

DOCUMENT DE TRAVAIL

LES DISPARITÉS SPATIALES  
DU RETOUR À L'EMPLOI :  
une analyse cartographique  
à partir de sources exhaustives

EMMANUEL DUGUET  
ANTOINE GOUJARD  
YANNICK L'HORTY

**N° 85**

avril 2007

**CENTRE  
D'ETUDES  
DE L'EMPLOI**

«LE DESCARTES I»  
29, PROMENADE MICHEL SIMON  
93166 NOISY-LE-GRAND CEDEX  
TÉL. 01 45 92 68 00 FAX 01 49 31 02 44  
MÉL. [cee@cee.enpc.fr](mailto:cee@cee.enpc.fr)  
<http://www.cee-recherche.fr>

# Les disparités spatiales du retour à l'emploi : une analyse cartographique à partir de sources exhaustives

EMMANUEL DUGUET

[emmanuel.duguet@univ-evry.fr](mailto:emmanuel.duguet@univ-evry.fr)

*Centre d'études de l'emploi, EPEE-Université d'Évry-Val-d'Essonne*

ANTOINE GOUJARD

[antoine.goujard@gmail.com](mailto:antoine.goujard@gmail.com)

*Centre d'études de l'emploi, EPEE-Université d'Évry-Val-d'Essonne*

YANNICK L'HORTY

[yannick.Lhorty@mail.enpc.fr](mailto:yannick.Lhorty@mail.enpc.fr)

*Centre d'études de l'emploi, EPEE-Université d'Évry-Val-d'Essonne*

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 85

Avril 2007

ISSN 1776-3096  
ISBN 978-2-11-096792-3

# LES DISPARITÉS SPATIALES DU RETOUR À L'EMPLOI : UNE ANALYSE CARTOGRAPHIQUE À PARTIR DE SOURCES EXHAUSTIVES

Emmanuel Duguet<sup>1</sup>, Antoine Goujard<sup>1</sup>, Yannick L'Horty<sup>1</sup>

## RESUME

L'objectif de cette recherche est d'analyser les disparités spatiales du retour à l'emploi en France à un niveau géographique très fin, celui de la commune ou du code postal. Les données utilisées permettent de couvrir tout le territoire métropolitain en mobilisant deux sources administratives exhaustives qui portent sur deux populations distinctes : les chômeurs inscrits à l'ANPE et les bénéficiaires du RMI. En estimant des modèles de durée et des modèles Logit multinomiaux, on reconstitue les taux de retour à l'emploi pour les deux populations dans chaque commune. On compare ensuite les disparités entre des taux « bruts » qui correspondent aux statistiques descriptives, à celles des taux « nets », qui sont recalculées comme si chaque commune avait la composition sociodémographique moyenne de la France. Pour les deux populations, on met en évidence des « effets de massifs » : des agrégats de communes affichent des scores indistinctement très positifs ou très négatifs sur de larges parties du territoire national. Les massifs uniformément favorables au retour à l'emploi occupent près d'un quart de la surface de la France. Les zones uniformément défavorables au retour à l'emploi occupent un autre quart du territoire. Sur la moitié restante du territoire, les disparités locales sont en revanche très vives, avec des oppositions parfois fortes entre des communes contiguës, même en contrôlant des effets de composition de la main-d'œuvre. Ces résultats illustrent à la fois les enjeux et les limites des actions locales pour l'emploi.

**Mots-clefs** : modèle de durée, sortie du chômage, disparités spatiales, ségrégation, RMI.

**Classement JEL** : C41, J64, R12, R23.

---

<sup>1</sup> Centre d'études de l'emploi – « Le Descartes I », 29 promenade Michel Simon – 93166 Noisy-le-Grand Cedex, et EPEE (EA 2177) Université d'Évry-Val-d'Essonne – 4, boulevard François Mitterrand – 91025 Évry Cedex.

## ***Spatial “Back to Work” Disparities: a Cartographical Analysis from Exhaustives Data Sets***

### ***Abstract***

*We are analysing spatial disparities in unemployed back to work in France at a very thin level of observation, i.e. the municipality or the zip code. Our data sets are covering the whole French territory. We are using two exhaustives administrative data sets on two different populations: Unemployed seeking a job within the French civil service (through Agence Nationale Pour l’Emploi) and the minimum income beneficiary (Revenu Minimum d’Insertion). Estimating duration models and Multinomial Logit models, we evaluate back to work hazard rates for every municipality in France (more than 36 000 towns are covered). Then, we compare these rough rates to nets rates, calculated as if every municipality has the average French composition by age, sex, skilled, etc. For the two populations, unemployed people and minimum income beneficiary, we find « massif effects ». Aggregates of municipalities have evenly high (resp. low) back to work hazard rate on large areas of the French territory. Massifs in favour of a quick unemployment exit are covering a quarter of the French territory. Massifs uniformly playing against back to work are covering another quarter. On the least half of the territory, local disparities are very high, with sometimes strong opposition between contiguous municipalities, even if we control for the labour force composition. Our results illustrate necessity and limits of strictly local employment programs.*

***Key words:*** *duration model, unemployment exit, spatial disparities, segregation, minimum income.*

## INTRODUCTION<sup>2</sup>

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, la règle est l'absence de résultats spatialisés. 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 Vernaudeau (1997), Hecquet et Lainé (1999), Anne et L'Horty (2002), Bouchoux, Houzel et Outin (2004). D'un autre côté, on dénombre également très peu d'études qui font jouer à la dimension spatiale un rôle actif dans l'analyse de l'emploi : Blanpain (2000), 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 (cf. Marpsat [1999] pour un survol) et avec la quantité de travaux théoriques qui insistent sur le bienfondé 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 ou dans celle de Granovetter (1974) sur l'importance des effets de réseaux sociaux (Wasmer et Zénou [2002] ; Brueckner, Thisse et Zénou [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 plaideraient plutôt pour un réinvestissement de la dimension spatiale. Citons la décentralisation des outils de l'insertion avec la loi du 18 décembre 2003 portant sur le volet allocation du RMI et mettant en place le RMA. Évoquons les aides à

---

<sup>2</sup> Cette étude est une version remaniée d'un rapport de recherche réalisé pour le Conseil de l'emploi, des revenus et de la cohésion sociale (Cerc), publiée dans le cadre du rapport n° 6 de novembre 2005 intitulé « Aider au retour à l'emploi » réalisé à la demande du Premier ministre. La mise à disposition des données a bénéficié de l'assistance de Laurent Josso et Julie Micheau de l'ANPE, ainsi que de Ronan Mahieu et Florence Thibault de la Cnaf. Ce travail a bénéficié du suivi et des remarques de Michel Dollé, Laurence Rioux, Michèle Mansuy, Pierre Boisard et André Bossard, du Cerc, ainsi que des participants à des séminaires internes dans les institutions suivantes : ANPE, CEE, Cerc, Cnaf, Dares, DGTEFP, Drees, EPEE-Université d'Evry, Ermes-Université Paris II, LEO-Université d'Orléans, Sepes. Il a également bénéficié des remarques de Marie-Christine Bureau, Patrick Nivolle, et Pierre Ralle, du CEE, ainsi que des participants aux Journées de Microéconomie appliquée (Nantes, juin 2006), aux Journées du Longitudinal (Aix-en-Provence, juin 2006), et au colloque Territoires, Actions sociales et Emploi (Paris, juillet 2006).

l'emploi dont la dimension territorialisée est de plus en plus affirmée au travers par exemple des Zones franches urbaines (ZFU), des aides régionales européennes, ou encore des dispositifs d'accompagnement des chômeurs qui sont individualisés et donc, nécessairement, localisés (PARE, PAP...). Évoquons également les changements législatifs qui rendent possible des expérimentations locales en matière d'aide à l'emploi et 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 puisse donner véritablement d'indicateurs permettant de prendre la mesure de ces phénomènes.

Même si ces changements de politique économique nous y invitent, il paraît de toute façon souhaitable d'explorer la dimension locale dans l'analyse du marché du travail, comme dans bien d'autres domaines. Il ne s'agit pas seulement de mettre en doute le postulat de neutralité des différenciations spatiales, qui est latent dans la quasi-totalité des études appliquées sur données agrégées. L'objectif est surtout d'utiliser au mieux cette variabilité comme une composante active d'une analyse appliquée. Les progrès des techniques économétriques et de la capacité des ordinateurs permettent désormais d'utiliser la variabilité spatiale des données comme un élément actif d'une inférence économétrique. En d'autres termes, la diversité spatiale est un autre moyen de produire de la variance dont se nourrit l'économétrie. Il ne s'agit pas de rechercher des invariants locaux pour confirmer une théorie comme l'ont fait dans le domaine de la formation des salaires Blanchflower et Oswald (1994), mais d'exploiter ultérieurement les disparités locales pour invalider des propositions.

L'objectif de cette recherche est d'étudier les disparités spatiales du retour à l'emploi en France au niveau géographique le plus fin, celui de la commune ou à défaut du code postal, en mobilisant des sources administratives exhaustives. Pour étudier ce type de disparités, nous avons construit un système d'observation géo-localisée, baptisé SOLSTICE<sup>3</sup>. 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. Nous mobilisons le fichier historique statistique de l'ANPE et le fichier FILEAS de la Cnaf dans leur version exhaustive.

Avec ces sources statistiques, on analyse en premier lieu les disparités brutes du retour à l'emploi, telles qu'elles ressortent de statistiques non retravaillées. Puis on étudie les disparités nettes, toutes choses égales par ailleurs, et en particulier à composition de la main-d'œuvre identique sur tout le territoire. L'analyse est menée simultanément pour deux populations, les chômeurs inscrits à l'ANPE et les bénéficiaires du RMI, ce qui a nécessité la réalisation de deux études disjointes mais coordonnées.

La première section décrit les sources et les méthodes de recherche. La deuxième section discute les disparités spatiales des *taux bruts* de retour à l'emploi pour les deux populations couvertes par deux sources statistiques distinctes en mobilisant deux types de modélisation économétrique. Dans la section trois, on analyse les disparités spatiales des *taux nets* du retour à l'emploi pour ces deux populations.

---

<sup>3</sup> 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, Goujard et L'Horty [2006]).

## **1. SOURCES ET MÉTHODES**

Pour qu'un chômeur occupe un emploi, plusieurs conditions nécessaires doivent être satisfaites. Il faut tout d'abord qu'il existe un emploi vacant, ce qui met en jeu les conditions de la création de postes de travail par les entreprises, la conjoncture sectorielle et macroéconomique, la croissance et son contenu en emploi. Il faut ensuite que le profil de ce poste de travail coïncide avec celui du chômeur, ce qui met en question l'adéquation des qualifications offertes et demandées, le contenu de la formation initiale et continue, ou encore, les conditions de la mobilité professionnelle et géographique. Il faut enfin que le chômeur accepte la proposition qui lui est faite, ce qui renvoie aux conditions de travail et de rémunération, et aux revenus de remplacement dont peuvent bénéficier les chômeurs, qui dépendent eux-mêmes de toute l'architecture des systèmes de prélèvements et de transferts. Création d'un emploi vacant, adéquation entre le profil du poste et celui du chômeur, acceptation par le chômeur de la proposition d'emploi, ne sont que des conditions nécessaires du retour à l'emploi, aucune n'est à elle seule suffisante.

Plusieurs conséquences peuvent être déduites de ces constats. Tout d'abord, les mécanismes du retour à l'emploi des chômeurs sont complexes et de natures diverses. Il ne s'agit pas d'agir sur un levier unique mais de combiner un ensemble d'actions permettant de multiplier les conditions favorables à la sortie du chômage. Ensuite, il est clair que ces conditions ont toutes les raisons d'être différentes selon les individus, selon leurs aptitudes professionnelles, leur expérience, leur biographie d'activité, les revenus et la taille de leur ménage et selon de nombreuses autres caractéristiques individuelles. Enfin, il paraît également clair que ces conditions ont toutes les raisons d'être différentes selon les territoires. Une zone géographique peut être sinistrée par le recul de l'emploi dans un secteur d'activité sur lequel elle était spécialisée tandis qu'une autre zone peut au contraire être favorisée par le dynamisme de telle ou telle branche d'activité. À ces facteurs géographiques qui sont actifs au niveau du bassin d'emploi, peuvent s'en ajouter d'autres qui opèrent à un niveau territorial plus fin, tel que le dynamisme d'un ensemble d'acteurs locaux dans des actions d'insertion ou d'accompagnement du retour à l'emploi. En bref, les conditions du retour à l'emploi sont multiples et différenciées à la fois selon les individus et les territoires.

L'objet du présent article est de mesurer puis d'analyser ces différences spatiales. Pour cela, nous mobilisons des données individuelles et des techniques d'estimation microéconométriques. Les données de sortie du non-emploi sont par nature qualitatives, et les données de chômage et d'emploi peuvent s'exprimer sous forme de durée. Il importe donc d'utiliser des méthodes statistiques et économétriques prenant en compte ces spécificités des données. Dans un grand nombre de travaux économiques appliqués, la durée de 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 de retourner à l'emploi. Ces dernières dépendent de déterminants indépendants du temps (le sexe, l'âge, le niveau d'études...) et de variables temporelles qui indiquent l'état de la conjoncture. 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 Bonnal, Fougère et Sérandon (1997), Dormont, Fougère et Prietto (2001), Gurgand et Margolis (2001), Granier et Joutard (2002), Crépon Dejemeppe et Gurgand (2004).

## Trois originalités : deux sources, exhaustives, une batterie d'indices du retour à l'emploi

Trois originalités distinguent cette recherche des précédentes. Tout d'abord, on évalue les chances du retour à l'emploi de deux populations distinctes. Il s'agit des chômeurs inscrits à l'ANPE, d'une part, et des bénéficiaires du Revenu minimum d'insertion (RMI), d'autre part. En pratique, nous mobilisons deux sources statistiques : le fichier historique de l'ANPE et le fichier FILEAS (fichier des prestations légales et d'action sociale) de la Cnaf. Ces fichiers sont tirés de sources administratives qui couvrent deux populations différentes du point de vue de la proximité de l'emploi typique, mais ce n'est pas la seule motivation pour les mobiliser de façon conjointe. On peut aussi comparer les disparités spatiales obtenues pour les deux populations afin de déterminer les éléments de stabilité de ces disparités.

L'investigation a été menée sur les données de septembre 2004 pour l'ANPE, et de décembre 2003 pour la Cnaf, et sur la France métropolitaine. Le fichier historique de l'ANPE 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<sup>er</sup> juillet 2001 et le 30 juin 2002. La date du 1<sup>er</sup> 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, nous avons apparié les six fichiers disponibles du 30 juin 2001 au 31 décembre 2003<sup>4</sup>. On a ensuite reconstitué un fichier de stock dont la population de départ est constituée des allocataires du RMI présent 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 à cette date déjà en intéressement. On suit alors l'évolution de leurs situations jusqu'en décembre 2003 afin d'obtenir des données comparables au fichier ANPE et un nombre suffisant d'observations.

La deuxième originalité de notre étude est de se positionner au niveau spatial le plus fin. On ne s'intéresse pas seulement aux disparités régionales, départementales ou au niveau des bassins d'emploi. On souhaite aussi documenter les disparités au niveau des codes postaux voire au niveau des communes. Pour cela, il importe de travailler sur les versions *exhaustives* des fichiers de l'ANPE et de la Cnaf, d'autant que le code commune a été blanchi dans l'échantillon au 1/12ème du fichier historique de l'ANPE. Le fichier FILEAS permet de reconstituer les parcours d'un stock de 932 102 allocataires du RMI présents au deuxième semestre 2001 et suivi jusque fin 2003. Le fichier historique de l'ANPE permet de reconstituer les parcours de 3 937 587 chômeurs inscrits en septembre 2004 et de tester les effets de plus d'une centaine de variable explicative avec des modèles estimés à un niveau infra-départemental.

La troisième originalité de notre travail est de reconstituer des taux brut et des taux nets du retour 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 de la population de chaque commune était identique à celle de la moyenne nationale. Des regroupements de communes ont cependant dû être effectués lorsque le nombre de bénéficiaires du RMI et le nombre de chômeurs inscrits à l'ANPE étaient insuffisants pour estimer des effets fixes communaux.

---

<sup>4</sup> Il n'est pas possible d'utiliser les fichiers antérieurs dont les identifiants individuels sont codés selon une règle différente.

Comme les taux bruts et les taux nets sont évalués au niveau local, sur les deux sources, et sur une nomenclature géographique commune, de multiples traitements comparatifs peuvent être effectués au terme de cette recherche. Certes, on peut étudier la cartographie des taux brut ou celle des taux nets de façon séparée au sein de chaque population et tenter de la rapprocher d'indicateurs locaux. Mais on peut aussi comparer le classement des communes pour les deux populations, en taux nets et en taux bruts. On peut également 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 au retour à l'emploi, qui pourrait fournir une base pour des enquêtes statistiques et d'investigation qualitative ultérieures.

## La mesure du retour à l'emploi

Les taux de retour à l'emploi ne sont pas évalués de la même manière dans les deux sources. Dans la base FILEAS de la Cnaf, le taux de retour à l'emploi est la part de bénéficiaires du RMI en intéressement relativement à l'ensemble des bénéficiaires<sup>5</sup> (cf. encadré). Notons que la sortie en intéressement est un indicateur imparfait du retour à l'emploi. Un bénéficiaire du RMI peut retourner à l'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 et qu'il doit avoir un effet très réduits 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 du retour à l'emploi des bénéficiaires du RMI. Par ailleurs, on a choisi de ne pas distinguer selon le type d'intéressement (avec trois modalités : cas général ; Contrats emploi solidarité (CES) ; et de façon très minoritaire création d'entreprise). Les sorties du fichier par le dispositif d'intéressement sont observés à quatre dates différentes, sur deux années. On peut reconstituer ainsi des taux bruts de sortie à 12 et 24 mois.

**Schéma 1**  
**Structure des données FILEAS**

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
Allocataires entrés entre le 30/06 et le	0	111 964	83 243	65 512	54 742	47 896
	Stock de 797 768 allocataires au second semestre 2001			Sorties à 12 mois		Sorties à 24 mois

Les taux nets sont quant à eux issus de l'estimation de modèles logistiques multinomiaux (« multinomial Logit ») dont l'objet est d'expliquer 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 (sortie par l'intéressement ; sortie pour motif non observé ; absence de sortie). En pratique, deux séries de modèles ont été estimés, à 12 et 24 mois.

<sup>5</sup> Les bénéficiaires correspondent à des foyers allocataires du RMI et non à des individus ou à des ménages INSEE.

### Le dispositif d'intéressement du RMI

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.

Dès 1988, un dispositif d'intéressement a permis aux allocataires de cumuler l'allocation avec leurs revenus d'activité, en particulier si ceux-ci restent faibles. Le principe est d'autoriser un cumul partiel des allocations avec des revenus d'activité en cas de reprise d'emploi. Une partie des revenus d'activité est déduite des ressources prises en compte dans le calcul de l'allocation. Cet abattement varie selon la nature de l'activité : CES, création ou reprise d'entreprise au titre de l'ACCRE (Aide aux chômeurs créant ou reprenant une entreprise) ou autres reprises d'activités. Avant 1998, le cumul du RMI et des revenus de l'emploi était partiel pendant les 750 heures travaillées, soit un peu plus de 19 semaines à temps plein, qui suivaient le début de l'activité : le montant de l'allocation n'était réduit que de 50 % du revenu perçu au lieu de 100 %. Au-delà de ces 750 heures, il n'y avait plus de cumul, la totalité du revenu du travail venant en déduction de l'allocation du RMI. Ces règles ont été modifiées le 1er décembre 1998, dans le sens d'un intéressement plus favorable à la reprise d'emploi. Le cumul se fait dorénavant, dans le cas général, de manière totale pendant les six premiers mois, puis l'allocation est réduite de 50 % du revenu d'activité pendant les neuf mois suivants. Pour les Contrats emplois solidarité (CES), l'abattement est de 33 % du montant du RMI de base sur toute la durée du contrat, et pour la création d'entreprise de 100 % pendant les six premiers mois et 50 % les six mois suivants (Cnaf, 2004).

Le fichier FILEAS permet de distinguer quatre types d'intéressement : dans le cas général, Contrats emploi solidarité (CES), intéressement liée à une création d'entreprise et prolongement de la phase d'intéressement suite à une décision préfectorale. Par définition ce dernier type d'intéressement est situé hors du champ de notre étude.

Le fichier historique de l'ANPE comprend davantage d'observations et permet de reconstituer de façon plus précise les parcours 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.

- *définition courante* : un demandeur est considéré comme étant sorti du fichier s'il est sorti pendant au moins un mois ;
- *définition avec récurrence* : un demandeur est considéré comme étant sorti du fichier s'il est sorti pendant au moins 6 mois. Cette seconde définition vise à mesurer la sortie vers un emploi « durable » et consiste à consolider la période de chômage dans le cas de sorties courtes successives.

Une fois que l'on a adopté une convention sur le calcul de la durée du chômage, le problème de la cause de sortie du chômage se pose. 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 retour vers 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 :

- 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 « retour vers l'emploi » consiste à considérer que *seul* le motif de retour 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 du chômage, qui impliquent des nombres d'observations différents (tableau 1). 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 retour à l'emploi, seul le retour 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 6 mois. Enfin, en utilisant la définition récurrente avec retour à l'emploi, seul le retour à l'emploi est une sortie dès qu'il atteint 6 mois.

**Tableau 1**  
**Nombre d'observations**

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

*Champ* : Cohorte de demandeurs d'emploi inscrits entre le 1<sup>er</sup> juillet 2001 et le 30 juin 2002, suivis jusqu'au 31 septembre 2004.

*Source* : ANPE, Fichier historique statistique (FHS).

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. Les taux bruts de sortie sont issus de l'estimation de ces modèles et peuvent être estimés pour différents horizons temporels. L'annexe 2 décrit le modèle et les modalités de son estimation.

Soulignons que les deux populations se distinguent dans le type d'emploi auxquelles elles accèdent. Le retour à l'emploi des bénéficiaires du RMI lorsqu'il est uniquement mesuré par le passage en intéressement est très généralement un retour à un « mauvais emploi », associant faible rémunération, contrat à durée déterminée et temps partiel. Ce type d'emploi correspond fréquemment à une activité réduite au sens de l'étude sur les données de l'ANPE.

## **Regroupements des unités géographiques**

Dans les estimations, on utilise des modèles à effets fixes locaux ce qui suppose un nombre suffisant d'observations au niveau communal. On a testé différents seuils pour le nombre minimal de bénéficiaires 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 de bénéficiaires 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. Les codes postaux agrégeant plusieurs communes et regroupant plus de 25 bénéficiaires du RMI ont été conservés. Les regroupements ont été réalisés par département. On arrive à un total de 4 704 unités géographique représentant 797 768 bénéficiaires du RMI et 17 929 communes. On a ainsi conservé 71,5 % des allocataires et 60,3 % des communes présentant au moins un allocataire du RMI.

On a retenu un seuil de 100 chômeurs inscrits à l'ANPE 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 son 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 avec la définition courante avec sortie des listes.

## **2. LES DISPARITÉS « BRUTES » DU RETOUR À L'EMPLOI**

Nous avons réalisé en parallèle deux études distinctes mais coordonnées. Sur les deux populations, l'objet est d'évaluer l'influence du code commune ou du code postal sur le retour 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 méthodes d'estimation sont largement imposées par la nature des données et sont décrites de manière détaillée en annexe. La dernière étape de l'étude est de comparer les résultats obtenus avec les deux approches. Ce travail de comparaison est facilité par le fait que l'on raisonne sur une même nomenclature géographique, ce qui rend possible l'appariement des résultats issus des deux sources. Cette section décrit les disparités des taux bruts de retour à l'emploi.

### **Les taux bruts de sortie du RMI**

L'un des résultats principaux de notre étude, qui émerge des traitements réalisés sur les données de la Cnaf comme de ceux réalisés sur les données de l'ANPE, réside dans la très forte hétérogénéité géographique des conditions du retour à l'emploi. Statistiquement, la dispersion spatiale des taux de sortie du chômage et du RMI est bien supérieure aux disparités que l'on peut mesurer selon d'autres modalités plus usuelles d'observation, telle que l'âge, le niveau de diplôme, le sexe, ou l'ancienneté.

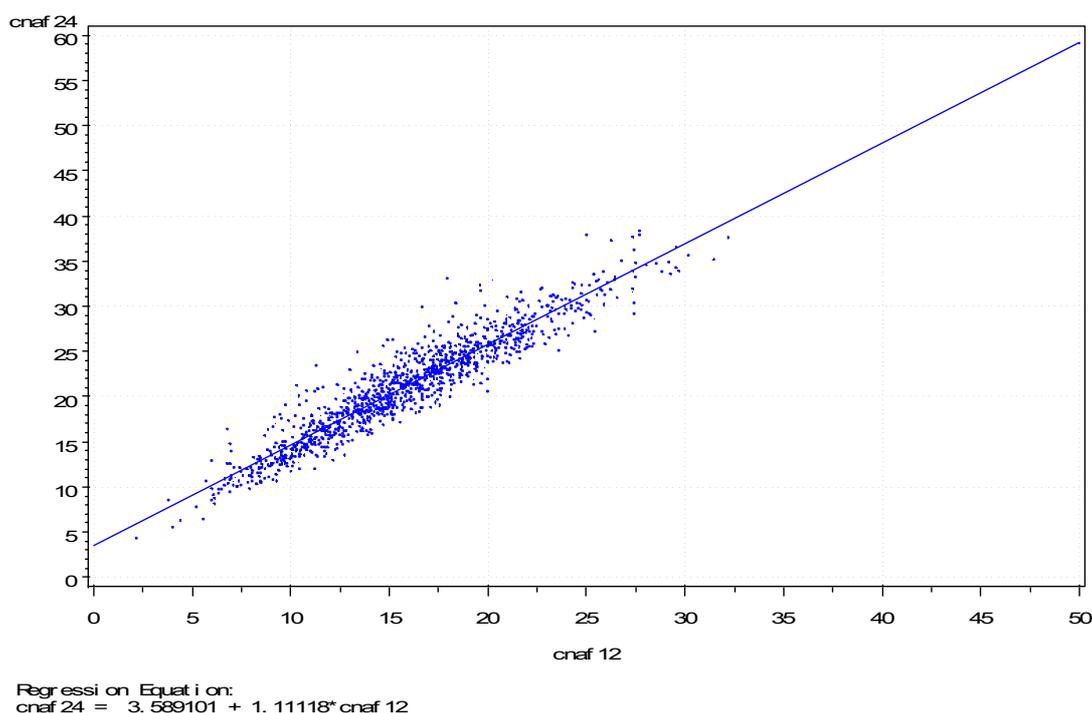
En moyenne sur l'ensemble des communes françaises, les chances de sortir du RMI après 12 mois de séjour dans le dispositif, sont de 15,8 %. Mais pour un quart des communes elles dépassent 19,6 % et pour un dixième 24,1 %. À l'autre extrême, dans le quart des communes françaises où l'on sort le moins du RMI, les chances de sortir 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 quatre points en moins dans les chances de sortir du RMI 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.<sup>6</sup>

L'essentiel des sorties se fait d'ailleurs la première année. Un an plus tard, les chances de sortie sont de moins de 22 %, contre 15,8 % la première année. La deuxième année de RMI a donc augmenté les chances de sortir de six points seulement. À nouveau, les différences entre les localités sont très marquées. Pour un quart des communes, les chances de sortir du RMI 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 l'on sort le moins du RMI, les chances de sortir 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 chances de sortie à 24 mois plutôt qu'à 12 mois.

Une façon naturelle de représenter les disparités des taux de sortie du RMI est de réaliser des cartes de France pour les taux bruts à différents horizons. Avec les données de la Cnaf, nous avons choisi de cartographier les taux de sortie du RMI à 12 et 24 mois. Les résultats sont assez proches dans les deux cas, dans la mesure où les taux bruts de sorties à 12 et 24 mois sont très corrélés, surtout si l'on se limite aux grandes unités spatiales (cf. graphique 1). Pour cette raison, dans cet article, nous ne reproduisons que les cartes des sorties à 12 mois.

**Graphique 1**  
**Taux bruts à 12 et 24 mois pour les localités comptant plus de 100 bénéficiaires du RMI**  
**(n= 1214)**



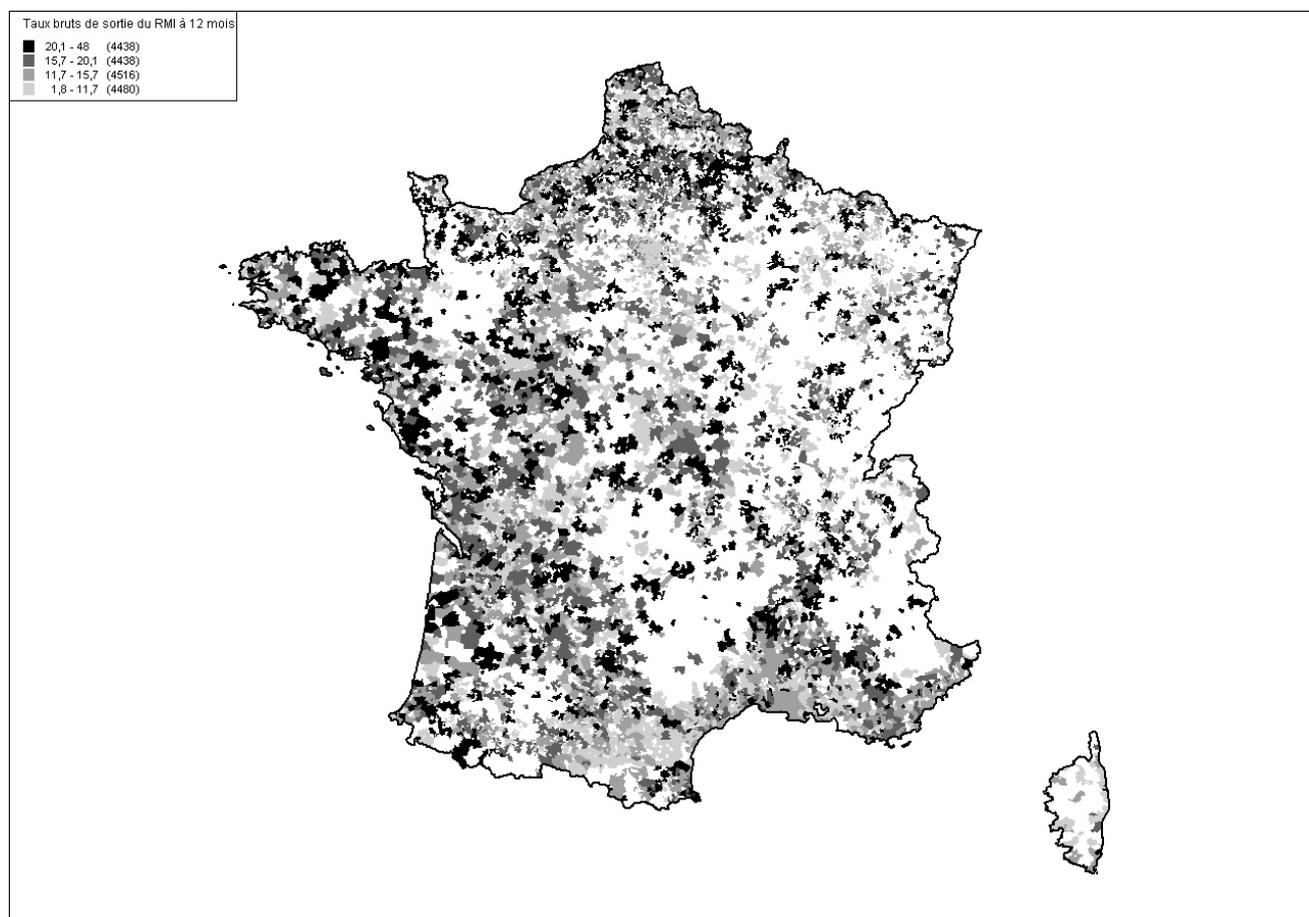
La carte 1 présente les taux bruts de sortie du RMI à 12 mois au sein de l'ensemble des 4 704 unités géographiques qui sont couvertes par cette étude (c'est-à-dire toutes les communes qui comportent plus de 25 allocataires du RMI et les codes postaux des communes regroupées qui comportent moins de 25 allocataires du RMI).

<sup>6</sup> Sous l'hypothèse que la probabilité est constante dans le temps, la différence des durées moyennes est égale à :  $1/0,12 - 1/0,16 = 2,08$ .

Un premier constat est que ces cartes comportent plusieurs zones blanches, qui correspondent à des codes communes qui n'ont pas été renseignés au terme de notre procédure. Deux types d'explications peuvent être évoqués. Tout d'abord, ces zones sont de faible densité de population, ce qui induit une faible densité de bénéficiaires du RMI, d'où des regroupements éliminant de nombreuses communes de l'analyse. La deuxième raison réside dans un fort taux de sortie du RMI et un faible niveau de recours au dispositif qui entraînent une faible présence de bénéficiaires 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.

Le deuxième constat qui s'impose dès lors que l'on fait abstraction des zones non renseignées, est l'impressionnante diversité locale des taux bruts de sortie du RMI. La carte de France du retour à l'emploi au sortir du RMI apparaît très diversifiée. Il est fréquent de voir des communes parmi les plus propices au retour à l'emploi, jouxter des localités dont le taux de sortie du RMI est le plus faible.

**Carte 1**  
**Taux bruts de sortie du RMI à 12 mois**



*Lecture* : Les communes en noir sont celles où en moyenne les allocataires du RMI retrouvent un emploi le plus vite. Les communes en gris clair sont celles où l'on sort le moins vite du RMI. L'indicateur de sortie est le taux d'entrée en intéressement calculé dans les communes de plus de 25 allocataires du RMI ou dans les communes regroupées en codes postaux de plus de 25 allocataires du RMI. La carte représente la distribution communale de ces taux d'entrée en intéressement. Chaque quartile est figuré par une nuance différente de gris.

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

Troisième constat, lorsque l'on examine avec plus de distance ces cartes de France, on relève plusieurs régularités. On observe de larges zones de faibles taux de retour à l'emploi pour les bénéficiaires 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 faible taux d'insertion au sortir du RMI qui correspond à la grande couronne parisienne.

Des exploitations complémentaires ont été réalisées avec d'autres conventions de mesure du retour à l'emploi (Goujard, 2007). 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. Si l'on regarde ensuite la part des CES dans l'intéressement on constate que 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 corrélation positive mais faible entre la fréquence du recours au CES et le niveau des taux de sorties par intéressement. La gestion des CES contribue mais n'explique pas à elle seule les disparités locales des sorties du RMI vers l'intéressement.

## **Les taux bruts de sortie de l'ANPE**

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 ; il s'agit d'une approche paramétrique très utilisée dans les travaux appliqués. L'annexe 2 décrit en détail cette spécification. Son avantage est de prendre en compte explicitement les effets des caractéristiques individuelles par l'introduction de variables explicatives dans la régression. Son inconvénient est de poser une hypothèse de hasard proportionnel. 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). La valeur estimée du paramètre  $\alpha$  du modèle de Weibull, qui conditionne la relation entre la durée passé au chômage et les chances d'en sortir à chaque période, est proche de l'unité. Ce cas  $\alpha = 1$  correspond au modèle exponentiel, où il n'y a pas de relation entre la durée de chômage et le taux de sortie instantané du chômage. Dès lors, toutes les généralisations habituelles donnent des résultats équivalents.

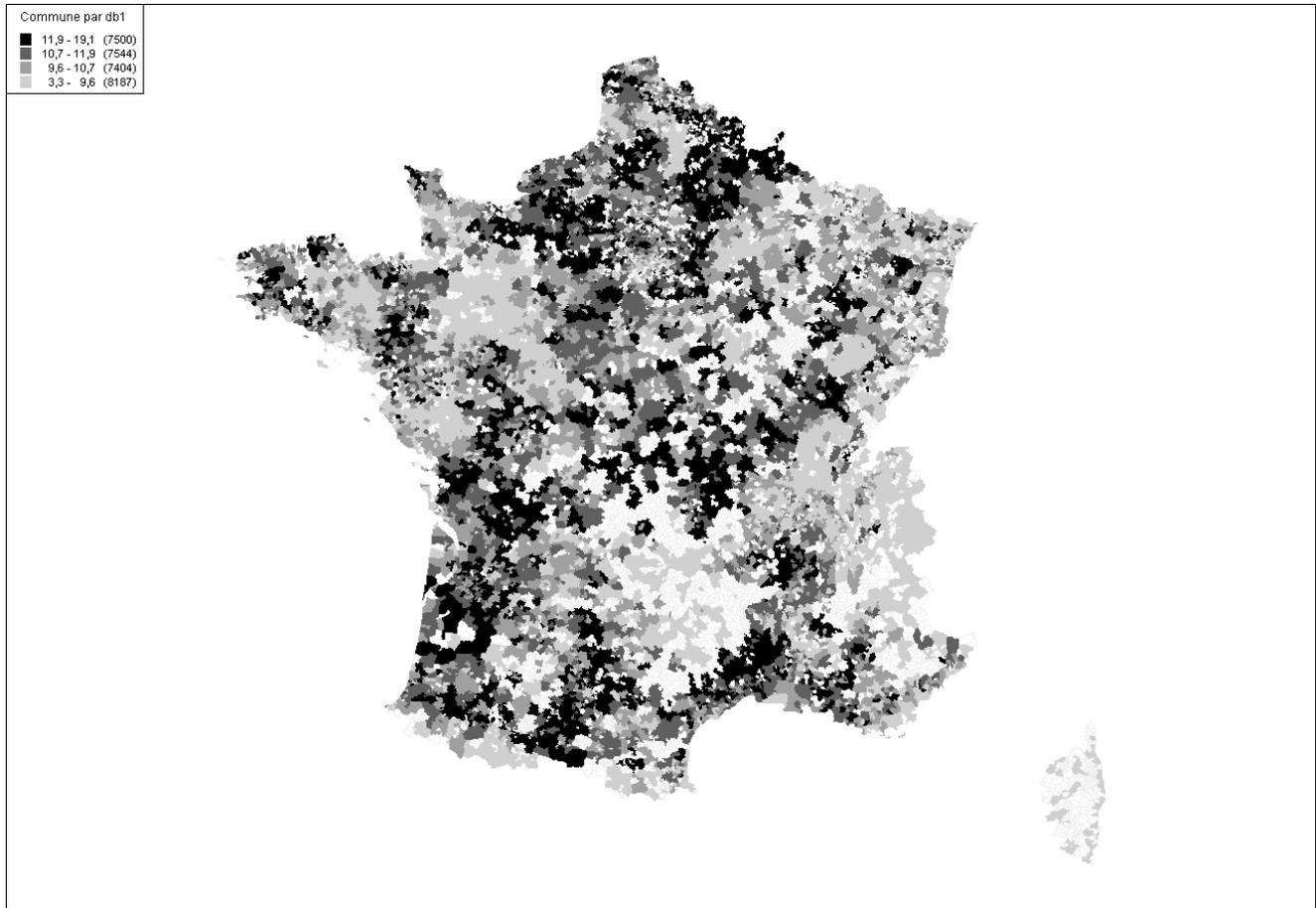
Le recours aux estimations de modèles de durées sur les données du fichier historique de l'ANPE permet d'évaluer des taux bruts de sorties locaux à différents horizons de durée de chômage. En pratique, nous constatons comme dans le cas du RMI que les cartes sont très proches à différents horizons.

Nous avons retenu de ne représenter que les dispersions spatiales des espérances de durées de chômage (qui résultent d'une conversion des taux de sortie en durée). 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 sort le moins vite du chômage. Elle est inférieure à 9,6 mois dans le quart des communes où l'on reste le moins longtemps au chômage.

La carte des durées brutes de sortie de l'ANPE fait apparaître une grande diversité locale. Il est fréquent d'observer des communes avec de très faibles taux de sortie situées à proximité

de communes avec de forts taux de sortie du chômage. Des dizaines d'exemples locaux peuvent être donnés dans n'importe quelle région de France. Toutefois, on observe également des massifs monochromes qui agrègent un grand nombre de communes.

**Carte 2**  
**Durées brutes moyennes de chômage**



*Lecture* : Les communes en gris clair sont celles où en moyenne l'on sort du chômage le plus vite. Les communes en noir sont celles où l'on sort le moins vite du chômage. Les durées moyennes de sortie du chômage ont été évaluées dans chaque commune à l'aide d'estimations de modèles de Weibull à effets fixes locaux. La carte représente la distribution communale de ces espérances de durée. Chaque quartile est figuré par une nuance de gris.

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

On peut recenser plusieurs « massifs » propices à une sortie rapide du chômage (en gris clair sur la carte 2) et plusieurs autres « massifs » défavorables à la sortie du chômage (en noir).

- Parmi les zones favorables à la sortie du chômage, la plus vaste s'étend de l'est de Lyon jusqu'à la frontière Suisse, au sud du lac de Genève (Thonon-les-Bains), et descend vers l'Italie jusqu'au nord de Nice formant un vaste triangle sur la moitié des régions Rhône-Alpes et Provence-Alpes-Côte-d'Azur. Ce périmètre englobe cinq départements, dont la totalité de la Savoie, de la Haute-Savoie, des Hautes-Alpes, et une partie de l'Isère et de l'Ain. Notons que ce périmètre correspondait à une zone blanche de la carte du retour à l'emploi des bénéficiaires du RMI, ce qui suggère plutôt de retenir une explication du type sortie rapide du dispositif ou absence d'entrée.
- Une autre grande zone géographique favorable au retour à l'emploi est située au nord des Pays-de-la-Loire, sur la Mayenne et la Sarthe en débordant au nord sur la Basse-

Normandie et à l'ouest sur l'Ile-et-Vilaine jusqu'à la banlieue-est de Rennes. Il s'agissait là aussi d'une grande tache blanche de la carte de sortie du RMI vers l'emploi.

- Une troisième zone favorable au retour à l'emploi, sur un périmètre plus restreint mais avec une densité plus forte, est située sur la façade Atlantique, au sud d'une ligne de Nantes à Cholet et jusqu'à la Roche-sur-Yon, entre Loire-Atlantique et Vendée. C'était une zone partiellement blanche de la carte du RMI, colorée aussi de gris clair indiquant des taux élevés de sortie vers l'intéressement.
- On peut aussi observer une vaste zone de plus faible densité autour du massif central, dans un carré Clermont-Ferrand / Tulle / Rodez / Saint-Étienne. Cet espace apparaissait en blanc dans la carte du RMI.

Cette liste n'est pas exhaustive. D'autres massifs de plus faible importance pourraient être mis 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 (qui contraste nettement avec la carte de sortie du RMI).

À l'inverse, on peut dénombrer plusieurs zones qui affichent des scores de retour à l'emploi uniformément faibles. Ces zones 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 Nord-Pas-de-Calais, de Calais jusqu'à Charleville-Mézières. La carte du RMI affiche des résultats plus contrastés.
- L'agglomération parisienne présente des taux bruts de retour à l'emploi uniformément faibles et c'est le cas également dans la carte du RMI.
- À l'ouest de Paris, en remontant vers la Manche, 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.
- Autour de Caen, une grande partie du Calvados présente des taux de sortie de l'ANPE vers l'emploi très faibles, ce qui n'était 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 faible et il en va de même pour les sorties du RMI.
- À l'ouest, au sud de Bordeaux la façade atlantique d'une partie du golfe de Gascogne présente également de faible taux de sortie de l'ANPE, sans que l'on retrouve la même concentration dans les chances de sortir du RMI.

Au total, si les disparités locales sont manifestes et donnent à l'allure générale des cartes du retour à l'emploi un aspect parfois chaotique, on peut également distinguer plusieurs zones géographiques présentant un profil uniformément favorable ou défavorable au retour 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. Globalement, ces régularités spatiales sont robustes à la définition retenue pour mesurer les sorties du chômage : on retrouve la plupart des zones uniformément favorables ou défavorables à la sortie du chômage lorsque l'on retient comme définition la reprise d'un emploi déclarée à l'ANPE, et lorsque l'on prend en compte la pérennité des sorties du chômage en ne conservant que les sorties de plus de six mois (annexe 4).

## **Sortir du chômage et sortir du RMI : éléments de comparaison des disparités spatiales**

Il est intéressant de comparer les dispersions spatiales issues des différents indicateurs. Tout d'abord, on peut comparer les sorties du chômage avec les taux de chômage. Rappelons que 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. En effet, lorsque le taux de sortie est faible, la durée du chômage est longue, mais ce n'est pas nécessairement le cas pour le taux de chômage qui rapporte le nombre de chômeurs, indépendamment de leur durée de séjour, à la population active. En fait, on peut relever de nombreuses différences entre les cartes de stock et de flux. Par exemple, le sud méditerranéen présente des taux de chômage 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. La vallée de la Seine présente des taux de sortie uniformément faibles alors que les taux de chômage sont plus contrastés. Les exemples pourraient être multipliés. Ils sont autant d'illustrations du fait que le taux de chômage est un indicateur imparfait du retour à l'emploi.

On peut comparer ensuite les sorties du chômage et celles du RMI. Globalement, on observe davantage de « massifs » dans la carte des sorties de l'ANPE que dans celle des entrées en intéressement des allocataires du RMI. Cela tient évidemment au fait que les zones non renseignées de la carte du RMI, qui figurent en blanc dans la carte 1, correspondent à des zones de fort taux de sortie du chômage, qui figure en gris clair dans la carte 2. Mais ce n'est pas la seule raison. Si l'on observe de plus près les cartes 1 et 2, la dispersion des situations locales apparaît systématiquement plus élevée pour les sorties du RMI que pour celles du chômage. Il apparaît que la dispersion spatiale des sorties du RMI est systématiquement plus forte que celle des sorties de l'ANPE, quel que soit la définition de la sortie du chômage que l'on retient. 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 ne doivent pour autant ne pas être exagérées. Il y a globalement une corrélation positive entre les chances de sortir du RMI et les chances de sortir de l'ANPE. Disons que cette corrélation est plus faible que ce à quoi l'on aurait pu s'attendre, ce qui est une traduction de la diversité des populations.

### **3. 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 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. L'objet de cette section est d'effectuer ce type de contrôle avant de comparer les distributions de taux nets de retour à l'emploi.

## Éléments de méthode

Le taux net de retour à l'emploi et la « durée nette » correspondante, sont obtenus 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, qui est la 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 donc 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 régionale 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.

L'annexe 2 détaille la méthodologie retenue pour évaluer les taux nets de sortie du chômage et l'annexe 3 fait de même pour les sorties du RMI. 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.

Sur cette base, il est possible de calculer un troisième indicateur pour faire ressortir l'importance des variables socio-économiques locales. Il suffit en effet de faire la différence entre, d'une part, le taux brut, qui contient à la fois l'effet de territoire et les effets socio-économiques et, d'autre part, le taux net, qui ne contient que l'effet de territoire. Cette différence des taux mesure l'effet des variables socio-économiques sur le retour à l'emploi au sein de l'unité territoriale étudiée. Une différence positive, un taux brut supérieur au taux net, indique une main-d'œuvre localement favorable au retour à l'emploi. À l'inverse, une différence négative indique une main-d'œuvre dont la composition socio-économique pénalise, localement, le retour à l'emploi.

## Les déterminants individuels de la sortie du RMI et leurs disparités spatiales

Pour évaluer les taux nets de sortie du RMI, on a estimé un modèle logistique multinomial au niveau départemental (tableau 1). La situation des allocataires du RMI à chaque date d'observation du fichier FILEAS correspond à une variable qualitative non ordonnée à trois modalités : sortie par l'intéressement, sortie pour motif non observé et absence de sortie. Cette dernière modalité est notre référence. C'est pourquoi deux séries de paramètres figurent dans le tableau, l'une pour les sorties par l'intéressement, l'autre pour les sorties non renseignées.

**Tableau 1**  
**Résultats des estimations des modèles**  
**logistiques multinomiaux sur la sortie du RMI (a)**

Paramètres	Moyenne nationale	Sorties à 12 mois (b)	
		Intéressement	Autres sorties
Constante	(c)	-1,704 (0,073)	0,362 (0,057)
Célibataire homme	39,9	Référence	
Célibataire femme	43,5	0,213 (0,009)	0,015 (0,007)
Couple dont la personne de référence est masculine	6,9	0,548 (0,016)	0,066 (0,013)
Couple dont la personne de référence est féminine	9,7	0,464 (0,015)	0,084 (0,013)
Age	37,7	0,045 (0,004)	-0,020 (0,003)
Age au carré divisé par 100	15,0	-0,110 (0,005)	-0,012 (0,004)
Nationalité française	86,3	Référence	
Autres nationalités	13,7	0,025 (0,011)	0,054 (0,008)
Pas d'enfant	60,6	Référence	
Un seul enfant	16,9	0,003 (0,011)	-0,236 (0,009)
Deux enfants	11,6	-0,161 (0,013)	-0,294 (0,011)
Trois enfants ou plus	11,0	-0,397 (0,015)	-0,348 (0,012)
Pas d'enfant de moins de 3 ans	93,3	Référence	
Enfant de moins de 3 ans	6,7	-0,064 (0,016)	0,216 (0,013)
Moins de 6 mois passés au RMI, M	26,2	Référence	
M ∈ ] 6 ; 12 mois ]	9,2	-0,303 (0,013)	-0,216 (0,010)
M ∈ ] 12 ; 24 mois ]	13,2	-0,468 (0,012)	-0,385 (0,009)
M ∈ ] 24 ; 36 mois ]	10,8	-0,546 (0,013)	-0,469 (0,010)
M > 36 mois	40,6	-0,836 (0,010)	-0,783 (0,008)
Revenu de l'année antérieure (R) nul	39,2	Référence	
R ∈ ] 0 ; 1 405 euros ]	7,5	0,535 (0,013)	0,265 (0,011)
R ∈ ] 1 405 ; 2 908 euros ]	6,9	0,580 (0,014)	0,386 (0,011)
R ∈ ] 2908 ; 4 487 euros ]	7,3	0,641 (0,013)	0,439 (0,011)
R ∈ ] 4487 ; 6710 euros ]	8,7	0,746 (0,013)	0,592 (0,011)
R > 6710 euros	8,2	0,846 (0,014)	0,837 (0,011)
Revenu inconnu	22,3	0,443 (0,014)	0,253 (0,010)
Allocataire ne payant pas de loyer	44,8	Référence	
Allocataire payant un loyer ou étant propriétaire de son logement	55,2	0,256 (0,010)	-0,020 (0,007)

(a) Les résultats présentés synthétisent les 96 estimations menées au niveau départemental. 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. L'écart-type des paramètres figure entre parenthèses.

(b) Pour chaque modèle, la modalité de référence est l'absence de sortie.

(c) La première colonne du tableau correspond à 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.

Pour chacune des variables, les paramètres s'interprètent par double différence. Un paramètre donné représente ainsi le signe de l'accroissement du rapport des chances entre la modalité de sortie considérée (intéressement ou autres) 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.). Par exemple, la situation familiale joue un rôle important. Le coefficient positif des femmes célibataires plus élevé pour les sorties par l'intéressement que pour les autres sorties signifie que les femmes célibataires se retrouvent relativement plus souvent que les hommes célibataires dans l'intéressement plutôt que dans d'autres types de sorties. De même, les couples dont la personne de référence est soit masculine soit féminine 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 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'enfant de moins de trois ans favorise aussi les sorties pour motifs non renseignés par rapport aux sorties par l'intéressement.

La nationalité a, par contre, un effet plus contrastée. 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 avait été 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 éventuellement propriétaires, sortent beaucoup plus facilement du RMI que celles 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 rester dans le dispositif du RMI augmente tandis que la probabilité des autres types de sorties diminuent pour les personnes ayant un logement relativement à celles n'en ayant pas.

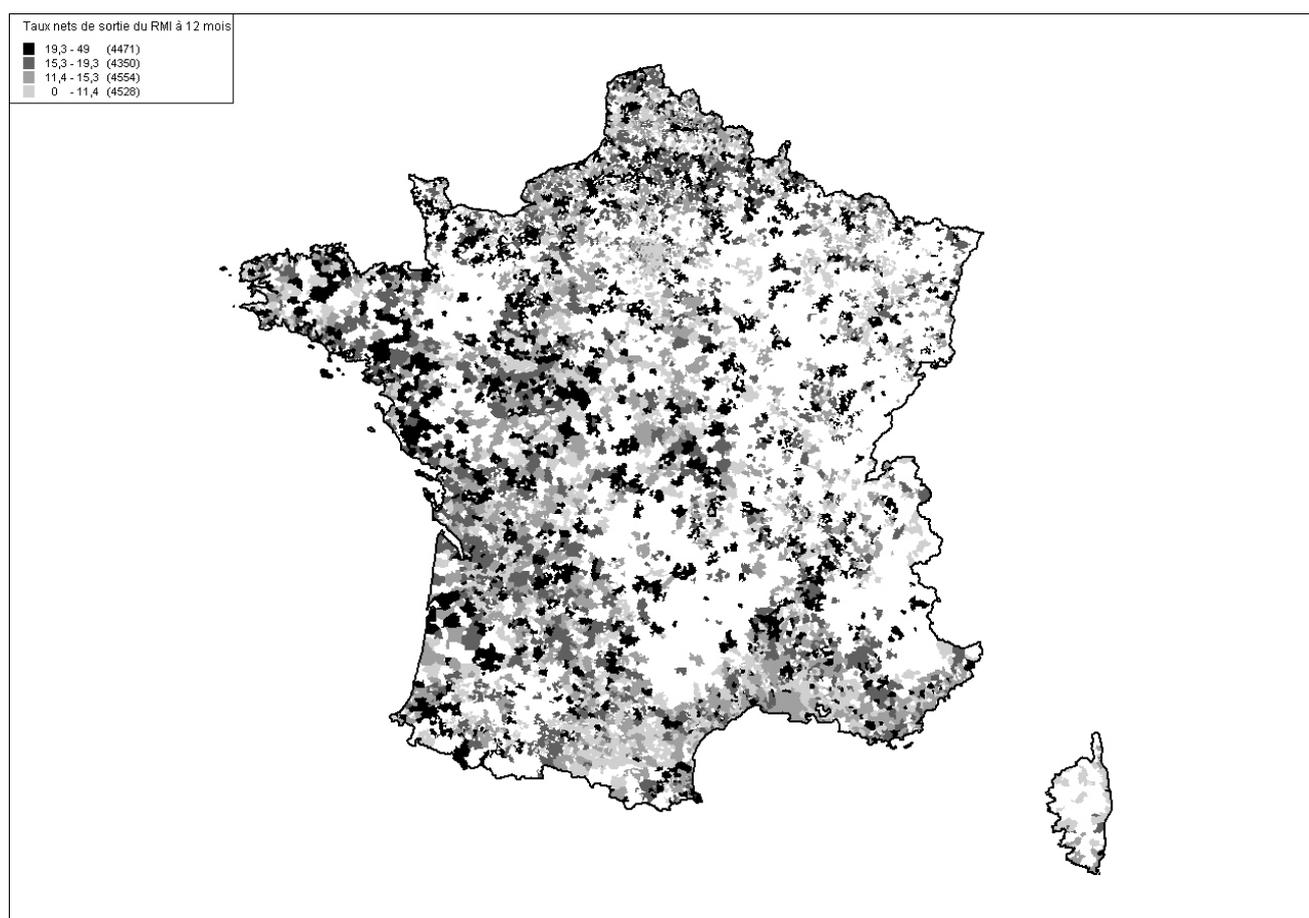
Cet ensemble de déterminants individuels est susceptible de produire des effets de composition et d'expliquer les différences de taux de sortie brut entre communes. Le calcul des taux nets neutralise alors cette influence. Mais en pratique, les dispersions des deux distributions sont très proches. La densité des taux nets est presque aussi inégale que celles 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 est conservée.

À l'image de leurs distributions, les cartographies des taux bruts et nets apparaissent elles aussi très proches. La carte n°3 est construite sur le même mode que la carte 1 et représente les taux nets de sortie du RMI à 12 mois. Les principaux constats qui avaient été posés pour la carte des taux bruts demeurent valides. D'une part, on retrouve l'impressionnante 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 du sud de Bordeaux au nord de Mont-de-Marsan, ou encore en région parisienne.

Ainsi, même si l'on prend pour référence la moyenne nationale des Rmistes, de très fortes disparités demeurent entre les différentes unités spatiales. En d'autres termes, les disparités spatiales des taux bruts de retour à l'emploi des bénéficiaires du RMI ne s'expliquent que de façon très marginale par des effets de composition locale de la main-d'œuvre.

**Carte 3**  
**Taux nets de sortie du RMI à 12 mois**



*Lecture* : La carte représente les taux de sortie du RMI calculés comme si dans chaque commune les allocataires du RMI avaient les mêmes caractéristiques que celles des Rmistes de la France entière, par âge, sexe, situation matrimoniale etc. Les communes en noir sont celles où en moyenne les allocataires du RMI retrouvent un emploi le plus vite. Les communes en gris clair sont celles où l'on sort le moins vite du RMI. L'indicateur est le taux d'entrée en intéressement calculé dans les communes de plus de 25 allocataires du RMI ou dans les communes regroupées en codes postaux de plus de 25 allocataires du RMI. La carte représente la distribution régionale de ces taux d'entrée en intéressement. Chaque quartile est figuré par une nuance de gris.

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

## **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, ce qui suppose en premier lieu de se donner une méthode permettant d'évaluer les

taux nets de sortie de l'ANPE avant de l'appliquer et de comparer les distributions ainsi obtenues aux distributions précédentes. Cette méthode est présentée en annexe 2 et est appliquée aux deux définitions des sorties du chômage, courante et avec récurrence et aux deux conventions, sortie des listes et reprise d'emploi déclarée.

Un examen préalable de la dimension temporelle des durées révèle que la probabilité de retrouver un emploi, toutes choses égales par ailleurs, décroît dans le temps (cas  $\alpha < 1$ ). Viennent ensuite les caractéristiques du demandeur. La majorité des variables explicatives sont qualitatives, il faut donc prendre une modalité de référence. Dans tous les cas, on a choisit la modalité la plus répandue. Sur cette base, plusieurs points intéressants peuvent être soulignés.

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 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. Par rapport à ces situations, les primo-entrants, fins de contrats, démission et reprise après une absence de plus de 6 mois ont beaucoup plus de chances en plus de retrouver un emploi.

Reste l'activité exercée qui génère des effets souvent comparables à 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 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. 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.

Il nous reste à voir le rôle que joue la situation actuelle sur le marché du travail. 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. Nous trouvons que la durée passée au chômage par les Rmistes est plus forte, toutes choses égales par ailleurs.<sup>7</sup>

**Tableau 2****Les déterminants de la durée du chômage : estimation par les moindres carrés asymptotiques**

Estimation du modèle de Weibull par le maximum de vraisemblance. Les paramètres indiqués sont ceux de la fonction de hasard.

	Définition courante				Définition avec récurrence			
	Sortie des listes		Retour à l'emploi		Sortie des listes		Retour à l'emploi	
	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Coefficient
$\alpha$	0,931	0,000	0,858	0,001	0,910	0,001	0,830	0,001
Age	-0,018	0,000	-0,033	0,000	-0,011	0,000	-0,029	0,000
Recherche CDI	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
Diplôme Niveau VI	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
Sans enfant	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
Homme	réf							
Femme	-0,067	0,002	-0,200	0,003	-0,086	0,002	-0,169	0,003
Non handicapé								
Handicapé	-0,271	0,003	-0,484	0,006	-0,292	0,004	-0,386	0,007
Célibataire, veuf	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
ROME : 11 Serv Pers et Collec	réf							
ROME : 12 Serv. Admi. Comm.	0,002	0,002	0,018	0,005	-0,046	0,003	-0,045	0,006
ROME : 13 Hôtellerie Restauration	0,305	0,003	0,471	0,006	0,204	0,004	0,294	0,007
ROME : 14 Distribution et vente	0,109	0,002	0,103	0,005	0,056	0,003	0,001	0,006
ROME : 21 Arts et spectacle	-0,517	0,005	-0,981	0,012	-0,560	0,006	-1,030	0,014
ROME : 22 Formation initiale et continue	-0,085	0,006	-0,127	0,010	-0,105	0,006	-0,174	0,011
ROME : 23 Interv soc devt loc emploi	0,025	0,004	-0,019	0,007	-0,009	0,005	-0,089	0,009
ROME : 24 Prof santé paramédical	0,193	0,006	0,269	0,010	0,227	0,006	0,283	0,011
ROME : 31 Prof santé médical	0,008	0,012	0,080	0,020	-0,001	0,013	0,025	0,022
ROME : 32 Cadres admi com inform	-0,087	0,004	-0,143	0,007	-0,102	0,005	-0,178	0,008

<sup>7</sup> 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.

ROME : 33 Cadres commerciaux	-0,054	0,005	-0,064	0,008	-0,062	0,005	-0,102	0,009
ROME : 41 Agriculture et pêche	0,102	0,004	0,222	0,008	0,063	0,005	0,155	0,010
ROME : 42 BTP et extraction	0,183	0,003	0,282	0,007	0,126	0,004	0,167	0,008
ROME : 43 Transport et logistique	0,005	0,003	0,051	0,006	-0,022	0,003	0,007	0,007
ROME : 44 Mécanique, électr.	0,035	0,003	0,050	0,007	-0,003	0,004	-0,025	0,008
ROME : 45 Industries de process	-0,099	0,005	-0,059	0,009	-0,123	0,006	-0,133	0,010
ROME : 46 Autres industries	-0,025	0,006	0,047	0,011	-0,052	0,007	-0,032	0,014
ROME : 47 Personnel artisanal	0,191	0,005	0,267	0,009	0,152	0,006	0,179	0,011
ROME : 51 Maîtrise industrielle	0,094	0,014	-0,023	0,025	0,100	0,016	-0,051	0,028
ROME : 52 Techniciens industriels	0,017	0,005	-0,035	0,008	-0,001	0,005	-0,061	0,009
ROME : 53 Cadres techniques indus	0,048	0,006	0,046	0,010	0,071	0,006	0,049	0,011
ROME : 61 Maîtrise techni cadres tech	0,129	0,005	0,158	0,009	0,095	0,006	0,106	0,011
Licenciement économique	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'interim	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
Manœuvre et O.S.	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
Pas de RMI dans les 3 mois précédents	réf							
RMI dans les 3 mois précédents	-0,187	0,002	-0,426	0,005	-0,195	0,003	-0,403	0,006
Recherche temps plein	réf							
Recherche temps partiel	-0,201	0,002	-0,512	0,004	-0,113	0,002	-0,429	0,005
Nationalité française	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

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. L'écart-type des paramètres figure entre parenthèses.

La qualification des travailleurs nécessite une interprétation plus détaillée, car le résultat dépend de la définition du chômage que l'on retient. 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 les ouvriers qualifiés. Dans le détail, si l'on prend une optique de « sortie des listes » de l'ANPE, on trouve des résultats étonnants. Soit la qualification réduirait la sortie du chômage soit elle ne jouerait quasiment pas sur la sortie du chômage. En revanche, si l'on retient 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. Un résultat similaire, mais de moindre ampleur, concerne l'effet du plus haut diplôme obtenu sur la sortie du chômage. Avec la définition « sortie des listes » les diplômes de l'enseignement supérieur ont un faible impact sur la sortie du chômage alors qu'avec la définition « retour à l'emploi » cet effet est beaucoup plus marqué.

On peut interpréter cette variation de résultat de la manière suivante : la définition « sortie des listes » prend en compte la totalité des motifs d'annulation, y compris ceux qui ne correspondent pas à un retour à l'emploi. Or, parmi les déterminants de ces motifs de sortie, on trouve les absences et radiations, la dispense de recherche d'emploi, etc. qui sont compatibles avec de faibles qualifications. Ce que montrent les régressions de type « sortie des listes » serait donc qu'une faible qualification irait de pair avec une sortie plus fréquente des listes de l'ANPE pour des motifs qui ne correspondent pas à une reprise d'emploi. Sur le plan économique, il convient donc de favoriser la définition de type « reprise d'emploi » sous peine de se retrouver avec une inversion de la corrélation généralement admise entre le niveau de qualification et la probabilité de sortie du chômage.

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 d'au moins 6 mois ou sur la première sortie du chômage ne cause 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 6 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.

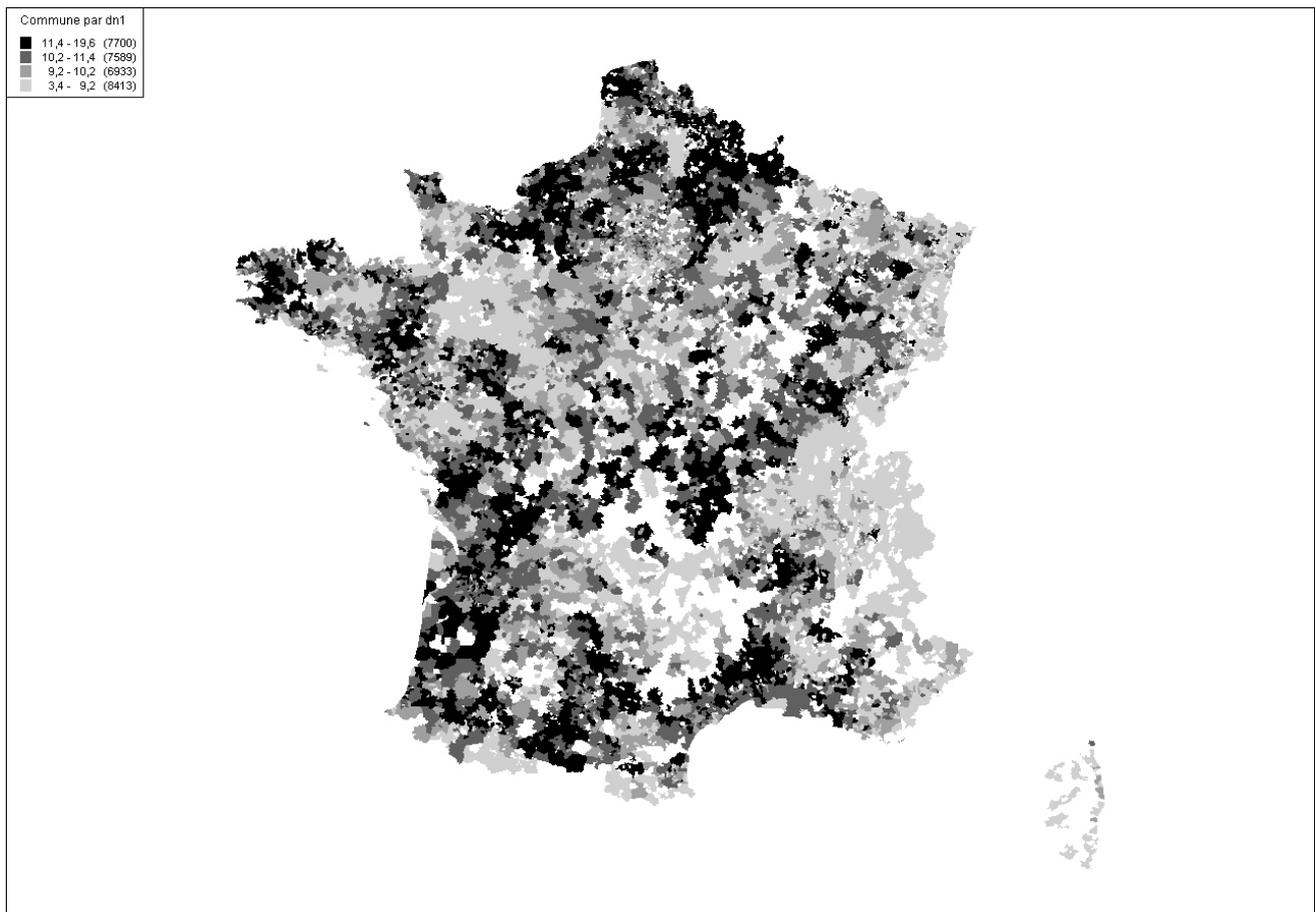
La carte 4 est comparable aux précédentes et représente les taux nets de sortie de l'ANPE à 12 mois avec les mêmes conventions de présentation que la carte n°2. Comme dans le cas des taux nets de sortie du RMI, les principaux constats sont vérifiés. On retrouve une grande diversité locale avec des différences très importantes entre des localités très proches, sur tout le territoire. Pour autant, on observe également de larges zones de couleur uniforme.

La liste de ces « massifs » comporte peu de changement, ce qui signifie que leur existence ne s'explique 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 uniformément des taux de retour à l'emploi élevés, les principales sont dispersées sur tout le territoire, avec une prédominance aux frontières (à l'exception de la frontière belge) :

- Au sud-est, triangle Lyon-Thonon-les-Bains-Nice, le long des frontières suisses puis italiennes.
- Au nord-est, de façon un peu plus visible que sur la carte des taux bruts, sur la frontière allemande, de Mulhouse jusqu'à Thionville.
- Au nord, la vallée de la Somme.

- Au nord-ouest, le périmètre Saint-Malo-Angers-Tours-Alençon-Coutances, entre pays de la Loire et Normandie.
- L'ouest, au sud d'une ligne de Nantes à Cholet et jusqu'à la Roche-sur-Yon, entre Loire-Atlantique et Vendée.
- Le massif central, dans un carré Clermont-Ferrand / Tulle / Rodez / Saint-Étienne.
- Au sud-ouest, de Pau et Tarbes jusqu'aux Pyrénées espagnoles.
- Au sud, le Roussillon, de Béziers jusqu'en Andorre.

**Carte 4**  
**Durées nettes moyennes de chômage**



*Lecture* : Les communes en gris clair sont celles où en moyenne l'on sort du chômage le plus vite. Les communes en noir sont celles où l'on sort le moins vite du chômage. Les « durées nettes » sont établies en calculant l'espérance des durées de chômage 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 la distribution communale de ces espérances de durée. Chaque quartile est figuré par une nuance de gris.

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

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 (Quimper / Lannion / Saint-Brieuc / Pontivy / Lorient).
- 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**

Dans le tableau 3, on présente de façon synthétique les dispersions des chances de retrouver un emploi au sortir du RMI, et celles au sortir des listes de l'ANPE selon les communes. Rappelons que les sources de données, les traitements utilisés et les indicateurs retenus sont différents. D'un côté on mobilise les fichiers de la Cnaf sur la population des allocataires du RMI pour évaluer les taux de sorties du dispositif. D'un autre côté, on mobilise les fichiers de l'ANPE sur les demandeurs d'emploi pour évaluer les durées moyennes de séjour sur les listes de l'Agence. Dans ce dernier cas, on distingue en outre plusieurs conventions permettant de définir les sorties du chômage (sorties des listes ou reprises d'emploi déclarées, avec ou sans prise en compte de la pérennité des sorties). Sur cette base, plusieurs constats originaux peuvent être établis.

Tout d'abord, malgré toutes ces différences, on constate de façon constante que les sorties du RMI sont plus dispersées spatialement que les sorties de l'ANPE. Quelle que soit la convention, l'indicateur, 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 selon les indicateurs usuels de dispersion (variation interquartile, coefficient de variation). Il y a donc beaucoup plus d'inégalités territoriales pour les sorties du RMI que pour les sorties du chômage.

Ensuite, au sein des sorties de l'ANPE, où les sources des données et les techniques économétriques sont homogènes, on relève que les sorties suite 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 plus 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 de différenciation des territoires. Ils génèrent de la variance spatiale.

On constate également que 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).

**Tableau 3**  
**Comparaison des disparités locales entre les deux populations**

**3-a : Taux bruts de sortie à 12 mois**

	Taux bruts de sortie du RMI	Durées brutes de sortie de l'ANPE			
		Sorties simples		Sorties durables	
		Sortie des listes	Reprise d'emploi	Sortie des listes	Reprise d'emploi
Premier quartile (P25)	11,40	9,51	21,03	14,80	36,33
Troisième quartile (P75)	19,63	11,47	32,41	17,31	52,18
Médiane (P50)	15,38	10,67	26,48	16,10	44,63
Moyenne	15,81	10,73	27,34	16,14	45,78
Écart-type	6,35	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)	0,40	0,17	0,33	0,15	0,29

**3-b : Taux nets de sortie à 12 mois**

	Taux nets de sortie du RMI	Durées nettes de sortie de l'ANPE			
		Sorties simples		Sorties durables	
		Sortie des listes	Reprise d'emploi	Sortie des listes	Reprise d'emploi
Premier quartile (P25)	10,94	9,09	20,30	14,14	37,53
Troisième quartile (P75)	18,60	11,41	31,42	16,91	53,30
Médiane (P50)	14,57	10,20	25,36	15,37	46,53
Moyenne	15,08	10,29	26,41	15,54	47,01
Écart-type	6,05	1,78	8,42	2,37	11,76
Variation interquartile (P75-P25)/P50	0,53	0,23	0,44	0,21	0,39
Coefficient de variation (écart-type/moyenne)	0,40	0,17	0,32	0,15	0,28

Enfin, on remarque que la dispersion est globalement la même que l'on contrôle ou non par les caractéristiques individuelles des chômeurs ou des allocataires du RMI. Quel que soit l'indicateur, coefficient de variation ou variation interquartiles relative, il y a peu d'écarts entre les taux bruts et les taux nets. Cela est vrai pour les sorties 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 sortie. En général, ce ne sont pas des différences de compositions de la main-d'œuvre qui expliquent les écarts dans les chances de sortie d'une commune à l'autre.

## CONCLUSION

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 massifs uniformément favorables ou uniformément défavorables à la sortie du chômage. Ces agglomérations de communes ont des périmètres variés, qui ne recoupent aucune des frontières administratives connues. Il existe des massifs « contenus », dont les frontières empruntent les limites administratives des départements, et des massifs « débordants », qui s'étalent sans être affectés par ces limites. Ces frontières ne correspondent pas nécessairement à celles des territoires de la politique d'emploi, à celles des zones d'emploi, des cantons et de n'importe quel autre zonage territorial existant.

Ces massifs se maintiennent 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. Si cela ne vient pas de la composition de la main-d'œuvre, c'est du côté des caractéristiques locales des offres d'emploi qu'il faut chercher pour expliquer ces régularités spatiales. C'est l'une des extensions futures de cette étude. Une autre extension serait d'effectuer une enquête postale légère auprès de la tête et de la queue de distribution afin de recenser les pratiques et les politiques qui sont effectuées dans les localisations extrêmes du point de vue des performances en matière de retour à l'emploi, toutes choses égales par ailleurs. On pourrait également utiliser cette recherche pour appuyer des enquêtes de terrain, par nature plus qualitatives, afin d'identifier localement les pratiques ou les politiques favorable au retour à l'emploi et à la réinsertion.

## BIBLIOGRAPHIE

- ANNE D. et L'HORTY Y., 2002, « Transferts sociaux locaux et retour à l'emploi », *Economie et statistique*, INSEE, n°357-358. pp. 49-71.
- ARAGON Y. *et al.*, 2003, "Explaining the Pattern of regional Unemployment : the Case of the Midi-Pyrénées region", *Papers in regional science*, n°82, pp. 155-174.
- BAUDIER-LORIN C., BONNARDEL C., 2003, « Les disparités départementales en matière d'aide sociale », *Études et résultats*, n°269, octobre 2003, DREES, 12p.
- BLANPAIN N., 2000, « Les allocataires du RMI inscrits durablement dans le dispositif », CNAF, *Recherches et Prévisions*, n° 61, Septembre.
- 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.
- BLANCHARD O-J. et KATZ L., 1992, « Regional Evolutions », *Brooking Papers on Economic Activity*.
- BLANCHFLOWER D. OSWALD A., 1994, *The Wage Curve*, The MIT Press.

- BLUNDELL R., 1993, « Offre de travail et fiscalité : une revue de littérature », *Economie et Prévision*, n°108, 15p.
- BLUNDELL R. et COSTA DIAS M., 2002, « Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics », *Cemmap Working Paper*, CWP 10-02, 40p.
- BONNARDEL C., 2003, « Dépenses d'aide sociale des départements en 2001 », *Document de travail de la DREES*, série Statistique, Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques, 121p.
- 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, 162p.
- BROILLARD C., LE JEANNIC T., OGER P., 1998, « Une source, une méthode pour mesurer localement la pauvreté », *Recherches et prévisions*, n°52, CNAF, pp. 37-58.
- 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, février 2002, 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. 22p.
- CHOFFEL P. et DELATTRE E., 2003, « Habiter un quartier défavorisé : quels effets sur la durée du chômage ? », *Premières informations et premières synthèses*, DARES, n°43.1, 8p.
- COLLIN C., 2000, « Les ressources des allocataires du RMI : le rôle majeur des prestations sociales », *Etudes et Résultats*, n°62, mai 2000, DREES, 7p.
- CRÉPON B., M. DEJEMEPPE et M. GURGAND, 2004, "Counseling the unemployed : does it lower unemployment duration and recurrence ?", *Mimeo*, Octobre.
- DORMONT B., FOUGERE D. et PRIETO A., 2001, « L'effet de l'allocation unique dégressive sur la reprise d'emploi », *Economie et Statistique*, n°343.
- DUGUET E. GOUJARD A. et L'HORTY Y., 2005, « Géographie du retour à l'emploi », *Rapport de recherche EPEE*, Université d'Evry.
- DUGUET E. GOUJARD A. et L'HORTY Y., 2006, « Retour à l'emploi : une question locale ? », *Connaissance de l'emploi*, Centre d'études de l'emploi, n° 31, juin.
- FITOUSSI J-P., LAURENT E. et MAURICE J., 2003, *Ségrégation urbaine et intégration sociale*. Rapport au CAE. Conseil d'Analyse Economique. 139p.
- FUJITA M., KRUGMAN P. et VENABLES A-J., 1999, *The Spatial Economy. Cities, Regions and International Trade*, MIT Press.
- GOBILLON L. et SELOD H., 2003, « Les déterminants spatiaux du chômage en Ile-de-France », *Ségrégation urbaine et intégration sociale*, rapport au CAE, pp. 171-187.
- GOUJARD A., 2007, « Les disparités locales d'insertion des bénéficiaires du RMI », *Recherche et prévision*, à paraître.
- GRANIER P. et 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.
- 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 », *Economie et statistique*, n°346-347, 20p.
- HANNOUN M., 1998, « Le chômage par zone d'emploi », *INSEE première*, INSEE, n°577, avril, 4p.
- HECQUET V. et LAINE F., 1999, « Structures industrielles locales et formes d'organisation économiques », *Economie et Statistique*, 326-327, pp. 205-224.
- INSEE, 2000, « Le repérage statistique des agglomérations spécialisées d'établissements », *Rapport à la Délégation à l'Aménagement du Territoire et à l'Action Régionale (DATAR)*.

- JENCKS C. et MAYER E-M., 1990, "The Social Consequences of Growing Up in a Poor Neighborhood", in *Inner-City Poverty in the United States* (Laurance E. Lynn, Jr. and Michael G.H. McGreary, eds.), Washington, D.C.: National Academy Press.
- KAIN J-F., 1968, "Housing Segregation, Negro Unemployment, and Metropolitan Decentralization", *Quarterly Journal of Economics*, n°82, pp. 175-197.
- KAIN J-F., 1992, "The Spatial Mismatch Hypothesis : three decades later", *Housing Policy Debate*, n°3(2), pp. 371-460.
- LAINÉ F. et RIEUX C., 1999a, « Le tissu productif régional: diversité et concentration », *Insee Première*, n°630, janvier 1999, 6p.
- LAINÉ F. et RIEUX C., 1999b, « La diversité industrielle des territoire », *Insee Première*, n°650, juin 1999, 6p.
- LAINÉ F., 2001, « La dimension régionale des difficultés de recrutement, situation en juin 2000 », *Premières informations et premières synthèses*, DARES, n°43.1, 7p.
- LANCASTER T., 1992, "The Econometric Analysis of Transition Data". *Econometric Society Monograph*, Cambridge University Press. ISBN:052143789X.
- LAURENT T., L'HORTY Y., MAILLE P. et OUVREARD J-F., 2002, « Une analyse des stratégies d'acceptation et de refus d'emploi », *Revue Economique*, vol. 53, n°6, novembre 2002, pp. 1181-1203.
- L'HORTY Y., 2004, « Revenu minimum et retour à l'emploi, une perspective européenne », *Document de recherche EPEE*, n°04-04, Université d'Évry, 30p.
- LORGNET J-P., MAHIEU R., NICOLAS M. et THIBAUT F., 2004, « RMI : ancienneté dans le dispositif et cumul avec une activité rémunérée », *l'e-essentiel*, CNAF, n°21, janvier 2004, 4p.
- MAHE T., 2002, « Le RMI à Rennes et à Saint-Étienne : des dynamiques locales différentes », *Recherches et prévision*, n°67, 2002, pp. 67-75.
- MARGOLIS D. et STARZEC P., 2001, « Les aides sociales et l'offre de travail : y a-t-il une trappe à inactivité ? », *Les Cahiers de la MSE*, polygr., 2001, 40p.
- MARPSAT M., 1999, « La modélisation des « effets de quartier » aux Etats-Unis, une revue de travaux récents », *Population*, INED, pp. 303-330.
- MATYAS L. et P. SEVESTRE, 1996, "The Econometrics of Panel Data : a handbook of the theory with applications". Seconde édition révisée. Kluwer Academic Publishers. ISBN 0-7923-3787-5.
- MAZEL O. et VERNAUDON D., 1997, « Typologie des zones d'emploi sensibles aux risques du chômage », *Les dossiers de la DARES*, DARES, n°3-4, octobre 1997, 161p.
- PADIEU C., 1997, « RMI et SMIC, étude sur l'apport financier de l'accès à l'emploi », *Problèmes économiques*, n°2.525, juin 1997, pp. 13-19.
- RIOUX L., 2001a, « Recherche d'emploi et insertion professionnelle des allocataires du RMI », *Economie et Statistiques*, 2001, n° 346-347.
- RIOUX L., 2001b, « Salaire de réserve, allocation chômage dégressive et revenu minimum d'insertion », *Economie et Statistiques*, 2001, n° 346-347.
- TIEBOUT C.M., 1956, "A Pure Theory of Local Public Expenditures", *Journal of Political Economy*, vol. 64, pp. 416-424.
- 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.
- WABHA J. et ZENOU Y., 2003, "Density, Social Networks and Job Search Methods: Theory and Application To Egypt", polygr. 39p.
- WARZEE C., 2003, « L'évolution des marchés locaux du travail de 1962 à 1999 : quatre grands types de zones d'emploi », *INSEE Première*, INSEE, n°908, juillet 2003. 4p.

## Annexe 1

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

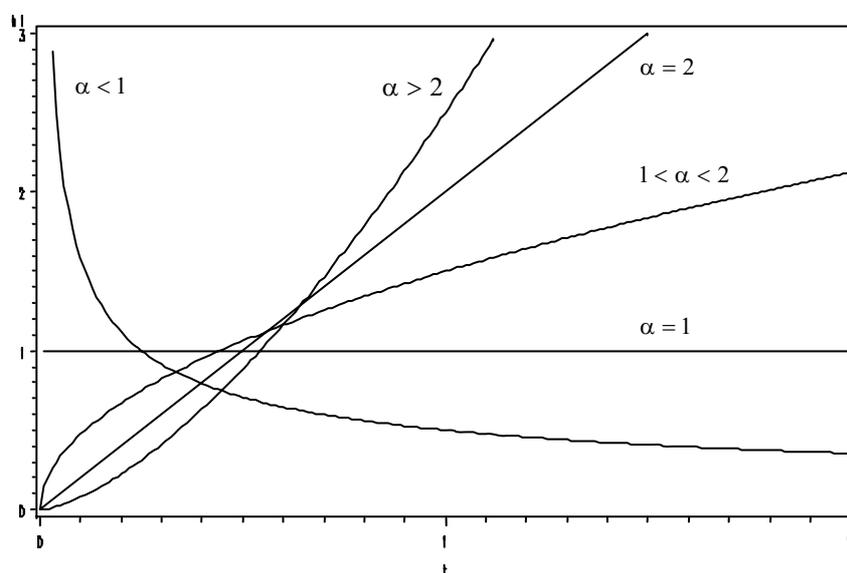
Pour estimer les différents taux de sortie du chômage, nous utilisons un modèle de Weibull. Ce choix résulte de la nécessité d'avoir un modèle suffisamment souple, tout en étant applicable à des bases de données de plusieurs millions d'observations. Le paramètre essentiel du modèle de Weibull est la 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  $\alpha$  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  $\alpha$  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.



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 :

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

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 :

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

## 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 le retour 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 :

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

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 :

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

Les paramètres  $(\alpha, b)$  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 indica-

trices 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 :

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

Pour calculer les taux nets, on commence à estimer le modèle avec les variables explicatives individuelles ( $X_{1i},\dots,X_{Ki}$ ) et les indicatrices de commune ( $d_{1i},\dots,d_{Ji}$ ), 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  $(\hat{\alpha}_1, \hat{\gamma}_1, \hat{\beta})$ .

Un premier jeu d'estimations a été effectué avec la procédure « lifereg » de SAS. Toutefois, comme les fichiers de sortie ne contiennent pas la valeur de  $\alpha$ , nous avons écrit un programme de maximisation de la vraisemblance sous la procédure « IML » qui prend les estimations de la procédure « lifereg » comme valeur initiale. Nous utilisons un algorithme de Newton-Raphson avec dérivées secondes analytiques.



## Annexe 2

# ESTIMATION DES TAUX D'ENTRÉE EN INTÉRESSEMENT 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 : Sortie par l'intéressement (1) ; Sortie pour motif non observé (2) ; Absence de sortie à l'échéance fixée (3). On associe à chacune des alternatives  $j=1,2,3$  une utilité propre à chaque individu  $i$  :

$$Y_{ij,d}^* = C_{dj} + X_i \beta_{dj} + \sum_{c \in d} c_{cj} \delta_{i \in c} + U_{dij}$$

Où,  $C_{dj}$  est une constante propre au département  $d$  et à l'alternative  $j$ , tandis que  $X_i$  représente l'ensemble des caractéristiques individuelles introduites dans la modélisation.  $\beta_{dj}$  est alors le vecteur des paramètres liés à la modalité  $j$  pour le département  $d$ .  $\sum_{c \in d} c_{cj} \delta_{i \in c}$  est la somme des indicatrices d'appartenance à une localité du département  $d$  multiplié par l'effet associée à cette commune pour la modalité  $j$  ( $c_j$ ).

On a supposé les perturbations  $U_{i1}, \dots, U_{im}$  comme indépendantes et suivant une loi de Gompertz caractérisée par la fonction de répartition  $F$  :

$$F(u) = \exp(-\exp(-u))$$

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

$$\Pr(Y_i = j | X_i = x_i, i \in c) = \frac{\exp(c_{dj} + x_i \beta_{dj} + \sum_{c \in d} \delta_{i \in c} c_{cj})}{\sum_k \exp(c_{dk} + x_i \beta_{dk} + \sum_{c \in d} \delta_{i \in c} c_{ck})} = p_{ij}$$

La log vraisemblance du modèle s'écrit alors :

$$\ell(\beta_{dk}) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^3 \ln p_{ij}$$

Seuls les paramètres  $\beta_j - \beta_k$ ,  $c_{dk} - c_{dj}$  et  $c_{ck} - c_{cj}$  sont identifiables et on pose :

$$\forall d, \beta_{d3} = 0, c_{d3} = 0, \text{ de même que } \forall d, \forall c \in d, c_{c3} = 0.$$

L'estimation a été réalisée sous SAS avec la procédure « logistic » en utilisant l'option LINK=MLOGIT, l'unité géographique de référence de chaque département étant celle contenant le plus de bénéficiaires du RMI.

En annexe 4, le tableau 1 fournit les statistiques brutes départementales avant regroupements communaux, tandis que le tableau 2 fournit pour chaque département le nombre de foyers allocataires ayant servis à l'estimation des modèles, les pourcentages de

communes et de foyers allocataires qui n'ont pu être utilisés dans l'estimation suite aux regroupements géographiques et l'entité géographique de référence. Enfin, le tableau 3 reprend plusieurs indicateurs de la qualité de l'ajustement des modèles par département. S'agissant d'un modèle estimé par le maximum de vraisemblance, on reporte la vraisemblance des modèles et le résultat des tests du rapport de vraisemblance et du score qui sont invariants à la forme de l'hypothèse à distance finie.

**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 :

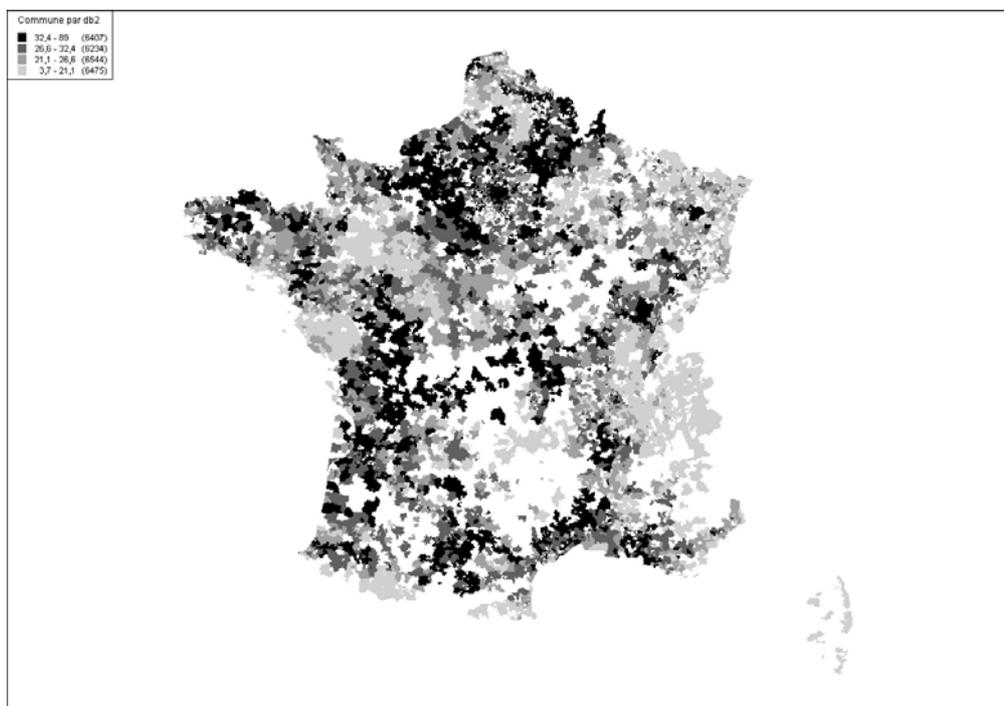
$$\hat{T}_c = \frac{\exp(\hat{c}_{dl} + \bar{x}_i \hat{\beta}_{dl} + \hat{c}_{cl})}{\sum_{k \in \{1,2,3\}} \exp(\hat{c}_{dk} + \bar{x}_i \hat{\beta}_{dk} + \hat{c}_{ck})}$$

Où  $\bar{x}_i$  représente le vecteur des caractéristiques individuelles moyennes au niveau national.

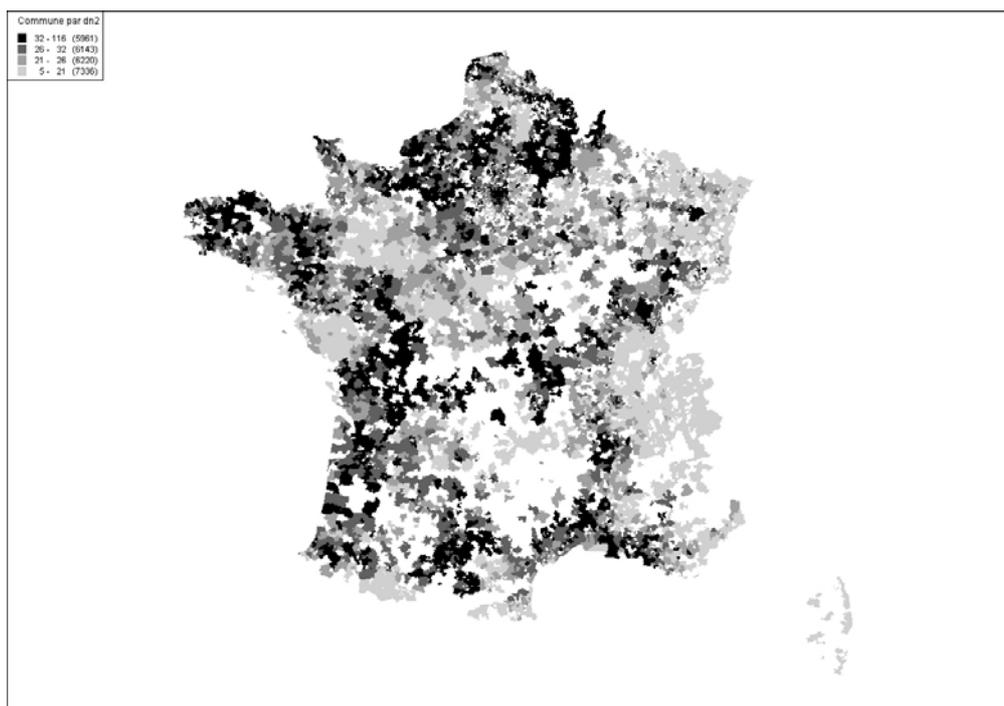
Ce taux net permet de comparer l'ensemble des localités entre elles à population donnée. Il tient à la fois compte des effets départementaux  $(\hat{c}_{dj} + \bar{x}_i \hat{\beta}_{dj})_{j=1...3}$  et de l'effet propre à la localité ou au regroupement par code postal considéré  $(\hat{c}_{cj})_{j=1...3}$ .

# Annexe 3 CARTES DES SORTIES DU CHÔMAGE SELON LES DIFFÉRENTES DÉFINITIONS

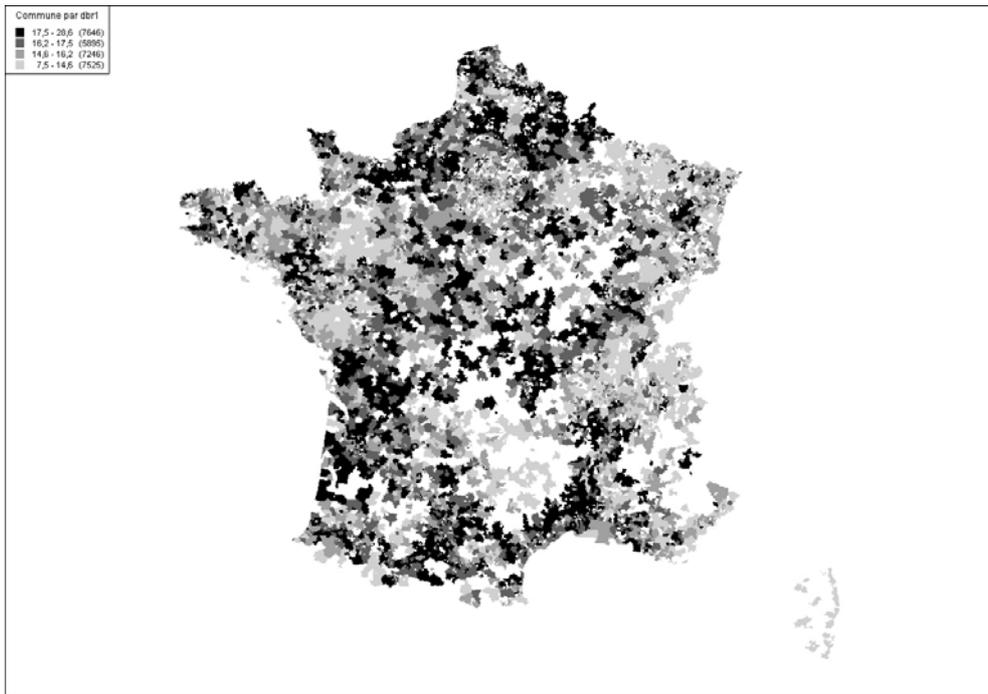
## Carte A1 Durée brute, définition courante, reprise d'emploi



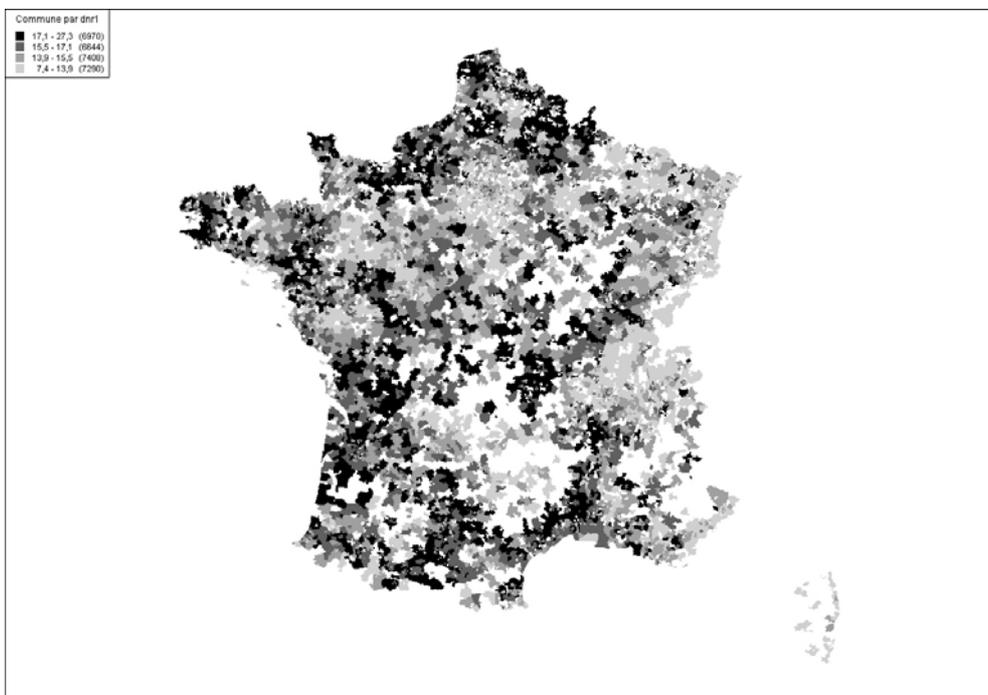
## Carte A2 Durée nette, définition courante, reprise d'emploi



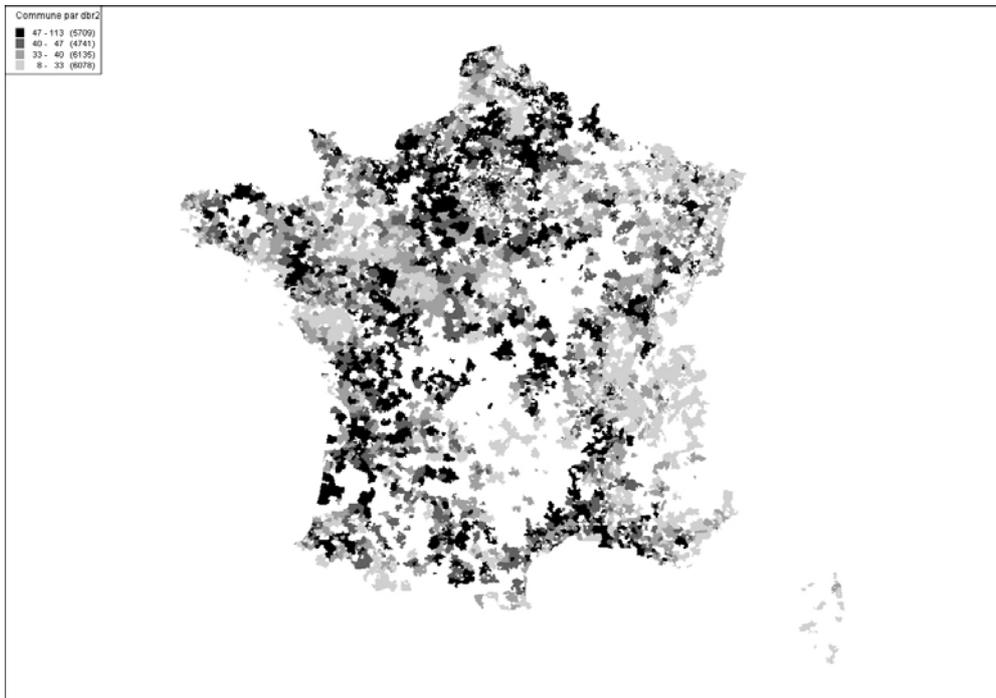
**Carte A3**  
**Durée brute, définition avec récurrence, sortie des listes**



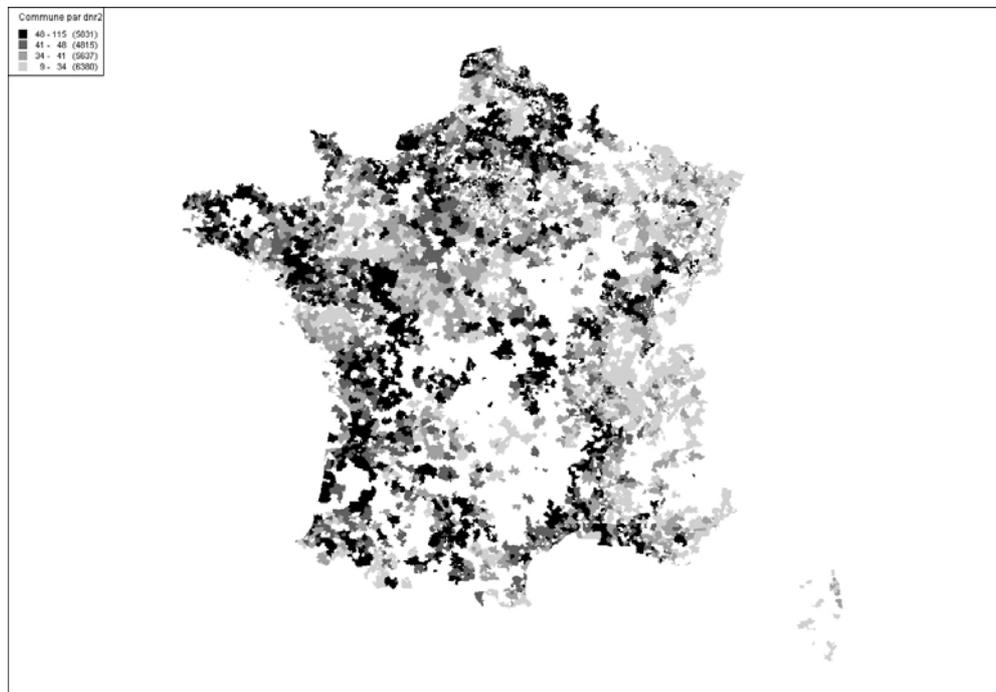
**Carte A4**  
**Durée nette, définition avec récurrence, sortie des listes**



**Carte A5**  
**Durée brute, définition avec récurrence, reprise d'emploi**



**Carte A6**  
**Durée nette, définition avec récurrence, reprise d'emploi**





## DERNIERS NUMÉROS PARUS :

téléchargeables à partir du site <http://www.cee-recherche.fr>

- N° 84** *L'épargne salariale : entre transfert des risques et stabilisation du capital. Examen à partir d'un groupe français de matériaux de construction*  
NOËLIE DELAHAIE, MARC-ARTHUR DIAYE  
avril 2007
- N° 83** *Fondements normatifs des politiques d'activation : un éclairage à partir des théories de la justice*  
AI-THU DANG, HELENE ZAJDELA  
avril 2007
- N° 82** *Analyser la relation entre CDD et CDI : emboîtement et durée des contrats*  
MATTHIEU BUNEL  
mars 2007
- N° 81** *L'externalisation de l'accompagnement des demandeurs d'emploi : modalités d'un marché en plein essor*  
NATHALIE GEORGES  
février 2007
- N° 80** *L'économie du bonheur peut-elle renouveler l'économie du bien-être ?*  
LUCIE DAVOINE  
février 2007
- N° 79** *Hétérogénéité des contrats de travail et performance des entreprises en France. Une étude empirique entre 1996 et 2001*  
RICHARD DUHAUTOIS, LUCIE GONZALEZ  
janvier 2007
- N° 78** *Sous-traiter ou embaucher ? Une analyse empirique des comportements de substitution des entreprises de l'industrie en France entre 1984 et 2003*  
CORINNE PERRAUDIN, NADINE THEVENOT, JULIE VALENTIN  
décembre 2006
- N° 77** *Du fait au droit. Diverses figures du temps partagé*  
MARIE-FRANÇOISE MOURIAUX  
décembre 2006
- N° 76** *Les déterminants de la satisfaction au travail en Europe : l'importance du contexte*  
LUCIE DAVOINE  
décembre 2006
- N° 75** *Les pratiques de gestion du travail et de l'emploi en France et leurs conséquences sur les salariés*  
SÉVERINE LEMIERE, CORINNE PERRAUDIN, HÉLOÏSE PETIT  
décembre 2006