



CENTRE D'ÉTUDES DE L'EMPLOI

« LE DESCARTES I » ● 29, PROMENADE MICHEL  
SIMON ● 93166 NOISY-LE-GRAND CEDEX  
● TELEPHONE: (33) 01 45 92 68 00 ● TELECOPIE:  
(33) 01 49 31 02 44 ● [www.cee-recherche.fr](http://www.cee-recherche.fr)

# Sortir du chômage en Languedoc-Roussillon

EMMANUEL DUGUET

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

*Université d'Évry-Val d'Essonne, EPEE, CEE et TEPP (FR CNRS n°3126)*

YANNICK L'HORTY

[yannick.lhorty@univ-evry.fr](mailto:yannick.lhorty@univ-evry.fr)

*Université d'Évry-Val d'Essonne, EPEE, CEE et TEPP (FR CNRS n°3126)*

FLORENT SARI

[florent.sari@mail.enpc.fr](mailto:florent.sari@mail.enpc.fr)

*Université de Paris-Est, OEP, CEE et TEPP (FR CNRS n°3126)*

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 97-13

avril 2008

ISSN 1776-3096  
ISBN 978-2-11-097920-9

# **SORTIR DU CHÔMAGE EN LANGUEDOC-ROUSSILLON**

Emmanuel Duguet, Yannick L'Horty, Florent Sari

## **RESUME**

Cette étude évalue les disparités intercommunales des chances de sortir du chômage dans la région Languedoc-Roussillon. C'est l'une des vingt-deux déclinaisons régionales d'une recherche dont l'objet est de mesurer les disparités territoriales des sorties du chômage à un niveau géographique très fin, celui de la commune ou du code postal. Partant du fichier historique statistique de l'ANPE, on estime des modèles de durée de chômage qui permettent d'évaluer les chances de sortir du chômage dans chaque commune de la région. On analyse dans un premier temps les disparités spatiales des sorties « brutes » du chômage dans la région Languedoc-Roussillon, telles qu'elles ressortent des statistiques non retravaillées et dans un deuxième temps les disparités nettes, en raisonnant toutes choses égales par ailleurs, comme si chaque localité avait la même structure par âge, sexe et qualification que celle de la région. On constate globalement que les disparités locales sont très fortes d'une commune à l'autre, quel que soit l'indicateur que l'on retient pour estimer ces disparités. En outre, les écarts d'une localité à l'autre restent globalement très élevés lorsque l'on neutralise les différences de structure par âge, sexe et qualification ce qui confirme l'existence d'un effet spécifique du territoire. De vastes zones de la région présentent des durées de sortie du chômage proches. Les contours de ces territoires uniformément favorables ou défavorables au retour à l'emploi ne correspondent pas, le plus souvent, aux zonages existants.

La région Languedoc-Roussillon occupe une position plutôt défavorable parmi l'ensemble des régions françaises dans les sorties effectives du chômage. Ce constat est cohérent avec le fait que son taux de chômage la positionne également de façon défavorable. Pour autant, les disparités sont fortes entre les communes et entre les départements. Une particularité de cette région demeure le contraste observé entre les localités du littoral, plutôt propices au retour à l'emploi et celles de l'arrière-pays qui semblent davantage le freiner. Les départements de la Lozère et des Pyrénées-Orientales ont des profils plus atypiques puisqu'ils sont constitués presque exclusivement de larges zones favorisant une sortie rapide du chômage.

*Cette étude s'inscrit dans un projet national financé par la Mission Action régionale de la Dares, Ministère du Travail, des Relations sociales et de la Solidarité (marché n°0600131, déclaration CNIL n°1206382).*

*Elle a bénéficié des remarques d'Olivier Mazel (Dares), Raymond David (DRTEFP de Lorraine), Didier Klein (ANPE), Isabelle Olive-Liger (DRTEFP de Languedoc-Roussillon), Elisabeth Pascaud (DGEFP), Bruno Terseur et Rémi Belle (DRTEFP de PACA), et Bernard Simonin (DRTEFP d'Île-de-France) et de celles des participants au séminaire Dares-Sepes du 7 juin 2007 à Limoges.*

## Introduction

Alors que les dispositifs publics d'aide au retour à l'emploi sont de plus en plus décentralisés et territorialisés, l'effet du local est généralement absent des analyses de l'emploi et du chômage. Il y a ainsi un contraste très net entre, d'un côté, l'action et les débats publics qui semblent se préoccuper de plus en plus des disparités territoriales à différentes échelles (régions, zones d'emploi, communes ou quartiers), et de l'autre côté les analyses et les observations des chercheurs qui restent le plus souvent départementales et nationales sans intégrer les diversités des situations locales. En particulier, on dispose de trop peu d'indicateurs permettant de prendre la mesure de l'ampleur des disparités spatiales en matière de retour à l'emploi.

Certes, des données géo-localisées sur l'emploi et le chômage existent et sont régulièrement utilisées à des fins de diagnostic territorial par les acteurs locaux. Mais ces données ont le plus souvent une dimension de stock (nombre de chômeurs, taux de chômage local, densité de chômeurs, etc.). Elles ne décrivent pas la réalité du dynamisme du marché de l'emploi et la durée de la recherche d'emploi telle qu'elle est vécue par les chômeurs. Pour cela, il importe de mobiliser des données de flux, en estimant les chances de retrouver un emploi à l'aide de taux de sortie du chômage ou encore la durée moyenne de recherche d'emploi. Il n'y a aucune correspondance mécanique entre flux et stock. Une localité donnée peut afficher un taux de chômage élevé (stock) avec des taux de sortie du chômage élevés et une durée courte (flux). Inversement, on peut avoir un taux local de chômage faible (stock) avec des taux de sortie faibles et une durée longue (flux). Il est donc nécessaire de mobiliser des données de flux si l'on souhaite construire des diagnostics complets sur les questions d'emploi et de chômage.

Dans le but de construire des indicateurs de flux au niveau géographique le plus fin, celui de la commune ou du code postal, nous avons construit un système d'observation géo-localisée, baptisé SOLSTICE<sup>1</sup>. Les chances de sortir du chômage sont évaluées dans chaque localité à l'aide de techniques économétriques appliquées à des micro-données issues de sources administratives. Dans cette étude, nous mobilisons le fichier historique statistique de l'ANPE dans sa version exhaustive. Cette source statistique permet d'analyser les disparités brutes de sortie du chômage, telles qu'elles ressortent de statistiques non retravaillées et les disparités nettes, toutes choses égales par ailleurs, et en particulier à composition de la main-d'œuvre identique entre communes. Nous évaluons les chances de sortie du chômage dans les communes en raisonnant toutes choses égales par ailleurs, comme si chaque localité avait la structure par âge, sexe et qualification de sa région.

Nous avons évalué les chances de sortir du chômage pour les vingt-deux régions françaises et nous déclinons nos résultats dans chacune des régions. La présente étude est l'une des vingt-deux déclinaisons régionales de cette recherche nationale. On y décrit les disparités spatiales du retour à l'emploi au sein de la région Languedoc-Roussillon. La première section décrit la méthodologie qui a été retenue pour mesurer les chances de sortir du chômage. La deuxième section présente et analyse les résultats.

On constate globalement que les disparités locales sont très fortes d'une commune à l'autre, quel que soit l'indicateur que l'on retient pour estimer ces disparités. En outre, les écarts

---

<sup>1</sup> SOLSTICE est l'acronyme de 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 et sur la France entière (cf. Duguet, Goujard, L'Horty, 2007).

d'une localité à l'autre restent globalement élevés lorsque l'on neutralise les différences de structure selon l'âge, le sexe ou la qualification. Pour autant, de vastes zones de la région présentent des durées de sortie du chômage très proches. Notre étude permet de définir les contours de ces territoires uniformément favorables ou défavorables au retour à l'emploi.

## Questions de mesures

Les sorties du chômage, plus encore que les entrées, posent un problème de définition et d'observation. Pour les dénombrer, nous utilisons le fichier historique statistique (FHS) de l'ANPE qui est une source administrative. Cette source permet de suivre les parcours individuels des demandeurs d'emploi en enregistrant tous les événements successifs depuis leur première inscription à l'Agence, mais elle ne couvre pas les parcours des demandeurs une fois qu'ils ont repris un emploi ou lorsqu'ils ne sont plus inscrits à l'ANPE. Or, si le retour à un emploi implique très généralement une sortie des fichiers de l'ANPE, toutes les sorties du fichier ne sont pas des retours à l'emploi.

### Champ de l'étude

Dans cette étude, nous nous intéressons à l'ensemble des chômeurs inscrits à l'ANPE, qu'ils soient ou non indemnisés. Il s'agit là d'une définition large du chômage qui comprend l'ensemble des demandes d'emploi en fin de mois des catégories 1, 2, 3 et 6, 7, 8. Cette définition prend en compte les chômeurs qui n'exercent pas d'activité réduite (catégories 1 à 3) et les demandeurs d'emploi qui exercent une activité réduite de plus de 78 heures par mois, qu'ils recherchent un CDI à temps complet (catégorie 6), à temps partiel (catégorie 7), ou un autre contrat (catégorie 8).

Nous ne sommes donc pas sur le champ du chômage au sens du BIT, qui est la définition statistique de chômage utilisée en comparaison internationale. Les chômeurs BIT sont sans emploi, disponibles pour occuper un emploi et recherchent activement un emploi, mais ils peuvent ne pas être inscrits à l'ANPE et ne recherchent pas nécessairement un CDI à temps complet. Nous ne sommes pas non plus sur le champ des chômeurs de catégorie 1 qui sont des personnes inscrites comme demandeur d'emploi à l'ANPE, sans emploi, disponibles et qui recherchent un emploi à durée indéterminée et à temps complet. Les DEFM de catégorie 1 occupent parfois un emploi sur une durée limitée ou à temps partiel (qualifié d'« activité réduite »). Fin 2005, le nombre de chômeurs au sens du BIT est en France de 2 611 000 et l'on dénombre 2 381 800 demandeurs d'emploi inscrits en catégorie 1 (en données brutes).

### Deux définitions des sorties du chômage

En pratique, les demandeurs d'emploi ont jusqu'au 12<sup>e</sup> jour ouvré pour actualiser leur situation relative au mois précédent\*. Le défaut d'actualisation entraîne une sortie des listes pour « absence au contrôle ». Près du tiers des sorties du fichier ANPE se font de cette manière et cette proportion est plutôt en augmentation depuis 2001. Or il est clair que l'absence à un contrôle ne correspond pas toujours à une reprise d'emploi. Selon les données des enquêtes « sortants »<sup>2</sup>, environ la moitié des demandeurs d'emploi qui quittent l'ANPE pour « absence au contrôle » a repris un emploi. L'autre moitié a interrompu sa recherche d'emploi, est parti en formation ou a oublié d'actualiser sa situation et va se réinscrire dans les semaines suivantes.

<sup>2</sup> L'enquête « sortants » est un sondage par quota réalisé chaque trimestre auprès d'environ 2 000 demandeurs d'emploi sortis des listes de l'ANPE, le dernier mois du trimestre précédent, afin de déterminer les motifs de sortie des listes.

\* Depuis avril 2007, le délai d'actualisation a été ramené à cinq jours.

Aucune catégorie statistique ne permet donc de suivre parfaitement le retour à l'emploi des chômeurs. D'une part, la catégorie administrative des « sorties des listes » est large et exagère sensiblement l'ampleur du retour à l'emploi. D'autre part, les reprises d'emploi déclarées par les chômeurs sous-estiment l'intensité réelle du retour à l'emploi puisque les retours à l'emploi ne sont pas toujours déclarés. Dans ce contexte, une règle de bon sens est de mobiliser en même temps ces deux conventions afin d'encadrer la réalité du retour à l'emploi. D'un côté, la convention administrative des « sorties de listes » constitue une référence usuelle, souvent utilisée dans les publications officielles qui suivent la conjoncture du marché du travail<sup>3</sup>. D'un autre côté, il est utile de compléter cette référence par une convention plus restrictive limitant les sorties aux reprises d'emploi telles qu'elles sont effectivement enregistrées par l'ANPE et déclarées par les chômeurs.

C'est pour cette raison que nous avons retenu ces deux définitions. Les *sorties des listes* sont extensives, elles englobent tous les motifs de sortie quel que soit le motif déclaré, y compris les absences au contrôle et les radiations administratives. On considère alors les durées de chômage telles qu'elles sont observées. Les sorties du chômage selon cette convention exagèrent sans doute le retour à l'emploi. La deuxième définition est plus restrictive et correspond aux *reprises d'emploi déclarées*. Les chômeurs absents au contrôle et les radiations administratives sont supprimés des fichiers (motifs d'annulation code 9 à 13). Les autres motifs de sorties sont censurés sauf lorsqu'il s'agit de sorties vers l'emploi (code 1). Cette convention donne une image restreinte du retour à l'emploi car elle ignore une partie des reprises d'emploi non déclarées par les chômeurs à l'ANPE.

En pratique, les deux définitions donnent une image très différente de la sortie du chômage. La durée moyenne du chômage est beaucoup plus faible lorsqu'elle est estimée avec les *sorties des listes*, qui augmentent les taux de sortie. En moyenne, la durée du chômage est alors d'un peu plus de dix mois. Elle peut atteindre près de trente mois lorsque l'on définit une sortie par une *reprise d'emploi déclarée*.

#### *Deux mesures de la durée des sorties*

En outre, il est intéressant de tenir compte de la nature pérenne ou non des sorties. Certaines sorties peuvent être de courte durée et donner lieu à de nouvelles entrées dans des délais brefs. Pour cette raison, deux mesures de la durée du chômage ont été mobilisées. La mesure courante considère la période d'inscription sur les listes de l'ANPE sans discontinuité. Un demandeur est considéré comme étant sorti du fichier s'il est sorti depuis au moins un mois. Il s'agit là de la définition administrative de la sortie du chômage, qui peut correspondre à des sorties temporaires. Pour tenir compte de la pérennité des sorties, on a également retenu une définition avec récurrence en retraitant les sorties de moins de six mois : lorsqu'un chômeur reprend un emploi mais effectue une nouvelle inscription avant un délai de six mois, on considère qu'il n'est pas sorti<sup>4</sup>. Cette distinction est notamment utilisée par Debauche et Jugnot (2006) pour analyser les effets du PAP. Dans la suite on parlera de *sorties durables* à chaque fois que ce traitement est effectué.

En croisant les deux définitions des sorties du chômage, *sortie des listes* et *reprise d'emploi déclarée*, et ces deux mesures de la durabilité des sorties, on obtient quatre définitions de la sortie du chômage. Le choix de l'une ou l'autre de ces définitions à une influence assez nette

---

<sup>3</sup> Les sorties de listes font l'objet d'un suivi régulier de la part du ministère du Travail, la Dares y consacrant chaque trimestre un numéro de sa collection *Premières Informations et Premières Synthèses*.

<sup>4</sup> Les demandes commençant suite à une sortie de moins de six mois ne sont pas conservées comme entrées lors de la composition des cohortes d'entrants.

sur le nombre de sorties. En limitant l'observation aux reprises d'emploi déclarées, le nombre de sorties est beaucoup plus faible. Dans la région Languedoc-Roussillon, il est quasiment divisé par deux. En se limitant aux sorties durables, on réduit à nouveau le nombre de sorties d'environ un quart (tableau 1).

**Tableau 1. Nombre d'observations dans la région Languedoc-Roussillon**

|   | Sortie des listes | Reprise d'emploi déclarée |
|---|-------------------|---------------------------|
| <b>Sortie d'au moins un mois</b>                | 160 264           | 79 219                    |
| <b>Sortie durable<br/>(de six mois et plus)</b> | 118 105           | 58 654                    |

*Champ* : Cohorte de demandeurs d'emploi inscrits dans la région Languedoc-Roussillon entre le 1<sup>er</sup> juillet 2001 et le 30 juin 2002, suivis jusqu'au 31 mars 2006.

*Source* : ANPE, Fichier Historique Statistique.

#### Sources des données

Les données que nous employons sont issues de la version exhaustive du Fichier Historique Statistique de l'ANPE. Ce fichier permet de suivre les demandeurs d'emploi dans le temps et fournit des statistiques individuelles qui peuvent servir de variables explicatives. Pour pouvoir estimer des taux de sortie du chômage à un niveau aussi désagrégé que celui des communes, il faut disposer de suffisamment d'observations dans chaque localité. De plus, le code commune est absent de l'échantillon au 1/12<sup>e</sup>, de sorte que l'estimation des effets locaux est impossible avec cet échantillon. C'est pourquoi nous utilisons la version exhaustive.

Afin de pouvoir suivre les demandeurs d'emploi dans le temps sur une durée suffisamment longue, 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. Le fichier que nous utilisons dans la présente étude est la version du FHS mis à jour jusqu'au 31 mars 2006. Nous suivons donc la cohorte de chômeurs sur près de cinq ans.

Nous avons effectué également une exploitation complète pour la cohorte des demandeurs d'emploi inscrits entre le 1<sup>er</sup> juillet 2003 et le 30 juin 2004 de façon à vérifier si les disparités communales du retour à l'emploi étaient sensibles à la conjoncture macroéconomique. Les différences entre les deux exploitations se sont avérées très limitées. Tous les résultats qualitatifs de cette étude ont été retrouvés sur la deuxième cohorte. Cela indiquerait que les disparités du retour à l'emploi entre communes sont peu sensibles à la conjoncture.

#### *Estimations des taux de sortie du chômage à l'aide de modèles de durée*

Dans cette étude, nous avons retenu, pour modéliser la durée du chômage, une spécification à la Weibull qui est l'approche paramétrique la plus utilisée dans les travaux appliqués sur ce thème. Selon ce modèle, le taux de sortie du chômage est une fonction du temps passé au chômage et dépend aussi des caractéristiques de l'individu, telles que l'âge, le sexe, ou le niveau de diplôme. L'annexe 1 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 supposer que les chances de sortie sont strictement proportionnelles à l'ancienneté de chômage.

Nous avons cependant vérifié que le recours à d'autres techniques d'estimation modifie peu les taux de sortie. Les coefficients estimés avec un modèle de Weibull qui est parfois présenté comme une technique rigide, sont très proches de ceux estimés avec un modèle à hasard constant par intervalles et avec un modèle de Cox. Dans nos estimations, le paramètre  $\alpha$  du modèle de Weibull, qui conditionne la relation entre la durée passée au chômage et les chances d'en sortir à chaque période, est proche de l'unité. Ce cas particulier  $\alpha = 1$  correspond au modèle exponentiel, où la durée de chômage passée n'a pas d'effet sur le taux de sortie instantané du chômage. Dans ce cas, toutes les généralisations habituelles donnent des résultats équivalents.

### *Deux indicateurs pour mesurer l'effet du territoire*

L'estimation des modèles nous permet de calculer deux types d'indicateurs au niveau communal. Le premier indicateur, appelé « durée brute », équivaut à une statistique descriptive de retour à l'emploi au niveau de la localité. Elle correspond à la durée moyenne de chômage dans la commune pour les demandeurs d'emploi qui sont entrés au chômage entre juillet 2001 et juin 2002. **Cette durée brute combine deux effets. Il s'agit d'une part de la capacité du territoire à susciter un retour à l'emploi et, d'autre part, de 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.).**

#### **Niveau territorial d'observation**

Pour calculer des taux de sortie et des espérances de durée au niveau communal nous avons fixé un nombre minimal de 100 chômeurs inscrits dans la commune. S'il y a 100 demandeurs d'emploi ou plus dans la commune, nous évaluons nos indicateurs au niveau de cette localité. 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. Les localités apparaissent alors en blanc dans nos cartes.

Nous avons choisi de regrouper les très petites communes selon leur code postal car il s'agit du plus petit regroupement de communes qui couvre de façon exhaustive et exclusive la totalité de la surface de la France. Le seuil de 100 demandeurs d'emploi a été retenu après essais. Il correspond à un compromis entre la qualité et la quantité des indicateurs que nous estimons. Nous avons constaté qu'un seuil plus faible réduisait la qualité des indicateurs de sortie du chômage sans produire beaucoup plus d'indices (sur les cartes, on perd peu de zones blanches avec un seuil plus faible).

Les indicateurs locaux sont donc estimés *in fine* au niveau communal ou à celui du code postal. Nous pouvons également évaluer nos batteries d'indicateurs avec la même méthode selon n'importe quel autre découpage territorial plus ou moins agrégé. Dans le cadre de cette étude, des tests régionaux ont été effectués au niveau des zones de territorialisation des politiques de l'emploi, qui mobilisent une nomenclature territoriale interne au Ministère du travail. Nous avons également estimé nos indices sur la France entière selon les bassins de vie, tels qu'ils sont définis par l'Insee L'annexe 2 donne les résultats de ces estimations pour le Languedoc-Roussillon. Dans le cadre d'autres études en cours, nous effectuons des estimations analogues au niveau des codes IRIS qui nous permettent de descendre à un niveau plus fin que celui des quartiers dans les grandes villes.

Pour bien séparer les effets de territoire des effets individuels, nous introduisons un deuxième indicateur, appelé « **durée nette** ». **Il s'agit de la durée du chômage que l'on devrait constater**

**si les demandeurs d'emploi avaient les mêmes caractéristiques sur tous les territoires**, c'est-à-dire en raisonnant toutes choses égales par ailleurs. Techniquement, elle est obtenue en estimant un modèle à effet fixe au niveau communal. Ce modèle inclut, en plus des effets fixes locaux, 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 locaux ne sont pas directement interprétables, on présente les résultats sur les durées nettes de la manière suivante : on fixe les variables socio-économiques à une valeur de référence, qui est la **moyenne régionale**, puis on calcule la durée du chômage qui correspond à cette moyenne en laissant les effets fixes locaux 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 locales. Cette convention permet de faire ressortir l'effet de territoire et de rendre les durées nettes des différentes unités locales directement comparables. Notons ici que le choix d'une moyenne régionale n'influence que l'ordre de grandeur *global* des indicateurs locaux mais ne peut en aucun cas affecter le classement des unités sur lesquelles porte le calcul, puisque ce classement ne dépend, par construction, que des effets fixes locaux.

### *Les déterminants individuels de la durée du chômage*

Les variables socio-économiques qui sont utilisées dans le calcul des durées nettes sont les suivantes : sexe, âge, nationalité, situation matrimoniale, nombre d'enfants, plus haut diplôme obtenu, handicap, type de contrat recherché, métier (code ROME), motif d'entrée en chômage, situation relativement au RMI. Le tableau 2 détaille en moyenne pour toutes les régions de France les effets de chacune de ces variables sur les chances de sortir du chômage, selon chacune des quatre définitions retenues.

On retrouve les résultats traditionnels des études appliquées sur les déterminants individuels de la durée du chômage. La probabilité de sortir du chômage décroît fortement avec l'âge. Le type de contrat recherché génère lui aussi des écarts importants : la durée de chômage la plus courte concerne les CDI à plein temps, suivis par les CDD. 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. L'absence d'enfant et le fait d'être un homme réduit la durée du chômage. Le fait d'être handicapé augmente la durée du chômage. La situation matrimoniale joue faiblement, en favorisant légèrement les personnes mariées relativement aux célibataires ou aux veufs.

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 administratifs de la communication et de l'information ainsi que pour les cadres commerciaux. La durée de chômage est par ailleurs sensible au motif d'entrée en chômage. Les situations les plus défavorables sont les licenciements et la fin d'intérim, alors que les primo-entrants, fins de contrats, démission et reprise après une absence de plus de six mois ont davantage de chances de retrouver un emploi. La qualification des travailleurs génère des écarts faibles 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. Ces effets dépendent de la définition retenue. Enfin, la perception du RMI, la recherche d'un emploi à temps partiel et le fait d'être de nationalité étrangère à l'Union européenne, augmentent la durée du chômage.

**Tableau 2. Les déterminants individuels de la durée du chômage**

|  | Sorties d'au moins un mois |         |                             |         | Sorties d'au moins six mois |         |                                      |         |
|--|----------------------------|---------|-----------------------------|---------|-----------------------------|---------|--------------------------------------|---------|
|  | Sorties des Listes         |         | Reprises d'emploi déclarées |         | Sorties des Listes durables |         | Reprises déclarées d'emploi durables |         |
|  | Coefficient                | Student | Coefficient                 | Student | Coefficient                 | Student | Coefficient                          | Student |
| $\alpha$ (voir annexe 1)                     | 0,917                      | 2252,53 | 0,843                       | 1148,88 | 0,893                       | 1870,21 | 0,806                                | 968,80  |
| <b>Age (années)</b>                          | -0,018                     | 236,17  | -0,036                      | 234,27  | -0,011                      | 123,42  | -0,034                               | 189,42  |
| <b>Contrat CDI</b>                           | réf                        |         | réf                         |         | réf                         |         | réf                                  |         |
| CDD  | -0,382                     | 125,96  | -0,491                      | 87,52   | -0,262                      | 74,09   | -0,371                               | 56,06   |
| Saisonnier                                   | -0,104                     | 37,21   | -0,168                      | 31,29   | -0,015                      | 4,84    | -0,129                               | 20,53   |
| <b>Diplôme Niveau VI</b>                     | réf                        |         | réf                         |         | réf                         |         | réf                                  |         |
| Niveaux I et II                              | -0,001                     | 0,40    | 0,364                       | 59,17   | 0,105                       | 28,79   | 0,539                                | 77,37   |
| Niveau III                                   | 0,032                      | 11,30   | 0,361                       | 66,17   | 0,117                       | 35,77   | 0,505                                | 80,35   |
| Niveau IV                                    | -0,030                     | 13,02   | 0,186                       | 40,06   | 0,027                       | 10,27   | 0,295                                | 54,12   |
| Niveau V                                     | -0,051                     | 30,29   | 0,074                       | 19,93   | -0,042                      | 20,96   | 0,128                                | 28,58   |
| <b>Sans enfant</b>                           | réf                        |         | réf                         |         | réf                         |         | réf                                  |         |
| Un enfant                                    | -0,077                     | 41,31   | 0,017                       | 4,50    | -0,058                      | 26,44   | 0,073                                | 16,99   |
| Deux enfants                                 | -0,079                     | 37,41   | 0,224                       | 56,22   | -0,069                      | 28,25   | 0,258                                | 56,07   |
| Trois enfants et plus                        | -0,055                     | 22,75   | 0,235                       | 47,71   | -0,072                      | 25,20   | 0,240                                | 41,92   |
| <b>Homme</b>                                 | réf                        |         | réf                         |         | réf                         |         | réf                                  |         |
| Femme  | -0,062                     | 40,20   | -0,223                      | 77,02   | -0,079                      | 44,67   | -0,191                               | 57,78   |
| <b>Non handicapé</b>                         | réf                        |         | réf                         |         | réf                         |         | réf                                  |         |
| Handicapé                                    | -0,274                     | 98,01   | -0,621                      | 94,96   | -0,270                      | 78,31   | -0,537                               | 68,28   |
| <b>Célibataire, veuf</b>                     | réf                        |         | réf                         |         | réf                         |         | réf                                  |         |
| Divorcé, séparé                              | 0,031                      | 12,44   | -0,009                      | 1,83    | 0,007                       | 2,40    | 0,003                                | 0,52    |
| Marié, vie maritale                          | -0,003                     | 1,51    | -0,011                      | 3,21    | 0,020                       | 10,26   | 0,057                                | 15,10   |
| <b>ROME : Serv personnes et collectivité</b> | réf                        |         | réf                         |         | réf                         |         | réf                                  |         |
| Serv administratifs et commerciaux           | 0,024                      | 10,00   | 0,039                       | 8,01    | -0,025                      | 9,03    | -0,020                               | 3,60    |
| Hôtellerie restauration                      | 0,313                      | 105,82  | 0,499                       | 84,00   | 0,202                       | 57,72   | 0,320                                | 45,42   |
| Distribution et vente                        | 0,124                      | 52,34   | 0,151                       | 30,27   | 0,069                       | 24,91   | 0,059                                | 10,11   |
| Arts et spectacle                            | -0,523                     | 102,18  | -1,013                      | 86,48   | -0,562                      | 92,82   | -23,045                              | 89,66   |
| Formation initiale et continue               | -0,073                     | 13,71   | -0,072                      | 7,56    | -0,089                      | 14,81   | -0,114                               | 10,72   |
| Interv sociale devt local emploi             | 0,042                      | 11,06   | 0,022                       | 2,93    | 0,007                       | 1,58    | -0,053                               | 6,11    |
| Pro santé paramédical                        | 0,205                      | 37,32   | 0,315                       | 31,95   | 0,232                       | 37,62   | 0,325                                | 29,65   |
| Pro santé médical                            | 0,025                      | 2,16    | 0,144                       | 7,26    | 0,015                       | 1,22    | 0,095                                | 4,41    |
| Cadres admi communic. information            | -0,060                     | 15,70   | -0,090                      | 12,47   | -0,072                      | 16,69   | -0,113                               | 14,16   |
| Cadres commerciaux                           | -0,028                     | 6,21    | -0,004                      | 0,50    | -0,027                      | 5,41    | -0,019                               | 2,10    |
| Agriculture et pêche                         | 0,102                      | 24,17   | 0,229                       | 27,35   | 0,057                       | 11,28   | 0,141                                | 13,91   |
| BTP et extraction                            | 0,190                      | 55,82   | 0,323                       | 45,34   | 0,125                       | 31,26   | 0,209                                | 24,85   |
| Transport et logistique                      | 0,010                      | 3,66    | 0,096                       | 16,82   | -0,021                      | 6,42    | 0,058                                | 8,63    |
| Mécanique électricité électronique           | 0,049                      | 14,74   | 0,094                       | 14,20   | 0,005                       | 1,27    | 0,026                                | 3,37    |
| Industries de process                        | -0,088                     | 20,16   | -0,010                      | 1,20    | -0,115                      | 22,21   | -0,091                               | 8,83    |
| Autres industries                            | 0,005                      | 0,97    | 0,113                       | 9,89    | -0,023                      | 3,50    | 0,029                                | 2,11    |
| Personnel artisanal                          | 0,206                      | 45,12   | 0,309                       | 34,14   | 0,160                       | 30,11   | 0,215                                | 20,33   |
| Maîtrise industrielle                        | 0,117                      | 8,61    | -1,873                      | 153,72  | 0,114                       | 7,77    | -19,427                              | 106,65  |
| Techniciens industriels                      | 0,037                      | 8,31    | 0,002                       | 0,20    | 0,015                       | 3,03    | -0,025                               | 2,70    |
| Cadres techniques industrie                  | 0,069                      | 12,28   | 0,080                       | 8,25    | 0,093                       | 15,23   | 0,087                                | 8,33    |
| Maîtrise techni cadres techni hors indus     | 0,146                      | 27,45   | 0,195                       | 20,66   | 0,112                       | 18,68   | 0,157                                | 14,95   |
| <b>Licenciement économique</b>               | réf                        |         | réf                         |         | réf                         |         | réf                                  |         |
| Autre licenciement                           | 0,053                      | 18,65   | -0,042                      | 8,27    | 0,034                       | 11,25   | -0,091                               | 16,71   |

|                                    |        |        |        |        |        |        |        |       |
|------------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|
| Démission                          | 0,507  | 153,49 | 0,389  | 63,94  | 0,390  | 108,74 | 0,210  | 32,47 |
| Fin de contrat                     | 0,292  | 110,40 | 0,421  | 89,42  | 0,233  | 79,65  | 0,264  | 51,71 |
| Fin d'intérim                      | 0,275  | 86,04  | 0,236  | 39,60  | 0,172  | 47,41  | 0,004  | 0,52  |
| Première entrée                    | 0,568  | 166,56 | 0,363  | 53,66  | 0,487  | 133,11 | 0,149  | 21,00 |
| Reprise d'emploi de plus de 6 mois | 0,489  | 115,46 | 0,309  | 35,25  | 0,433  | 93,97  | 0,164  | 17,42 |
| Autres cas                         | 0,367  | 137,21 | 0,153  | 30,34  | 0,332  | 110,59 | 0,047  | 8,46  |
| <b>Manœuvre et OS</b>              | réf    |        | réf    |        | réf    |        | réf    |       |
| Ouvrier qualifié                   | 0,027  | 11,12  | 0,185  | 36,97  | 0,051  | 17,52  | 0,245  | 40,34 |
| Employé non qualifié               | -0,008 | 3,34   | -0,051 | 9,25   | 0,003  | 1,05   | -0,022 | 3,27  |
| Employé qualifié                   | -0,025 | 10,17  | 0,144  | 27,55  | 0,024  | 8,08   | 0,232  | 36,94 |
| Technicien, agent de maîtrise      | -0,003 | 0,96   | 0,204  | 30,85  | 0,068  | 17,38  | 0,329  | 42,76 |
| Cadre                              | -0,030 | 6,99   | 0,155  | 18,80  | 0,040  | 8,16   | 0,289  | 30,83 |
| <b>Non RMIste</b>                  | réf    |        | réf    |        | réf    |        | réf    |       |
| Rmiste                             | -0,212 | 105,27 | -0,587 | 114,12 | -0,222 | 86,90  | -0,619 | 97,09 |
| <b>Temps complet</b>               | réf    |        | réf    |        | réf    |        | réf    |       |
| Temps partiel                      | -0,226 | 120,70 | -0,555 | 132,22 | -0,120 | 55,22  | -0,455 | 93,93 |
| <b>Nationalité française</b>       | réf    |        | réf    |        | réf    |        | réf    |       |
| UE 15                              | 0,066  | 14,39  | 0,094  | 10,35  | 0,092  | 17,54  | 0,126  | 12,32 |
| Reste du monde                     | -0,002 | 0,79   | -0,197 | 35,26  | -0,153 | 55,23  | -0,363 | 55,38 |

*Lecture* : Résultats des estimations d'un modèle de Weibull par le maximum de vraisemblance. Les coefficients s'appliquent au taux de sortie du chômage (*i.e.* à la fonction de hasard) par rapport à la modalité de référence indiquée dans le tableau. Les données synthétisent les 22 estimations régionales selon la méthode des moindres carrés asymptotiques (MCA) : chaque paramètre régional a été pondéré par l'inverse de sa variance afin d'obtenir la combinaison linéaire de variance minimale.

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

Une fois évaluées les durées nettes du chômage, en neutralisant les effets des déterminants individuels, il devient possible de calculer un troisième indicateur pour faire ressortir l'importance des effets purement locaux. Il suffit en effet de faire la différence entre, d'une part, la durée brute, qui contient à la fois l'effet du territoire et les effets socio-économiques et, d'autre part, la durée nette, qui ne contient que l'effet de territoire. Cette différence des durées mesure donc directement l'effet des variables socio-économiques sur le retour à l'emploi au sein de l'unité locale étudiée. **Une différence positive, une durée brute supérieure à la durée nette, indique que la composition de la main-d'œuvre est localement défavorable au retour à l'emploi.** À l'inverse, une différence négative indique une main-d'œuvre dont la composition socio-économique favorise, localement, le retour à l'emploi.

**Durée brute** = durée observée

**Durée nette** = effet du territoire

**Durée brute – Durée nette** = effet de la composition socio-économique

Au total, pour chacune des quatre définitions des sorties du chômage nous évaluons ces trois indicateurs (durée brute, durée nette qui exprime l'effet du territoire, et écart entre les deux durées, qui exprime l'effet de composition). Les douze indicateurs ainsi obtenus sont évalués pour chaque localité de la région puis on réalise ensuite des exploitations cartographiques et statistiques de ces données. Pour faciliter l'analyse des distributions spatiales, nous classons

les communes par déciles et nous réalisons des cartes en couleur. En blanc, figurent les localités non renseignées, pour lesquelles il n'y avait moins de 100 chômeurs même après regroupement au niveau du code postal. Pour les localités où les indicateurs ont été calculés, on colorie chaque décile de façon différente avec à un extrême, en bleu foncé, les communes pour lesquelles la durée de chômage est la plus élevée, et à l'autre, en rouge, celles où l'on sort le plus vite du chômage. Les fonds de cartes reprennent les contours administratifs des communes, indépendamment de leur peuplement. Des surfaces importantes peuvent concerner un petit nombre de demandeurs d'emploi alors que des surfaces relativement réduites peuvent contenir un nombre élevé de demandeurs d'emploi (lorsqu'il s'agit d'une ville).

## **Les disparités de sortie du chômage dans le Languedoc-Roussillon**

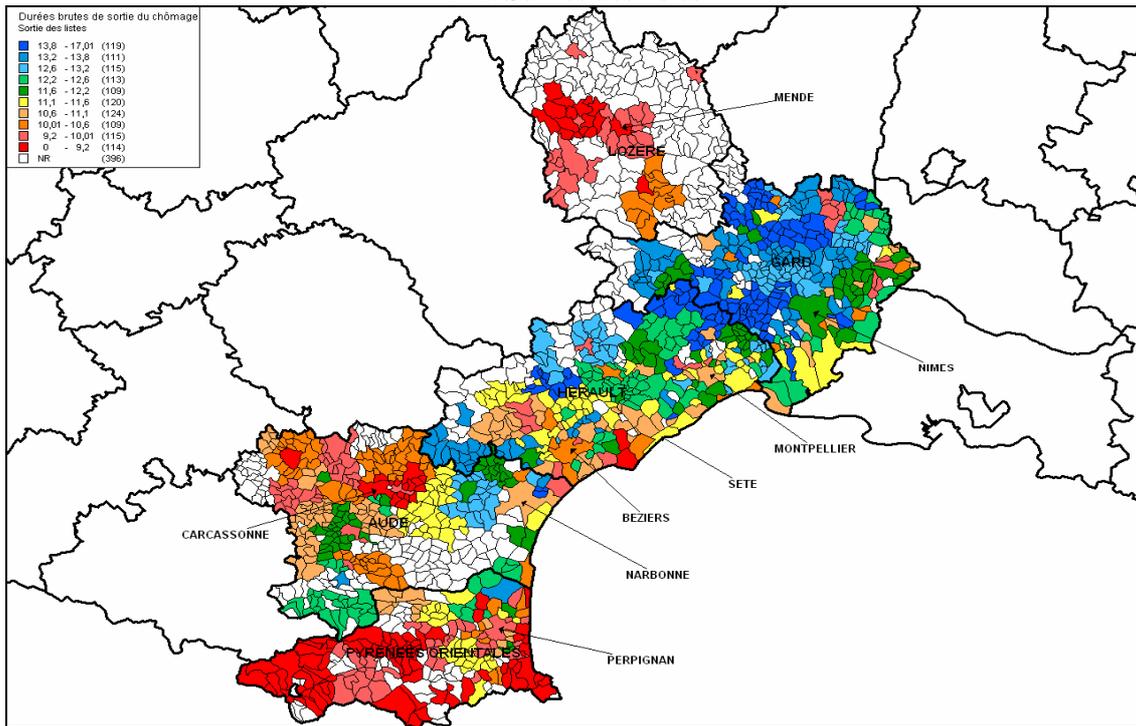
D'une localité à l'autre, les différences dans les chances de sortir du chômage sont assez marquées dans le Languedoc-Roussillon. Si dans les 10 % des localités les plus favorables, la durée de chômage n'excède pas 9,2 mois, elle dépasse 13,8 mois dans les 10 % les moins favorables. La carte des durées de chômage témoigne ainsi des différences spatiales des conditions du retour à l'emploi des chômeurs. Que l'on observe les sorties des listes ou les reprises d'emploi déclarées, il n'est pas rare de constater que deux localités contiguës ont des durées de sorties qui les situent dans des déciles très opposés de la distribution des durées de chômage. Visuellement, on constate de nombreuses oppositions de couleur (carte 1).

### **Les effets de territoires**

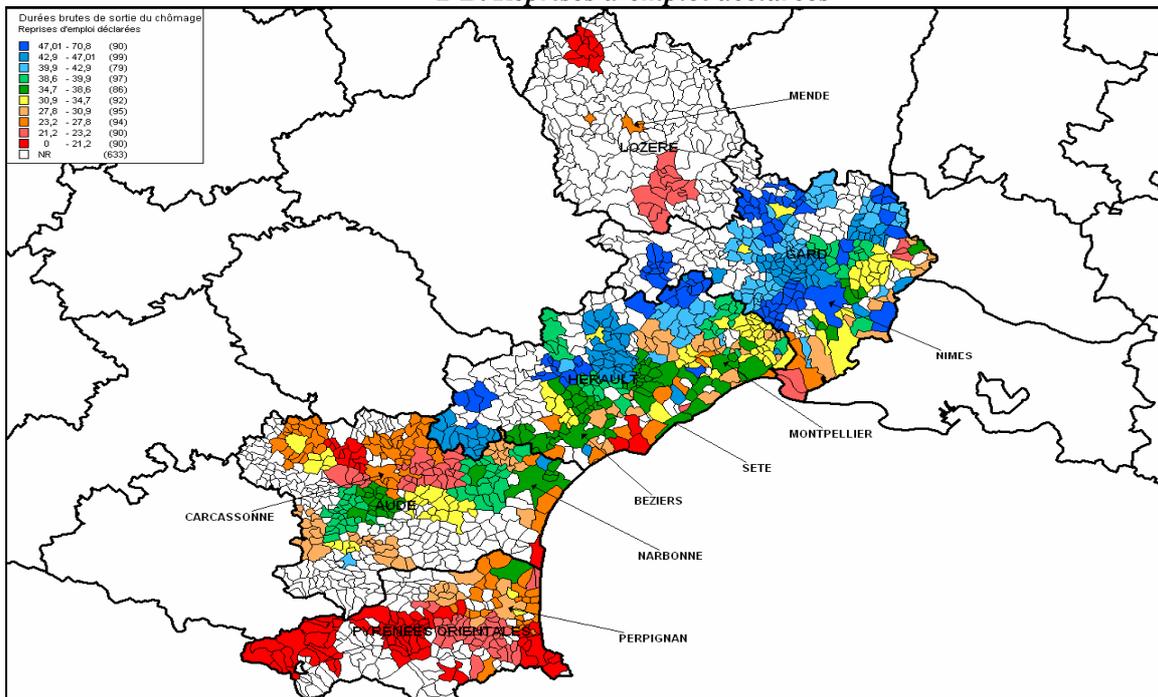
Néanmoins, on relève aussi des zones cohérentes qui forment des territoires uniformément favorables ou uniformément défavorables au retour à l'emploi. La carte des durées brutes fait apparaître plusieurs aires géographiques de même couleur, pour certaines caractérisées par une sortie rapide du chômage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

- Un très important massif favorable au retour à l'emploi est situé dans la partie sud des Pyrénées-Orientales. Celui-ci est contenu par la frontière avec l'Espagne et par la limite côtière. Il regroupe un certain nombre de communes telles que Porta à l'ouest, Argelès-sur-Mer à l'est ou Prades plus au centre.
- En Lozère, une autre zone favorable est recensée au centre et à l'est, dans les environs de Mende et Marvejols.
- Enfin, on recense un dernier massif favorable à la sortie du chômage dans le département de l'Aude. Situé au nord, il est principalement localisé autour de Carcassonne.

**Carte 1. Durées brutes de chômage**  
**1-A. Sorties des listes**



**1-B. Reprises d'emploi déclarées**



*Lecture* : Les communes en rouge sont celles où en moyenne l'on sort du chômage le plus vite. Les communes en bleu sont celles où l'on sort le moins vite du chômage. Les taux de sortie du chômage ont été évalués dans chaque localité à l'aide d'estimations économétriques de modèles de Weibull à effets fixes locaux et ont ensuite été exprimés en espérance de durée de chômage. La carte représente la distribution régionale de ces espérances de durée, en mois. Chaque décile est figuré par une couleur. La carte 1-A correspond à la définition la plus large des sorties du chômage, qui est celle des sorties des listes de l'ANPE. La carte 1-B correspond à des sorties où un motif de retour à l'emploi a été déclaré par le demandeur.

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

La région Languedoc-Roussillon comporte aussi des zones caractérisées par de longues durées de chômage, qui figurent en bleu sur la carte des durées.

- Plusieurs massifs très défavorables au retour à l'emploi se situent dans le département du Gard. L'un à l'ouest de la ville de Nîmes, débordant sur quelques communes de l'Hérault. L'autre, plus au nord aux environs d'Alès.
- Outre son massif commun avec le Gard, le département de l'Hérault présente encore un autre massif défavorable au retour à l'emploi. Celui-ci est localisé autour de Bédarieux. On y recense un ensemble de communes dont la durée du chômage dépasse souvent plus de 12 mois.
- Enfin, on recense un dernier massif, débordant sur l'Aude et l'Hérault, qui est relativement moins défavorable que les précédents. Il est délimité au nord par des communes telles que Saint-Pons-de-Thomières ou Minerve et au sud par les communes aux alentours de Lézignan-Corbières.

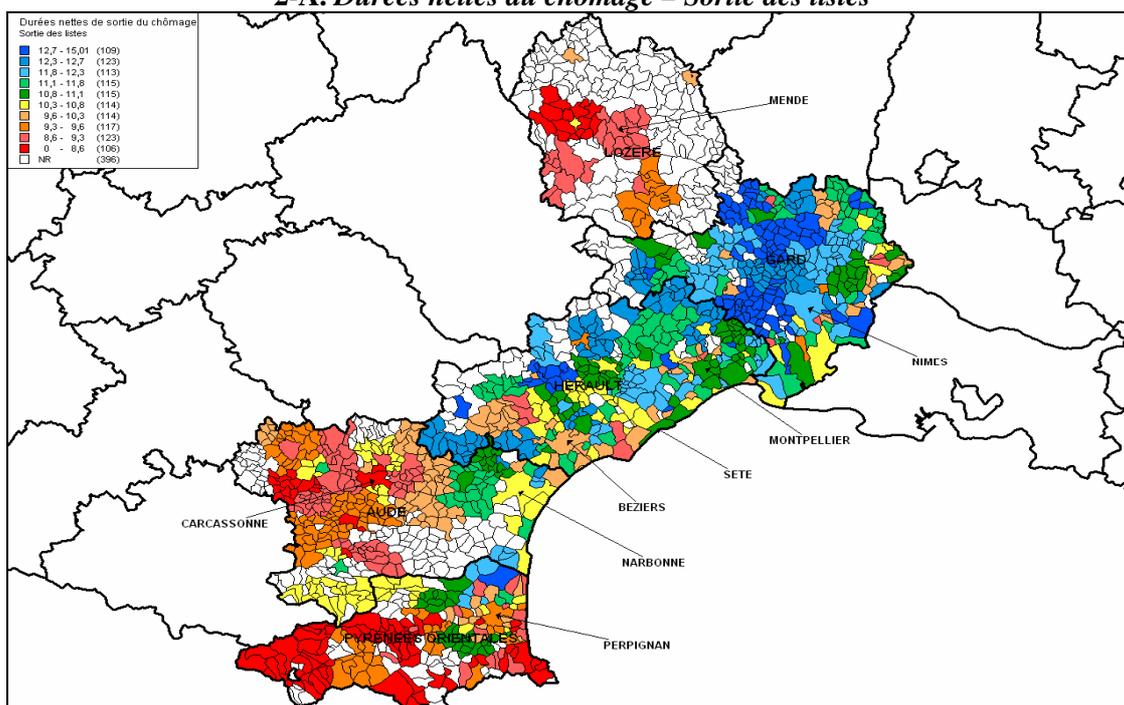
Notons que cette liste n'est pas exhaustive : d'autres massifs de moindre importance peuvent être mis en évidence, par exemple dans l'Aude (massifs favorables) ou dans l'Hérault (massifs défavorables). La géographie générale de la région se dégage de façon assez nette à la lecture des cartes par bassin de vie (annexe 2). On constate effectivement une opposition entre le département du Gard, d'une part, et celui des Pyrénées-Orientales et de la Lozère, d'autre part. Le premier apparaît comme le plus défavorable de la région tandis que les deux autres s'imposent comme les plus favorables. L'Aude et l'Hérault affichent des profils moins marqués, bien que l'Aude soit relativement plus favorable en termes de sortie du chômage que ne l'est l'Hérault. On constate également que la proximité de la mer exerce un effet favorable au retour à l'emploi, avec des durées de chômage généralement plus élevées dans l'arrière-pays.

L'usage de l'une ou l'autre des deux définitions, la version extensive « *sortie des listes* » ou la version restrictive « *reprise d'emploi déclarée* » n'affecte pas de la même manière les deux types de massifs. Si elle ne modifie pas les contours des zones favorables au retour à l'emploi, la convention restrictive a tendance à faire disparaître ou changer de couleur les zones qui y sont défavorables. Les massifs regroupant les localités où l'on sort le moins vite du chômage apparaissent donc plus sensible à la manière de définir la sortie du chômage que ceux regroupant les localités où l'on en sort le plus rapidement.

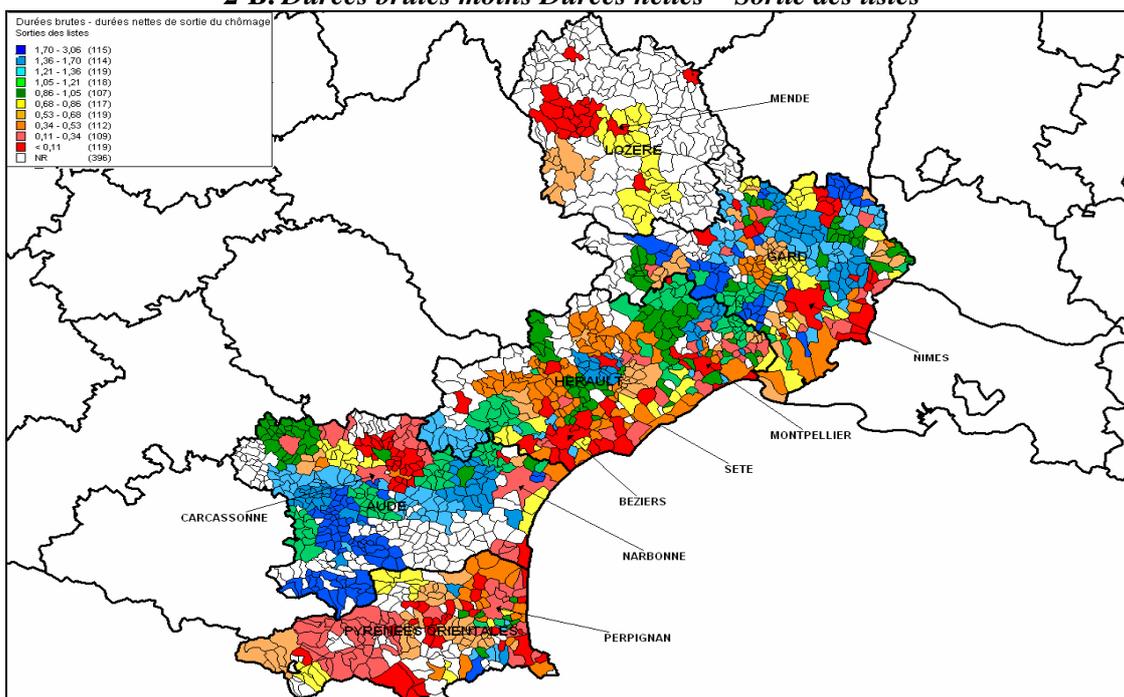
### **Les effets de la composition socio-démographique**

Les cartes de durée nette indiquent ce qu'auraient été les performances des localités si les chômeurs avaient eu les caractéristiques socio-démographiques moyennes de leur région (sexe, âge, nationalité, situation matrimoniale, nombre d'enfants, plus haut diplôme obtenu, handicap, type de contrat recherché, métier (code ROME), motif d'entrée en chômage, situation relativement au RMI). Elles mettent ainsi en évidence le rôle des caractéristiques des chômeurs dans les disparités locales.

**Carte 2. Effets de territoire et effets socio-économiques**  
**2-A. Durées nettes du chômage – Sortie des listes**



**2-B. Durées brutes moins Durées nettes – Sortie des listes**



*Lecture* : pour les codes couleurs, cf. légende de la carte 1. Les « durées nettes » sont établies en calculant les taux de sortie du chômage que la localité aurait si sa population avait la même structure que celle de la région (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), etc.). La carte 2-A correspond à la définition la plus large des sorties du chômage, qui est celle des sorties des listes de l'ANPE. La carte 2-B correspond à la différence : durée brute – durée nette. Elle permet de vérifier si la main d'œuvre est localement favorable ou défavorable au retour à l'emploi. Une différence négative signifie qu'elle est favorable.

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

Un premier constat est que lorsque l'on raisonne comme si tous les chômeurs avaient les mêmes caractéristiques, on ne diminue que faiblement la dispersion locale. Les 10 % de localités les moins favorisées ont une durée de chômage de 12,7 mois et les 10 % les plus favorisées ont une durée de 8,6 mois. L'écart relatif est de 47,7 %, ce qui reste peu élevé (on était avec les durées brutes à 50 %). Le constat est le même avec une autre mesure statistique de la dispersion des localités. **Cela signifie que, globalement, les écarts entre localités ne s'expliquent que peu par des différences de composition socio-économique.** Cela est vrai avec la définition sortie des listes (carte 2) comme avec celle des reprises d'emploi déclarées (carte 3).

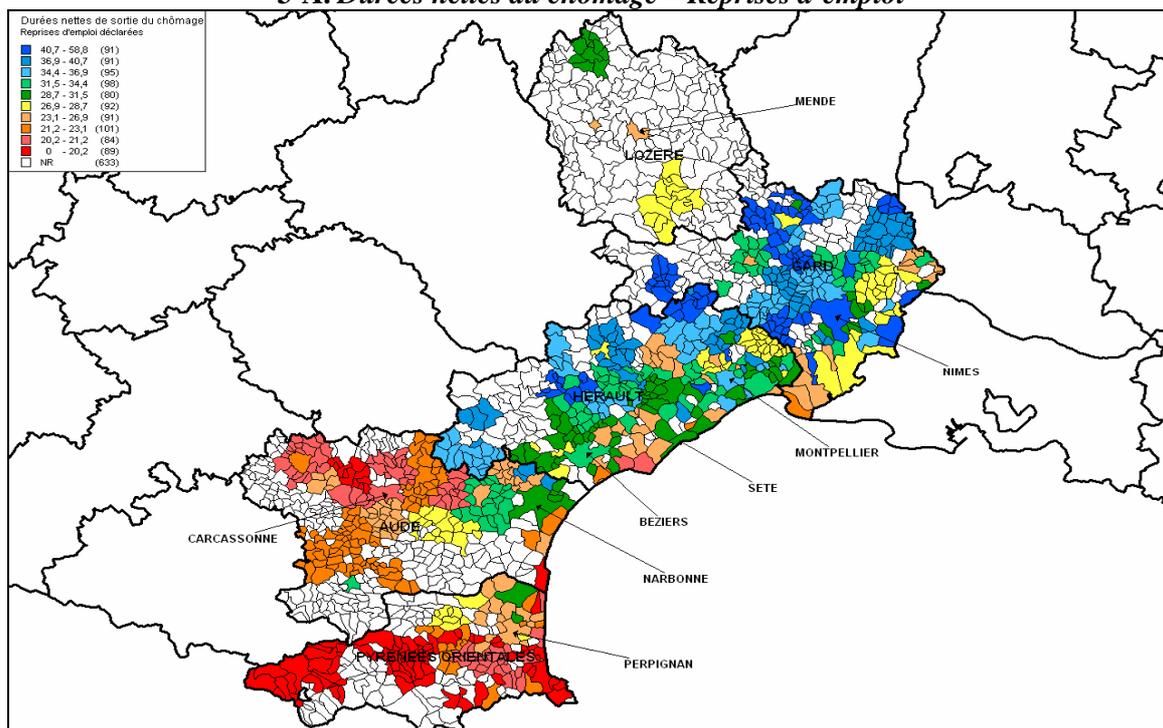
L'observation de ces cartes, dans le cas de la région Languedoc-Roussillon, conduit à un autre constat, valable pour les deux définitions des sorties du chômage (cartes 2-A et 3-A). Beaucoup des communes n'appartenant pas aux déciles extrêmes voient leur couleur se modifier du fait du passage des durées brutes aux durées nettes : les populations de ces localités possèdent donc des caractéristiques différentes de celles que l'on rencontre en moyenne dans la région. Si les caractéristiques individuelles des chômeurs n'expliquent pas globalement les écarts entre localités, elles peuvent jouer un rôle sensible localement en modifiant les positions relatives de nombreuses localités. L'annexe 3 illustre ces effets de composition pour un échantillon de communes pris au hasard (les premières dans le classement alphabétique pour lesquelles nous avons pu évaluer les durées de chômage).

Néanmoins, on constate que les effets de massifs observés avec les cartes de durées brutes se maintiennent avec celles de durées nettes. La liste des massifs rouges comme celle des massifs bleus, est globalement inchangée. Les espaces les plus favorables ou les plus défavorables au retour à l'emploi ne le doivent donc pas à la structure des populations qui les composent. **Ce constat confirme l'existence d'un effet de territoire indépendant des caractéristiques individuelles des chômeurs sur ces territoires.**

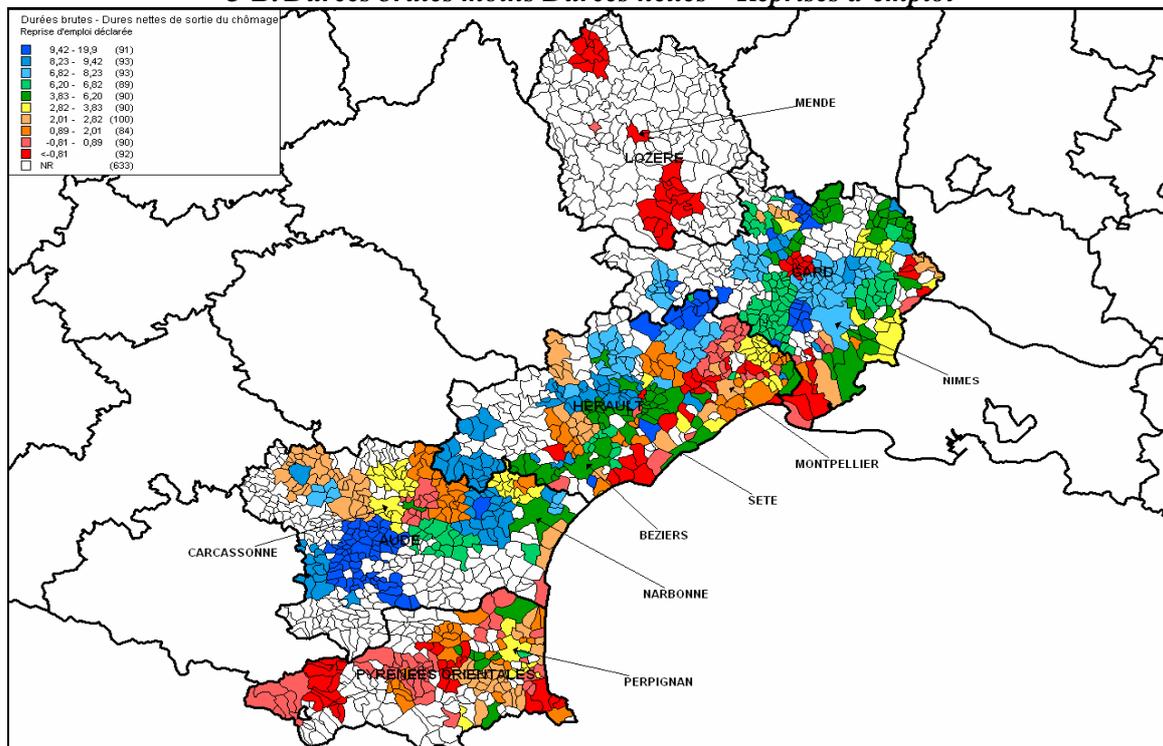
La lecture des cartes 2-B et 3-B permet de vérifier et de mesurer l'impact de la composition de la main-d'œuvre locale sur le retour à l'emploi. Ces cartes représentent la différence entre durées brutes et durées nettes à un niveau communal, selon la convention « sortie des listes » (carte 2-B) et la convention « reprises d'emploi déclarées » (carte 3-B). Rappelons que cette différence est un indicateur de l'effet de la composition socio-économique. Si l'indicateur obtenu est négatif pour une commune donnée, alors celle-ci bénéficie d'une main-d'œuvre dont la composition favorise la sortie du chômage. Inversement, un indicateur positif tend à montrer que la composition est défavorable à la sortie du chômage.

Concrètement, quelle que soit la définition du chômage retenue, il apparaît que ces aires géographiques où la main d'œuvre est localement favorable (ou défavorable) au retour à l'emploi demeurent les mêmes. On constate une relative opposition entre les localités du littoral, de Perpignan au Gros-du-Roi, où globalement la composition locale de la main-d'œuvre est favorable au retour à l'emploi (il en est de même pour la majorité des communes des Pyrénées-Orientales) et les localités éloignées de la côte ainsi que le département de l'Aude qui affichent une population dont la composition socio-économique freine le retour à l'emploi.

### Carte 3. Les effets socio-démographiques 3-A. Durées nettes du chômage – Reprises d'emploi



### 3-B. Durées brutes moins Durées nettes – Reprises d'emploi



Lecture : pour les codes couleurs et le calcul des durées nettes, cf. légende de la carte 2.

La carte 3-A correspond à des sorties où un motif de retour à l'emploi a été déclaré.

La carte 3-B correspond à la différence : durée brute – durée nette. Elle permet de vérifier si la composition de la main-d'œuvre est localement favorable ou défavorable au retour à l'emploi. Une différence négative signifie qu'elle est favorable.

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

## **La prise en compte de la pérennité des sorties**

Il est pertinent de se demander si tous ces constats sur l'ampleur des disparités locales et leur concentration dans l'espace sont modifiés lorsque l'on prend en compte la pérennité des sorties du chômage. La carte suivante (carte 4) permet de répondre à ce type de question. On y compare les sorties d'au moins un mois (carte 4-A, qui reprend exactement la carte 1-A) aux sorties d'au moins six mois (carte 4-B). Notons que si l'on ne prend en compte que les sorties durables, la durée médiane du chômage est de 17,2 mois, contre 10,1 mois en considérant toutes les sorties de plus d'un mois.

Dans l'ensemble, la prise en compte de la pérennité des sorties modifie peu les constats précédents. En effet, la plupart des massifs identifiés comme favorables ou défavorables le restent même lorsque l'on ne considère que les sorties pérennes. On peut noter cependant des différences notamment dans le département des Pyrénées-Orientales ainsi que pour un certain nombre de communes proches de la côte telles que Béziers, Sète ou encore autour d'Agde. En effet, ces communes se révèlent moins favorables dès lors que l'on tient compte de cette nouvelle définition. Il est possible de dire que ce recul en termes de performances soit dû à des reprises d'emplois courtes, symptomatiques de contrats saisonniers et/ou précaires. Un phénomène qui peut s'expliquer en partie par le développement d'une forte activité touristique.

On peut vérifier que les effets de la prise en compte de la pérennité des sorties sont globalement inchangés lorsque l'on s'intéresse aux seules reprises d'emploi déclarées. C'est l'objet de la carte 5 pour laquelle les commentaires précédents peuvent être repris. Dans l'ensemble, la prise en compte de la pérennité des sorties ne modifie pas ou peu les disparités locales et les effets de territoire.

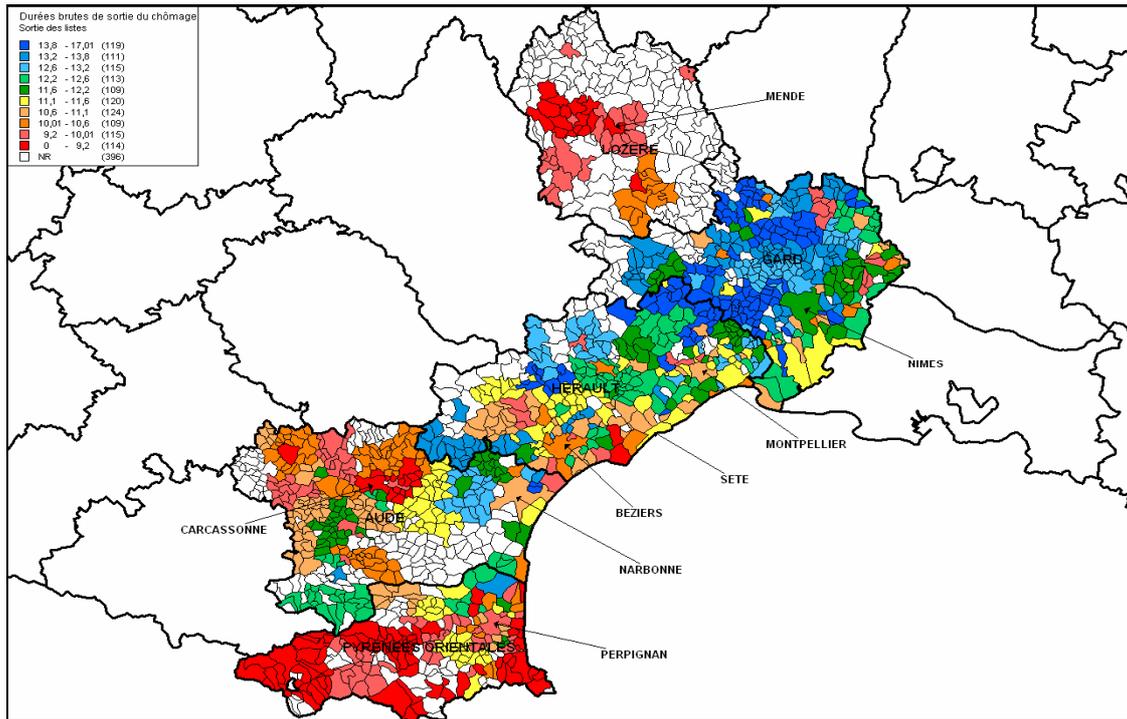
## **Éléments complémentaires d'interprétation**

Les déterminants des disparités spatiales du retour à l'emploi sont potentiellement nombreux. Au-delà des effets de composition de la main-d'œuvre, que nous avons pris en compte dans le calcul des durées nettes, de multiples facteurs interviennent qui mettent en jeu le dynamisme local du marché du travail et de la création d'emploi, les problèmes de distance physique aux emplois, la qualité des réseaux d'acteurs locaux et des intermédiaires du marché du travail, l'action des réseaux sociaux et les effets de pair, qui peuvent favoriser la ségrégation spatiale, ou encore, des phénomènes de discrimination territoriale envers telle ou telle localité. Si l'objet de la présente étude n'est pas d'explorer de façon exhaustive tous ces facteurs, on peut souligner dans le cas de la région Languedoc-Roussillon, les relations entre localisation des activités économiques et disparités spatiales du chômage.

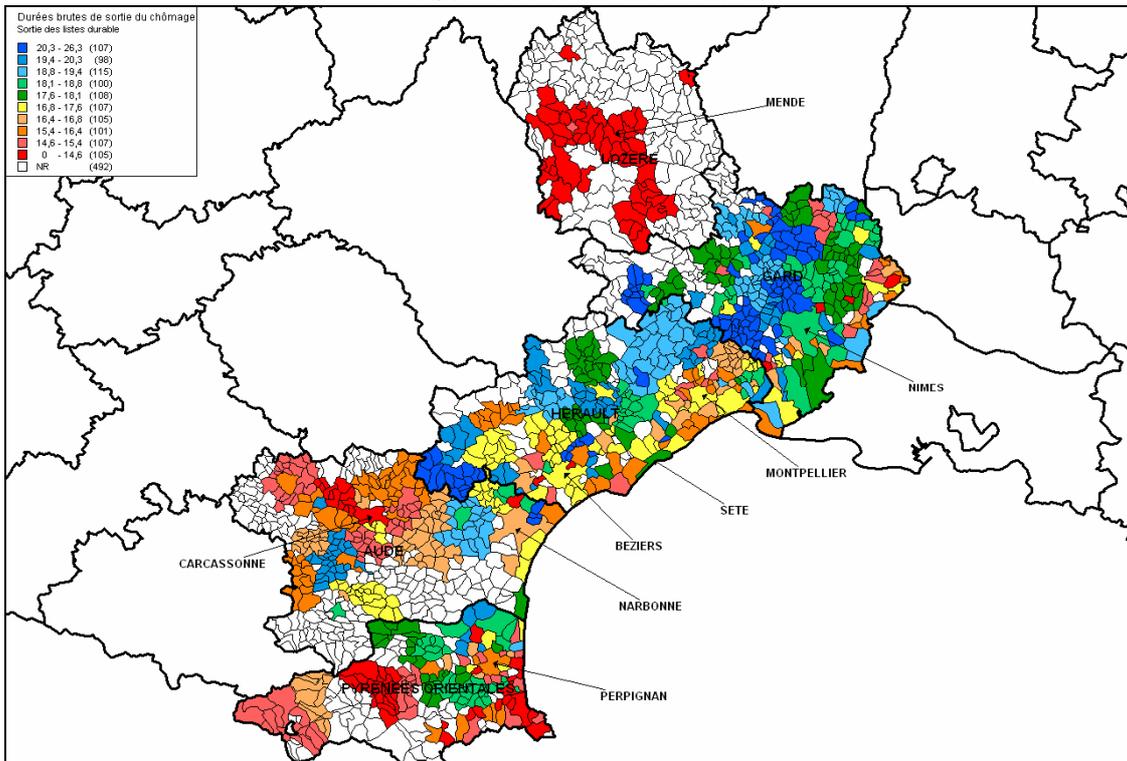
Ces dernières années, le recul agricole et la désindustrialisation ont provoqué de nombreuses pertes d'emplois dans la région. L'industrie languedocienne ne représente plus désormais que 10 % des emplois salariés et non salariés de la région. L'emploi tertiaire semble avoir pris le relais, notamment avec le développement des activités telles que : les banques, assurances, les services aux entreprises... Ces dernières créent un nombre conséquent d'emplois et, contrairement aux emplois industriels et agricoles, elles sont surtout localisées à la périphérie des grandes villes, en particulier Montpellier.

## Carte 4. L'effet de la pérennité des sorties : durées brutes de chômage

### 4-A. Sorties des listes



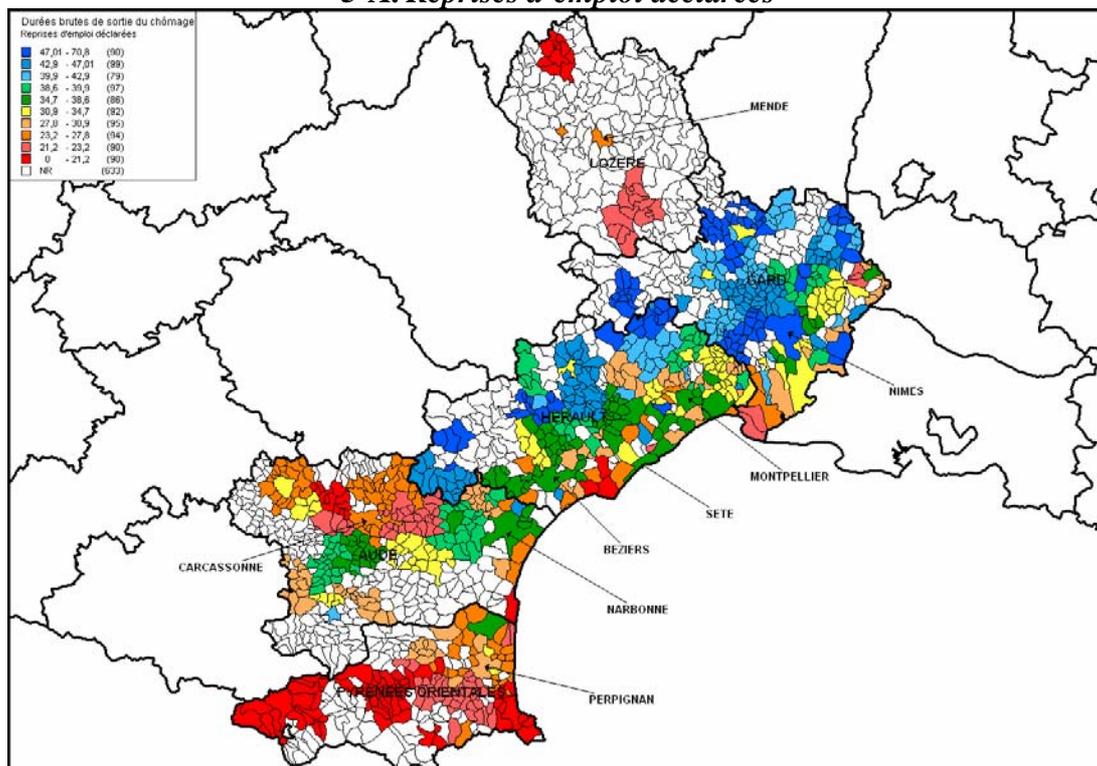
### 4-B. Sorties des listes durables



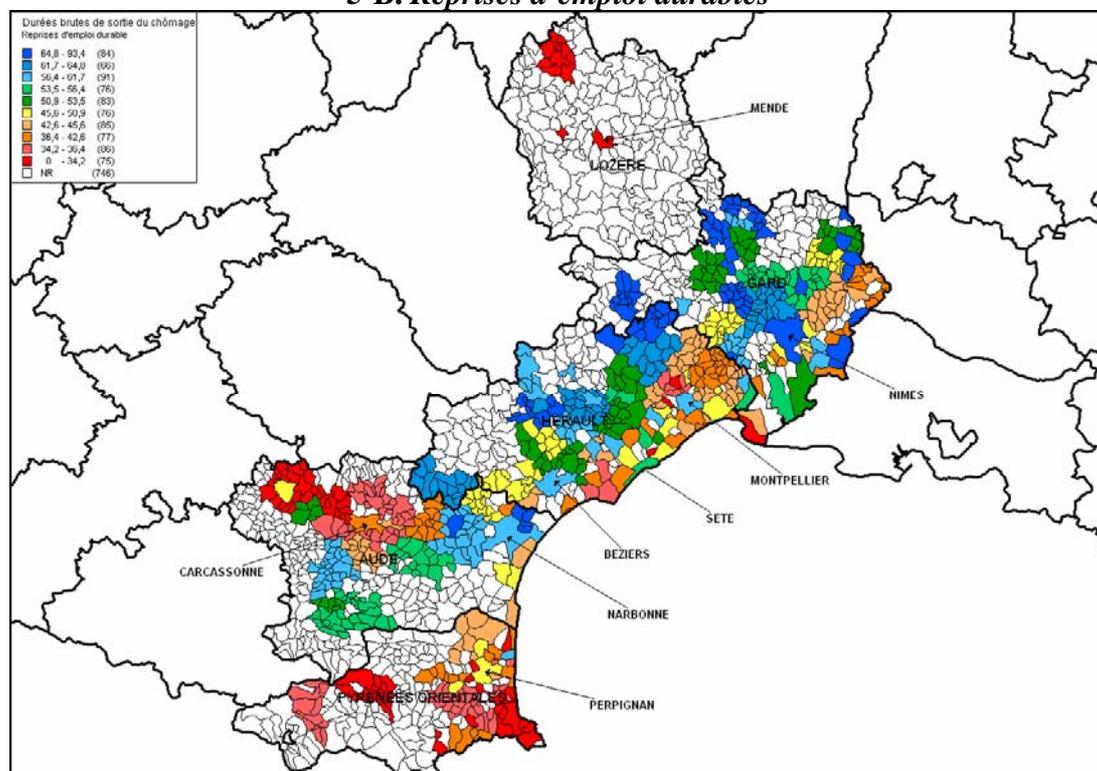
*Lecture :* cf. carte 2. Les sorties durables sont estimées en ne tenant pas compte des sorties de moins de six mois : on n'enregistre comme sorties du chômage que celles de plus de six mois. Les taux de sortie du chômage ont été évalués dans chaque commune à l'aide d'estimations économétriques de modèles de Weibull à effets fixes locaux et ont ensuite été exprimés en espérance de durée de chômage. La carte représente la distribution régionale de ces espérances de durée, en mois. Chaque décile est figuré par une couleur.

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

**Carte 5. L'effet de la pérennité des sorties sur les reprises d'emploi**  
**5-A. Reprises d'emploi déclarées**



**5-B. Reprises d'emploi durables**



*Lecture* : cf. carte 2. Les sorties durables sont estimées en ne tenant pas compte des sorties de moins de six mois : on n'enregistre comme sorties du chômage que celles de plus de six mois. Les taux de sortie du chômage ont été évalués dans chaque commune à l'aide d'estimations économétriques de modèles de Weibull à effets fixes locaux et ont ensuite été exprimés en espérance de durée de chômage. La carte représente la distribution régionale de ces espérances de durée, en mois. Chaque décile est figuré par une couleur.

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

L'industrie régionale, en revanche, est très concentrée sur deux départements : le Gard et l'Hérault. Ils emploient à eux seuls les trois quarts des effectifs industriels régionaux. Dans le Gard, par exemple, l'ancien bassin minier est très spécialisé dans la fabrication de composants et d'équipements industriels. Des activités nouvelles semblent modifier quelque peu le paysage industriel local. Plus à l'ouest, le bassin d'Alès est bordé par celui de Ganges-le-Vigan, dont l'enclavement rend difficile la diversification de l'activité industrielle déclinante. Et ce, malgré les efforts d'adaptation et de réactivité des industries. Dans le même département, plus à l'est, le bassin de Bagnols-sur-Cèze est spécialisé dans la fabrication de biens industriels liés au nucléaire et à la métallurgie. Enfin, autour de Nîmes, l'agro-alimentaire et les industries de la chimie-pharmacie restent des activités prépondérantes. Bien que l'on assiste au développement des nouvelles technologies de l'information et des communications (NTIC). Dans le département de l'Hérault, le bassin de Montpellier s'avère être le plus dynamique depuis quelques années. Les entreprises implantées se développent dans le médical et paramédical mais aussi dans les NTIC. Le bassin de Sète, à proximité, déploie davantage des activités touristiques autour du port. À noter aussi, les entreprises industrielles du bassin de Béziers davantage spécialisées dans la métallurgie et la mécanique qui connaissent un relatif déclin.

Si dans le Languedoc-Roussillon l'emploi diminue fortement dans l'agriculture et l'industrie, d'autres activités prennent le relais. Néanmoins, ce ne sont pas forcément les mêmes bassins qui bénéficient de ce regain d'activité. Comme il l'a été dit, on assiste à un fort développement des activités tertiaires (banques, assurances, services aux entreprises...) à proximité des grandes villes. Le potentiel de croissance en termes de création d'emplois, qui compense bien souvent la chute de l'emploi agricole et industriel, permet d'expliquer partiellement le meilleur retour à l'emploi constaté autour de ces grandes villes. En général, on observe effectivement une sortie du chômage plus rapide dès lors que la localité est dans la périphérie des grandes villes. De plus, celles-ci sont, pour la plupart, implantées à proximité de la limite côtière. Elles bénéficient ainsi du développement de l'activité touristique elle aussi fortement créatrice d'emplois. En revanche, on constate que les massifs recensés comme défavorables au retour à l'emploi correspondent souvent à des bassins industriels très spécialisés où une reconversion, voire une diversification peine à se mettre en place. C'est typiquement ce qui se passe pour l'habillement et la chaussure, des activités implantées depuis longtemps dans le Gard et dans l'Aude, qui sont au cœur des mutations industrielles.

Le cas de la Lozère et, dans une moindre mesure, des Pyrénées-Orientales est étonnant puisqu'ils affichent tous deux d'importants massifs propices à une sortie rapide du chômage. Dans les deux cas, il semble que l'activité liée au tourisme soit relativement déterminante pour expliquer ces bonnes performances. Dans le cas des Pyrénées-Orientales, c'est aussi la proximité avec l'Espagne qui joue favorablement sur le retour à l'emploi. La proximité de la frontière permet d'accroître le taux de sortie du chômage grâce à un accès à davantage d'opportunités d'emplois. Pour la Lozère, c'est la composition locale de la main-d'œuvre qui est très favorable à une sortie rapide du chômage.

Les zones les plus défavorables sont aussi celles qui sont le plus enclavées et les moins densément peuplées. De surcroît, lorsque l'on s'intéresse à l'implantation des plus grands établissements de la région, on recense une importante concentration dans le voisinage de l'agglomération de Montpellier au détriment du reste du territoire. Concrètement, il semble que certaines localités souffrent d'une mauvaise connexion physique aux opportunités d'emplois et l'enclavement d'une commune par rapport aux centres d'activités rend la prospection

d'emploi coûteuse, peu intense et finalement inefficace. Ce qui a pour effet de diminuer les opportunités de retour à l'emploi.

### **Éléments de comparaisons nationales**

La région Languedoc-Roussillon affiche une durée moyenne de chômage plus importante qu'elle ne l'est pour les autres régions de France. Les contrastes locaux en matière de retour à l'emploi y sont très accentués, faisant alors de cette région une région relativement hétérogène. Si on la compare à l'ensemble des régions françaises où nous avons mené les mêmes analyses, la dispersion des durées de chômage positionne la région au 18<sup>e</sup> rang du classement national et au 15<sup>e</sup> rang pour ce qui est de sa durée moyenne du chômage.

Dans le Languedoc-Roussillon, si les différences entre communes sont très fortes, il en va de même des différences entre départements. La région comprend effectivement des départements dont les durées brutes de chômage sont très différentes les unes des autres. D'un côté, la Lozère et les Pyrénées-Orientales affichent tous deux des durées du chômage parmi les plus courtes de France. De l'autre, le Gard et l'Hérault sont très défavorables à une sortie rapide du chômage puisqu'ils affichent des durées parmi les plus longues. L'Aude se présente davantage comme un département plutôt médian. Il n'est ni particulièrement favorable, ni particulièrement défavorable.

Pour préciser l'impact des effets de composition sur l'ensemble de la région, on peut comparer les durées nettes et brutes avec celles de la moyenne des régions (tableau 3). Quelle que soit la convention mobilisée pour définir la sortie du chômage, la médiane de la durée brute dans le Languedoc-Roussillon est souvent au dessus de celle de la région moyenne, le constat est valable également pour les durées nettes. De plus, cet écart se révèle être toujours dans le même ordre de grandeur. La sortie du chômage dans cette région semble, *a priori*, peu favorisée par les caractéristiques de sa population, en termes d'âge et de qualification. Ses caractéristiques sont proches de celles de la région moyenne. Sa mauvaise position régionale pourrait s'expliquer par des effets de composition de sa population de demandeurs d'emploi.

On peut aussi analyser la position occupée par la région Languedoc-Roussillon dans le classement national des durées moyennes régionales de sortie du chômage. On constate que pour deux définitions sur les quatre retenues, le passage des durées brutes aux durées nettes fait gagner à la région des places dans le classement national. Pour les deux autres, on assiste à une position constante de la région dans le classement. Cette évolution dans le classement tend à montrer que la région souffre d'un effet de composition négatif assez important.

**Tableau 3. Région Languedoc-Roussillon et région métropolitaine moyenne**

| (en mois)   |                      | Quartile inférieur | Médiane | Quartile supérieur |
|---|----------------------|--------------------|---------|--------------------|
| <b>Durée brute, sorties des listes</b>                            | Languedoc-Roussillon | 10,06              | 10,71   | 11,72              |
|   | Région moyenne       | 9,74               | 10,5    | 11,37              |
| <b>Durée brute, reprises d'emploi déclarées</b>                   | Languedoc-Roussillon | 28,86              | 34,75   | 39,17              |
|   | Région moyenne       | 26,47              | 32,56   | 38,28              |
| <b>Durée nette, sorties des listes</b>                            | Languedoc-Roussillon | 9,67               | 10,67   | 11,30              |
|   | Région moyenne       | 9,53               | 10,38   | 11,1               |
| <b>Durée nette, reprises d'emploi déclarées</b>                   | Languedoc-Roussillon | 28,86              | 30,75   | 39,15              |
|   | Région moyenne       | 26,47              | 29,87   | 35,61              |
| <b>Durée brute, sorties des listes, plus de six mois</b>          | Languedoc-Roussillon | 17,02              | 17,50   | 18,50              |
|   | Région moyenne       | 15,44              | 16,62   | 17,77              |
| <b>Durée brute, reprises d'emploi déclarées, plus de six mois</b> | Languedoc-Roussillon | 46,04              | 56,69   | 64,51              |
|   | Région moyenne       | 39,74              | 48,97   | 58,22              |
| <b>Durée nette, sorties des listes, plus de six mois</b>          | Languedoc-Roussillon | 16,10              | 17,39   | 17,79              |
|   | Région moyenne       | 14,91              | 16,27   | 17,24              |
| <b>Durée nette, reprises d'emploi déclarées, plus de six mois</b> | Languedoc-Roussillon | 28,86              | 55,67   | 63,17              |
|   | Région moyenne       | 26,79              | 49,39   | 58,24              |

*Lecture* : Le tableau donne des indications sur la distribution selon les localités de l'espérance de durée du chômage, exprimée en mois, selon les différentes définitions des sorties du chômage. Les espérances de durée de chômage ont été évaluées sur la base des taux de sortie estimés dans chaque commune à l'aide d'estimations économétriques de modèles de Weibull à effets fixes locaux.

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

Intéressons nous maintenant à l'effet du passage des durées brutes aux durées nettes sur les positions des départements (tableau 4). Trois cas de figure doivent être distingués. Le premier concerne l'Hérault et la Lozère qui subissent tous deux un effet de composition positif : quel que soit l'indicateur de durée, le passage des durées brutes aux durées nettes fait perdre de nombreuses places à ce département. Le deuxième cas de figure concerne uniquement le département de l'Aude, dont le passage des durées brutes aux durées nettes lui permet de gagner un certain nombre de places dans le classement national. La population de ce département possède donc des caractéristiques socio-démographiques susceptibles de freiner le retour à l'emploi. Enfin, le Gard et les Pyrénées-Orientales présentent une configuration

plutôt indéterminée. Leurs positions dans le classement évoluent selon que l'on mobilise la convention la plus large (sortie de listes) ou la plus restrictive (reprise d'emploi déclarée). Ces constats ne sont pas validés par la lecture des cartes 3-B et 4-B. En effet, ces données au niveau départementales masquent de profondes disparités entre les localités d'un même département. L'Hérault apparaît comme un département où la composition locale de la main-d'œuvre est favorable alors que ce fait ne semble valable que pour un certain nombre de communes proches de la limite côtière. Une approche au niveau départementale est trop agrégée pour distinguer les éventuels déséquilibres territoriaux

**Tableau 4. Positions des départements à l'échelle nationale**

|   | Aude | Gard | Hérault | Lozère | Pyrénées-Orientales |
|---|------|------|---------|--------|---------------------|
| <b>Durée brute, sorties des listes</b>                            | 41   | 92   | 70      | 10     | 16                  |
| <b>Durée brute, reprises d'emploi déclarées</b>                   | 39   | 86   | 65      | 13     | 17                  |
| <b>Durée nette, sorties des listes</b>                            | 32   | 92   | 71      | 23     | 17                  |
| <b>Durée nette, reprises d'emploi déclarées</b>                   | 26   | 84   | 66      | 41     | 17                  |
| <b>Durée brute, sorties des listes, plus de six mois</b>          | 41   | 88   | 69      | 3      | 26                  |
| <b>Durée brute, reprises d'emploi déclarées, plus de six mois</b> | 37   | 86   | 65      | 16     | 17                  |
| <b>Durée nette, sorties des listes, plus de six mois</b>          | 31   | 88   | 76      | 5      | 25                  |
| <b>Durée nette, reprises d'emploi déclarées, plus de six mois</b> | 40   | 82   | 77      | 74     | 21                  |

*Lecture* : Le département de l'Aude est en 41<sup>e</sup> position dans le classement national des départements par ordre croissant de durée brute de chômage selon la convention 1 (sorties des listes). Le tableau donne la position des départements selon la moyenne des espérances de durée du chômage selon les localités, exprimée en mois et selon les différentes conventions. Les espérances de durée de chômage ont été évaluées sur la base des taux de sortie estimés dans chaque commune à l'aide d'estimations économétriques de modèles de Weibull à effets fixes locaux.

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

Les durées moyennes de sortie du chômage des six départements que compte la région Languedoc-Roussillon permettent de positionner ces derniers les uns par rapport aux autres. C'est dans la Lozère et les Pyrénées-Orientales, dont les durées brutes moyennes (sans récurrence) les conduisent à occuper respectivement les 10<sup>e</sup> et 16<sup>e</sup> places à l'échelle nationale, que la vitesse de retour à l'emploi est la plus élevée. Vient ensuite le département de l'Aude qui est parmi les départements les plus favorables dans le classement (selon la définition retenue son rang oscille entre la 26<sup>e</sup> place et la 41<sup>e</sup> place). L'Hérault et en particulier le Gard demeurent les départements où les durées du chômage sont les plus longues de la région et parmi les plus longues de la métropole.

On notera par ailleurs que les performances de la capitale régionale (quelle que soit la convention adoptée, et qu'il s'agisse des sorties d'au moins un mois ou d'au moins six mois) sont meilleures en termes bruts qu'en termes nets : Les Montpelliérains exercent donc, de par leurs caractéristiques socio-démographiques, une influence positive sur la vitesse moyenne de

retour à l'emploi dans la ville. Cependant, ce résultat ne semble pas propre à Montpellier puisque pour la plupart des autres grandes villes, telles que Nîmes, Narbonne ou Perpignan, les performances sont souvent meilleures en termes bruts qu'en termes nets. Ceci s'explique par le fait que la plupart de ces grandes villes concentrent des populations plus jeunes et plus qualifiées que la moyenne nationale, facilitant ainsi leur retour à l'emploi.

### **La position de la région Languedoc-Roussillon relativement aux autres régions**

La région Languedoc-Roussillon est bordée au sud par l'Espagne, Andorre et la Méditerranée, et les régions françaises suivantes : Provence-Alpes-Côte-D'azur, Rhône-Alpes, Auvergne, Midi-Pyrénées. C'est la seule région à bénéficier d'un solde migratoire positif avec toutes les autres régions et pour toutes les classes d'âge. Cet afflux de population dynamise l'emploi grâce à la vocation résidentielle de l'économie régionale. Ainsi la région se situe au deuxième rang des régions françaises pour la croissance de l'emploi entre 1999 et 2004, soit une évolution de 2,2 % par an contre 0,9 % pour l'ensemble des régions. Cependant, le marché local reste marqué par un taux de chômage élevé.

Le taux de chômage de 11,1 % est effectivement très supérieur à celui de la métropole (8,0 % au deuxième trimestre de 2007). Un résultat qui s'explique par les très mauvaises performances de quatre des cinq départements qui composent la région, qui présentent tous un taux de chômage au dessus de la moyenne nationale. En effet, l'Aude, les Pyrénées-Orientales, le Gard et l'Hérault affichent respectivement des taux de 10,3 %, 10,7 %, 11,6 % et 11,8 %. Seule la Lozère affiche une bonne performance. Ce département est l'un des mieux positionnés de l'ensemble de la métropole (le taux de chômage y est de 4,3 %).

Le taux de chômage n'est cependant qu'un indicateur de stock, qu'il est nécessaire de compléter par des indicateurs de flux pour obtenir une vision plus complète des performances de la région et de ses départements en matière d'emploi. La région Languedoc-Roussillon, avec des durées brutes moyennes de sortie du chômage de 11,1 mois (*sortie des listes*) et 34,6 mois (*reprises d'emplois*), occupe à nouveau le 15<sup>e</sup> rang du classement national. Que l'on raisonne en termes de stocks ou de flux, on constate que la région est une terre peu favorable à une sortie rapide du chômage.

## **Conclusions**

La région Languedoc-Roussillon occupe une position plutôt défavorable parmi l'ensemble des régions françaises dans les sorties effectives du chômage. Ce constat est cohérent avec le fait que son taux de chômage la positionne également de façon défavorable. Pour autant, les disparités sont fortes entre les communes et entre les départements. Une particularité de cette région demeure le contraste observé entre les localités du littoral, plutôt propices au retour à l'emploi et celles de l'arrière-pays qui semblent davantage le freiner. Les départements de la Lozère et des Pyrénées-Orientales ont des profils plus atypiques puisqu'ils sont constitués presque exclusivement de larges zones favorisant une sortie rapide du chômage.

En Languedoc-Roussillon comme ailleurs, il existe bel et bien des régularités dans les disparités spatiales des sorties du chômage. Il n'est pas rare que des communes contiguës présentent des taux de sortie du chômage proches, formant ainsi des massifs uniformément favorables ou uniformément défavorables à la sortie du chômage. On a constaté dans cette

étude que ces agglomérations de communes ont des périmètres variés, qui ne recourent 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. En précisant ces frontières, nous avons constaté qu'elles ne correspondaient pas nécessairement à celles des territoires de la politique d'emploi, à celles des zones d'emploi, des cantons, des bassins de vie et de n'importe quel autre zonage existant.

## Bibliographie

Debauche E. Jugnot S. [2006]. « La mesure d'un effet global du projet d'action personnalisé » ; *document d'étude de la DARES*, n° 2006-112.

Duguet E., Goujard A. et L'Horty Y. [2006]. « Retour à l'emploi : une question locale ? », *Connaissance de l'Emploi*, n°31, juin.

Duguet E., Goujard A. et L'Horty Y. [2007]. « Les disparités spatiales du retour à l'emploi : une analyse cartographique à partir de sources exhaustives », *Document de travail du CEE*, n°85, avril.

Fougère D. [2000]. « La durée du chômage en France » in *Réduction du chômage : les réussites en Europe*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 23, La Documentation Française, Paris, pp. 239-259.

INSEE – Département de l'action régionale [2006]. « La France et ses régions », Edition 2006.

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

INSEE [2007]. « Bilan de l'emploi en Languedoc-Roussillon : en 2005, 12 000 emplois créés », *Repères Chiffres*, n°7, mai.

Mazel O. et Vernaudo. [1997]. « Typologie des zones d'emploi sensibles aux risques du chômage », *Les dossiers de la DARES*, n°3-4, octobre, 161p.

Ministère de l'Economie, des finances et de l'industrie [2006]. « L'industrie dans les régions », *SESSI*, Edition 2005-2006.



## ANNEXE 1

### Estimation des taux de sortie du chômage

#### Spécification

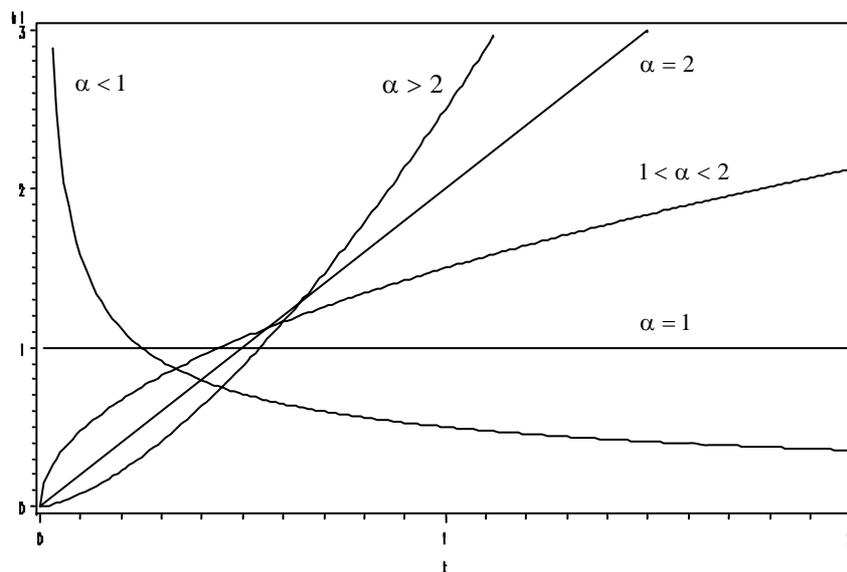
Pour estimer les différents taux de sortie du chômage, nous utilisons un modèle de Weibull. Ce choix résulte de la nécessité d'avoir un modèle suffisamment souple, tout en étant applicable à des bases de données de plusieurs millions d'observations. Le paramètre essentiel du modèle de Weibull est la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



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 indicatrices communales. Soient  $d_j$  les indicatrices communales ( $j = 1, \dots, J$ ), on estime le modèle défini par la fonction de survie :

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

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

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

Pour calculer les taux nets, on commence à estimer le modèle avec les variables explicatives individuelles  $(X_{i1}, \dots, X_{iK})$  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 :

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

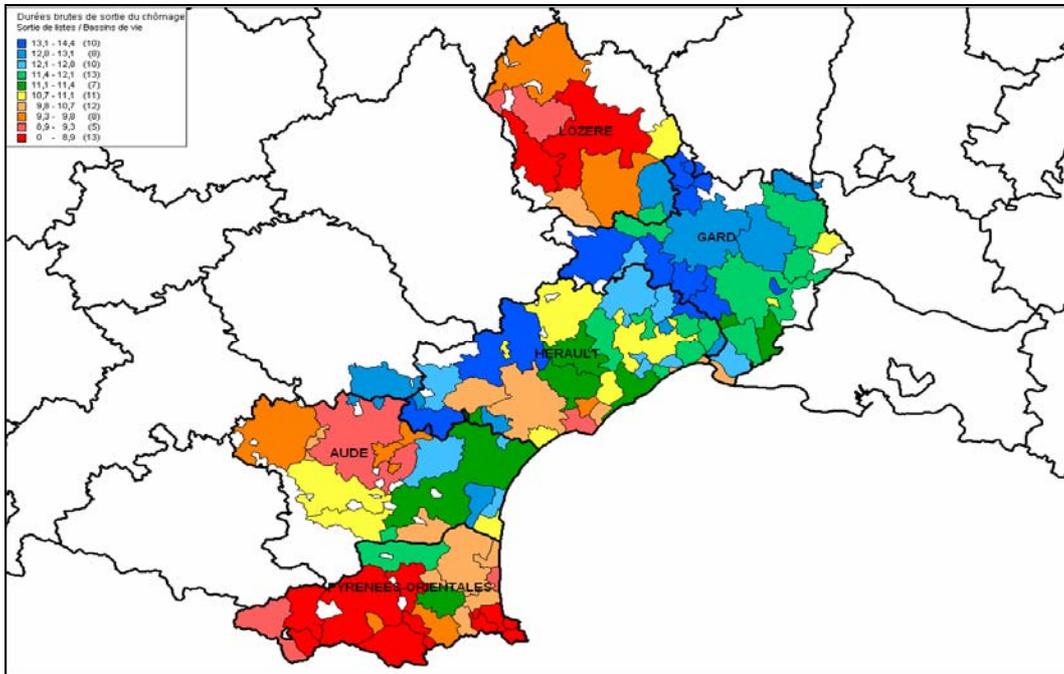
En utilisant la même méthode, on peut estimer des durées moyennes de chômage brutes, en utilisant  $(\hat{\alpha}_0, \hat{\gamma}_0)$ , et des durées nettes, en utilisant  $(\hat{\alpha}_1, \hat{\gamma}_1, \hat{\beta})$ .



## ANNEXE 2

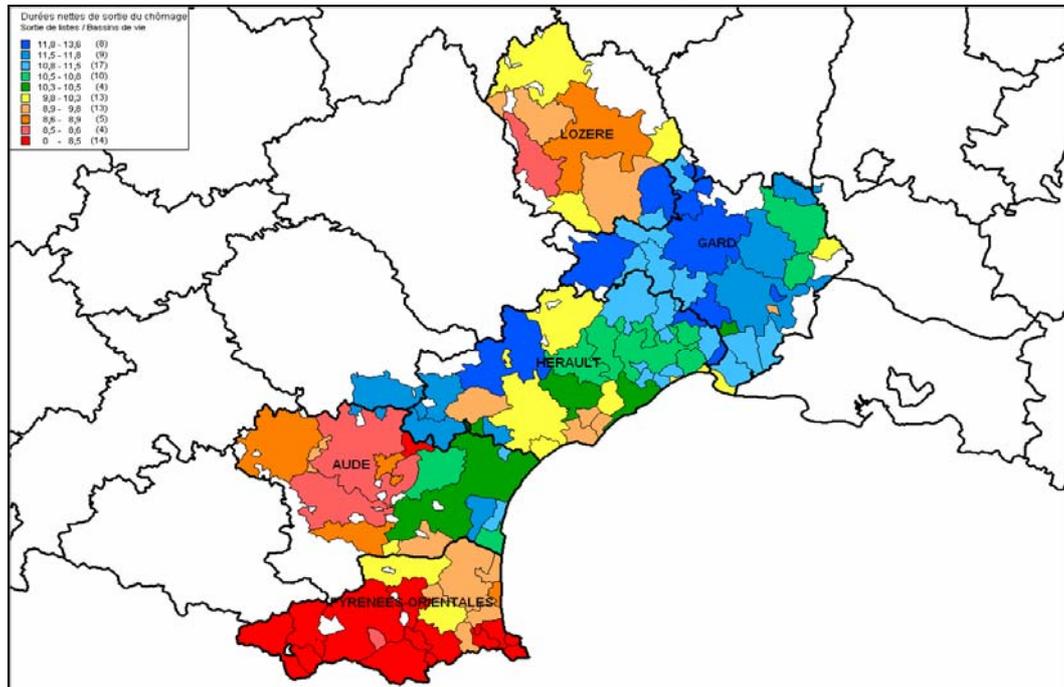
### Résultats des estimations par bassins de vie

#### A- Durées brutes / Sortie des listes



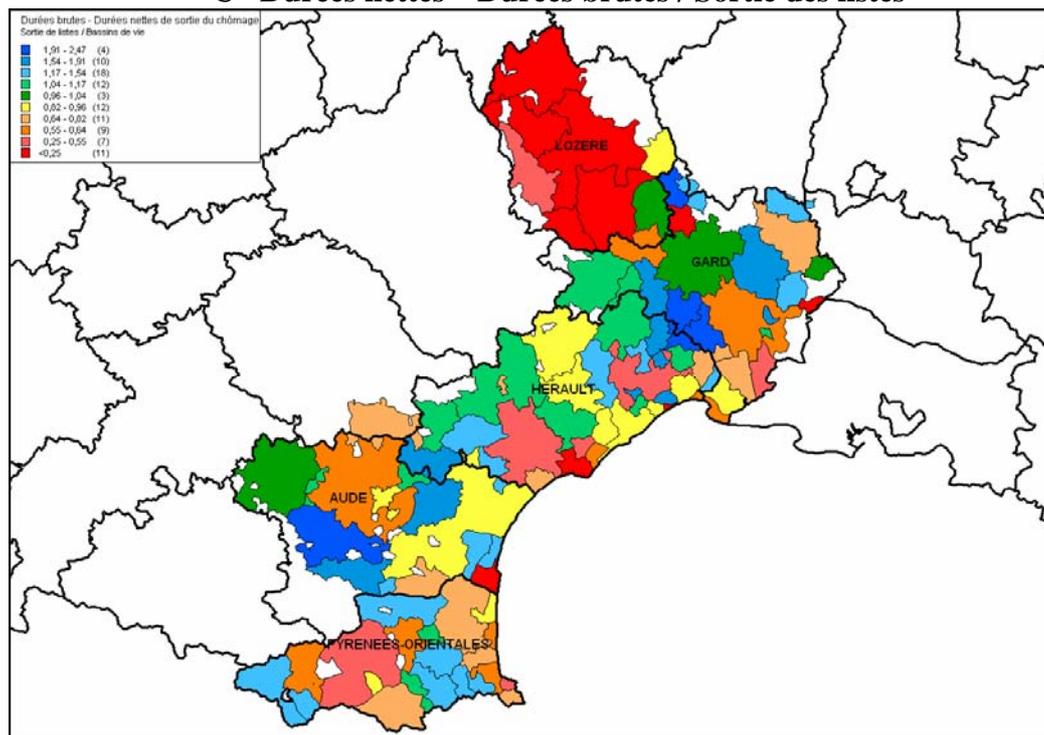
*Lecture :* Les bassins de vie en rouge sont ceux où en moyenne l'on sort du chômage le plus vite. Les bassins de vie en bleu sont ceux où l'on sort le moins vite du chômage. Les taux de sortie du chômage ont été évalués dans chaque bassin de vie à l'aide d'estimations économétriques de modèles de Weibull à effets fixes locaux et ont ensuite été exprimés en espérance de durée de chômage. La carte représente la distribution régionale de ces espérances de durée, en mois. Chaque décile est figuré par une couleur.

#### B- Durées nettes / Sortie des listes



*Lecture :* Les « durées nettes » sont établies en calculant les taux de sortie du chômage que le bassin de vie aurait si ses demandeurs d'emploi avaient la même structure que celle de la région (en neutralisant les différences des caractéristiques individuelles).

### C- Durées nettes – Durées brutes / Sortie des listes



*Lecture* : La carte correspond à la différence : durée brute – durée nette. Elle permet de vérifier si la composition de la main-d'œuvre est localement favorable ou défavorable au retour à l'emploi. Une différence positive signifie qu'elle est défavorable. Les bassins de vie les plus favorables figurent en rouge.

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

ANNEXE 3  
Durées moyennes de sortie du chômage et effets de composition  
en Languedoc-Roussillon : quelques exemples

|                     | Durée du chômage avant la sortie des listes | Durée nette du chômage avant la sortie des listes (à caractéristiques identiques des demandeurs d'emploi) | Effet des caractéristiques (durée brute – durée nette) |
|---------------------|---|---|--|
| <b>COMMUNE</b>      |   |   |  |
| <b>AUDE</b>         |   |   |  |
| AIGUES-VIVES        | 9,04  | 8,95  | 0,09   |
| AIROUX              | 10,75                                       | 9,76  | 1,00   |
| AJAC                | 11,74                                       | 9,36  | 2,38   |
| ALAIGNE             | 10,56                                       | 8,96  | 1,60   |
| ALAIRAC             | 10,16                                       | 8,84  | 1,32   |
| ALZONNE             | 9,33  | 8,57  | 0,75   |
| ANTUGNAC            | 10,29                                       | 8,57  | 1,72   |
| ARAGON              | 10,56                                       | 10,59   | -0,03  |
| ARGELIERS           | 12,12                                       | 11,07   | 1,05   |
| ARGENS-MINERVOIS    | 12,74                                       | 11,10   | 1,64   |
| <b>GARD</b>         |   |   |  |
| AIGALIERS           | 13,29                                       | 11,92   | 1,37   |
| AIGREMONT           | 12,82                                       | 12,42   | 0,39   |
| AIGUES-MORTES       | 12,30                                       | 11,81   | 0,49   |
| AIGUES-VIVES        | 12,33                                       | 11,57   | 0,76   |
| AIGUEZE             | 13,66                                       | 11,60   | 2,06   |
| AIMARGUES           | 11,14                                       | 10,49   | 0,65   |
| ALES                | 12,02                                       | 12,08   | -0,06  |
| ALLEGRE-LES-FUMADES | 13,20                                       | 11,57   | 1,63   |
| ANDUZE              | 10,42                                       | 10,30   | 0,12   |
| ANGLES              | 11,66                                       | 10,83   | 0,83   |
| <b>HERAULT</b>      |   |   |  |
| ABEILHAN            | 13,52                                       | 12,55   | 0,97   |
| ADISSAN             | 12,53                                       | 11,93   | 0,60   |
| AGDE                | 8,86  | 9,22  | -0,37  |
| AGEL                | 13,79                                       | 12,48   | 1,31   |
| AGONES              | 13,83                                       | 12,69   | 1,14   |
| AIRES               | 14,29                                       | 13,82   | 0,48   |
| ALIGNAN-DU-VENT     | 13,52                                       | 12,55   | 0,97   |
| ANIANE              | 11,93                                       | 10,79   | 1,14   |
| ARBORAS             | 11,73                                       | 11,21   | 0,51   |
| ARGELLIERS          | 12,28                                       | 11,41   | 0,87   |
| <b>LOZERE</b>       |   |   |  |
| ANTRENAS            | 8,41  | 8,31  | 0,11   |
| BADAROUX            | 9,40  | 8,69  | 0,71   |
| BANASSAC            | 9,41  | 8,78  | 0,63   |

|                                     |       |       |       |
|-------------------------------------|-------|-------|-------|
| BARRE-DES-CEVENNES                  | 10,13 | 9,44  | 0,69  |
| BORN                                | 9,40  | 8,69  | 0,71  |
| BUISSON                             | 8,41  | 8,31  | 0,11  |
| CANILHAC                            | 9,41  | 8,78  | 0,63  |
| CASSAGNAS                           | 10,13 | 9,44  | 0,69  |
| CHASTEL-NOUVEL                      | 9,40  | 8,69  | 0,71  |
| CHIRAC                              | 8,41  | 8,31  | 0,11  |
| <b>PYRENEES-ORIENTALES</b>          |       |       |       |
| ALENYA                              | 9,26  | 8,27  | 0,99  |
| AMELIE-LES-BAINS-PALALDA            | 8,00  | 7,27  | 0,73  |
| ANGLES                              | 6,20  | 5,98  | 0,23  |
| ANGOUSTRINE-VILLENEUVE-DES-ESCALDES | 8,92  | 8,33  | 0,59  |
| ANSIGNAN                            | 11,11 | 10,37 | 0,74  |
| ARBOUSSOLS                          | 8,55  | 7,96  | 0,59  |
| ARGELES-SUR-MER                     | 8,38  | 8,40  | -0,02 |
| ARLES-SUR-TECH                      | 8,85  | 8,34  | 0,51  |
| BAGES                               | 11,01 | 11,03 | -0,01 |
| BAHO                                | 10,26 | 9,83  | 0,44  |

## DERNIERS NUMÉROS PARUS :

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

- N° 96** *Place et sens du travail en Europe : une singularité française ?*  
LUCIE DAVOINE, DOMINIQUE MEDA  
**février 2008**
- N° 95** *Recours aux aides professionnelles et mobilisation familiale. La prise en charge des personnes souffrant de troubles du comportement et de la mémoire repose-t-elle sur des configurations d'aide spécifiques ?*  
OLIVIER BAGUELIN, AGNES GRAMAIN  
**janvier 2008**
- N° 94** *Diversité des modes de conciliation entre vie professionnelle et vie familiale pour les mères de jeunes enfants*  
CORINNE PERRAUDIN, MURIEL PUCCI  
**décembre 2007**
- N° 93** *Intensité du travail et trajectoire professionnelle : le travail intense est-il soutenable ?*  
THOMAS AMOSSE, MICHEL GOLLAC  
**septembre 2007**
- N° 92** *Male-Female Wage Gap and Vertical Occupational Segregation: the Role of Motivation for Work and Effort*  
OLIVIER BAGUELIN  
**septembre 2007**
- N° 91** *Construire un modèle de profilage des demandeurs d'emploi : défi statistique ou défi politique ?*  
ETIENNE DEBAUCHE, NATHALIE GEORGES  
**août 2007**
- N° 90** *À chaque marché du travail ses propres modes de recherche d'emploi*  
EMMANUELLE MARCHAL, DELPHINE REMILLON  
**juillet 2007**
- N° 89** *L'usage des canaux de recrutement par les entreprises*  
CHRISTIAN BESSY, EMMANUELLE MARCHAL  
**juillet 2007**
- N° 88** *The Effect of Working Time Reduction on Short-Time Compensation: a French Empirical Analysis*  
OANA CALAVREZO, RICHARD DUHAUTOIS, EMMANUELLE WALKOWIAK  
**juin 2007**
- N° 87** *Les concubins et l'impôt sur le revenu en France*  
FRANÇOIS LEGENDRE, FLORENCE THIBAUT  
**mai 2007**