancé puisque cette amélioration des taux de sortie n'est observée que pour les « sorties de listes ». Dès lors que l'on s'intéresse aux seules « reprises d'emplois déclarées », le passage des taux bruts aux taux nets tend à diminuer les chances de retour à l'emploi. Si l'on part du postulat que les personnes déclarant retrouver un emploi sont globalement plus qualifiées, alors cette diminution constatée dans les taux de sortie pourrait paradoxalement s'expliquer par un effet de composition favorable. On assiste à deux effets opposés : un effet de composition favorable pour les demandeurs d'emplois qui déclarent avoir retrouvé un emploi et un effet de composition défavorable pour l'ensemble des demandeurs d'emplois qui sortent des listes de l'ANPE.

-5-
Conclusion

En Languedoc-Roussillon, les inégalités territoriales dans l'accès à l'emploi sont parfois très fortes d'un bassin de vie à l'autre et sont globalement plus marquées pour les sorties du RMI que pour les sorties de l'ANPE. A l'aide d'indicateurs d'autocorrélation spatiale locale, nous avons cependant également montré l'existence de régularités dans les disparités spatiales des sorties du chômage comme dans celles du RMI, avec la présence de "massifs" de bassins de vie contigus uniformément favorables ou défavorables au retour à l'emploi. Ces massifs ont des périmètres variés. Ils se maintiennent lorsque l'on raisonne sur

des taux nets, c'est-à-dire en faisant comme si la population de chômeurs de chaque bassin de vie avait les mêmes caractéristiques sociodémographiques que celle de la France entière.

Nos résultats indiquent que les inégalités territoriales dans l'accès à l'emploi ne reflètent que de façon marginale les différences dans les caractéristiques des demandeurs d'emploi selon les bassins de vie. Des différences existent et peuvent jouer localement un rôle important, mais elles ne permettent pas d'interpréter la géographie générale du chômage. Cette dernière peut être 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 zones et l'accessibilité des centres d'emploi peuvent aussi jouer un rôle important. Au-delà, les inégalités territoriales dans l'accès à l'emploi peuvent aussi exprimer les différences de tissu social local, au travers d'effets de pairs, d'effets de réseaux sociaux dans la recherche d'emploi et de mécanisme de ségrégation.

Nous avons pu constater que certains bassins de vie présentaient des taux de retour à l'emploi importants (ou faibles) pour les deux populations considérées : allocataires du RMI et demandeurs d'emplois. A l'inverse, d'autres bassins révèlent une asymétrie des difficultés puisque l'une des deux populations présente des taux de retour à l'emploi relativement faibles tandis que l'autre bénéficie d'une situation plus favorable. Partant du constat que les demandeurs d'emplois sont globalement plus qualifiés que les allocataires du RMI, notre interprétation est que les disparités dans les chances de retour à l'emploi pour ces deux populations relève d'un problème d'adéquation entre les emplois proposés dans le bassin et les compétences qui y sont disponibles. En d'autres termes, une asymétrie en défaveur des allocataires du RMI pourrait s'expliquer par des emplois proposés plutôt qualifiés s'appariant mal avec les compétences locales. Cette lecture permet de poser un diagnostic sur les problèmes d'emploi dans les territoires et fournit un guide pour y orienter le contenu de l'action publique.

Bibliographie

CREPON B., DEMEJEPPE M., GURGAND M., 2004, "Counseling the unemployed : does it lower unemployment duration and recurrence ?". *Mimeo*, Octobre.

DORMONT B., FOUGERE D., PRIETO A., 2001, "L'effet de l'allocation unique dégressive sur la reprise d'emploi", *Economie et Statistique*, n°343.

DUGUET E., GOUJARD A., L'HORTY Y., 2008, "Les disparités spatiales du retour à l'emploi : une exploitation à partir de sources exhaustives", *Economie et Statistique*, n°415-416.

DUGUET E., L'HORTY Y., Sari F., 2008, "Sortir du chômage en Languedoc-Roussillon", *Document de travail du CEE*, n°97-13.

DUGUET E., L'HORTY Y., SARI F., 2009, "Sortir du chômage en Ile-de-France : Disparités territoriales, Spatial Mismatch et ségrégation résidentielle", *Revue économique,* à paraître.

GRANIER P., JOUTARD X., 2002, "L'influence de la perception du RMI sur la sortie vers l'emploi", *Economie et Statistique*, n°357-358, pp. 23-47.

GURGAND M., MARGOLIS D., 2001, "RMI et revenus du travail : une évaluation des gains financiers à l'emploi", *Economie et statistique*, n°346-347, 20p.

KAIN J., 1698, "Housing Segregation, Negro Employment, and Metropolitan Decentralization", *Quarterly Journal of Economics*, 82, pp. 175-197.

INSEE, 2007, "Désindustrialisation, déprise agricole et développement de l'emploi dans les services en Languedoc-Roussillon", *Repères Synthèses*, n°1, janvier.

Notes

[1] Néanmoins, un travail précédent avait déjà permis de comparer les chances de sortie du chômage et du RMI mais à un niveau bien plus large, celui de la France entière (voir Duguet, Goujard, L'Horty, 2009, *op. cit.*).

[2] De plus, à la différence du bassin d'emploi, le bassin de vie prend en compte « la capacité d'attraction des équipements et services publics et privés (transport, enseignement, santé, action sociale) » de la ville principale. Un bassin de vie peut donc être considéré comme l'espace délimité par l'aire d'influence d'une ville.

[3] Le mécanisme d'intéressement a pour but d'inciter les bénéficiaires du RMI au retour à l'emploi. 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 excédant le plafond et en particulier les revenus d'activité. 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.

[4] L'enquête « sortants » est un sondage par quota réalisé chaque trimestre auprès d'environ 2000 demandeurs d'emploi sortis des listes de l'ANPE, le dernier mois du trimestre précédent, afin de déterminer les motifs de sortie des listes.

[5] Le nombre insuffisant d'allocataires du RMI pour certaines communes ne permet pas de produire des estimations fiables. D'où la nécessité d'agréger au niveau du bassin de vie pour obtenir un seuil suffisant.

[6] Nous renvoyons à un précédent travail pour plus de détails sur la méthode utilisée pour calculer les taux nets : voir Duguet, Goujard, L'Horty (2009), *op. cit.*.

[7] Nous ne présentons pas ici les cartes de statistiques LISA en raison de la proximité entre les cartes des taux bruts et celles des taux nets.