



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 Île-de-France : disparités territoriales, *spatial mismatch* et ségrégation résidentielle

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° 97-1

avril 2008

ISSN 1629-7997  
ISBN 978-2-11-097668-0

# **SORTIR DU CHÔMAGE EN ÎLE-DE-FRANCE : DISPARITÉS TERRITORIALES, *SPATIAL MISMATCH* ET SÉGRÉGATION RÉSIDEN TIELLE**

Emmanuel Duguet, Yannick L'Horty, Florent Sari

## **RÉSUMÉ**

L'objet de cette étude est d'expliquer les disparités intercommunales des chances de sortir du chômage dans la région Île-de-France. 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 en Île-de-France, 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. La durée locale du chômage dessine une courbe en U en fonction de la distance au centre de Paris. 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. Nous testons la pertinence des arguments théoriques développés dans le cadre de l'économie spatiale pour expliquer les écarts de taux de sortie du chômage. Il apparaît que les demandeurs d'emplois franciliens souffrent davantage d'effets de ségrégation que de problèmes de distance physique à l'emploi, sauf pour les communes les plus en marge de la région.

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

**Classification JEL :** C41, J64, R1.

***Finding a Job in Paris Region:  
Territorial Disparities, Spatial Mismatch  
and Residential Segregation***

***Abstract***

*The aim of our research is to explain spatial disparities of unemployment-to-work transitions in Paris region (Île-de-France). We are using exhaustive administrative data sets concerning unemployed seeking a job within the French civil service (through Agence Nationale pour l'Emploi) in order to estimate duration models that allow to assess unemployment-to-work hazard rates for each Paris region's municipalities. First, we analyse rough rates, without any data control. Then we analyse net rates, calculates as if every municipality has the average regional composition by age, sex, skills, etc. The region shows very strong local disparities between municipalities, whatever the indicator selected in order to measure these disparities. The unemployment duration seems draw a U-shaped curve with the distance to Paris' center. Moreover, these disparities remain strong even if we control for the labour force composition. In a second step, we are testing the relevance of urban economics theories to explain unemployment-to-work hazard rates. It appears that unemployed seeking a job in Paris region suffer more from residential segregation effects than any problems of Spatial Mismatch, except for the farthest municipalities.*

***Key words:*** duration model, Paris, unemployment, spatial disparities, segregation, spatial mismatch.

*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 Lorraine), Didier Klein (ANPE), Elisabeth Pascaud (DGEFP), Bruno Terseur et Rémi Belle (DRTEFP Paca), et Bernard Simonin (DRTEFP 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.

En Île-de-France, 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. Elles restent élevées 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. L'objectif de la présente étude est d'expliquer ces disparités intra-communales en mobilisant les

---

<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).

analyses théoriques issues de l'économie spatiale. Concrètement, il importe de comprendre comment l'organisation de l'espace urbain peut affecter les opportunités économiques des habitants de certaines zones. L'étude du retour à l'emploi dans une perspective spatiale n'est pas récente. Déjà en 1968, Kain avançait l'idée selon laquelle la déconnexion entre lieux de résidence et lieux de travail (*spatial mismatch*), pour les populations les plus fragiles, pouvait constituer un frein au retour à l'emploi. Suite à cette intuition de nombreux travaux se sont développés outre-Atlantique sur l'organisation spatiale des villes et sur les problèmes de chômage (Ihlanfeldt et Sjoquist, 1990 ; Rogers, 1997 ; Immergluck, 1998 ; etc.). La plupart de ces développements sont restés centrés autour des marchés locaux du travail américains, tandis que cette littérature, appliquée au cas français, n'en est encore qu'à sa phase de décollage.

On recense effectivement encore peu d'études qui intègrent cette dimension spatiale dans le processus de recherche d'emplois. Bouabdallah, Cavaco et Lesueur (2002), par exemple, ont vérifié l'impact des contraintes spatiales sur la durée du chômage. Gaschet et Gaussier (2004) ont cherché à mettre à jour les déterminants spatiaux du retour à l'emploi dans l'agglomération bordelaise, tandis que Gobillon et Selod (2006) se sont intéressés à la région parisienne. Dans l'ensemble de ces travaux, les disparités spatiales de retour à l'emploi sont déterminées soit par des problèmes d'accès aux opportunités d'emploi, soit par les effets de composition et/ou de ségrégation propres à certaines zones. Dans ce travail, ces arguments sont mobilisés pour tenter d'expliquer les différences inter-communales de sortie du chômage au sein de la région Île-de-France.

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. La troisième section tente de mettre au jour les déterminants des disparités observées. Enfin, la dernière section propose des régressions pour tester l'impact de l'organisation urbaine sur les flux de sortie du chômage.

## **1. QUESTIONS DE MESURES**

### **1.1. Sources et méthodes**

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.

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.

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. 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).

### **1.1.1. Deux définitions des sorties du chômage**

En pratique, les demandeurs d'emploi ont jusqu'au douzième jour ouvré pour actualiser leur situation relative au mois précédent<sup>2</sup>. 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>3</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.

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

---

<sup>2</sup> Depuis avril 2007, le délai d'actualisation a été ramené à cinq jours.

<sup>3</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.

travail<sup>4</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.

### 1.1.2. 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>5</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 a une influence assez nette sur le nombre de sorties. En limitant l'observation aux reprises d'emploi déclarées, le nombre de sorties est beaucoup plus faible. En Île-de-France, il est 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 en Île-de-France**

	Sortie des listes	Reprise d'emploi déclarée
<b>Sortie d'au moins un mois</b>	629 046	308 619
<b>Sortie durable (de six mois et plus)</b>	511 948	258 952

*Champ* : Cohorte de demandeurs d'emploi inscrits en Île-de-France entre le 1<sup>er</sup> juillet 2001 et le 30 juin 2002, suivis jusqu'au 31 mars 2006. *Source* : ANPE, Fichier Historique Statistique.

<sup>4</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>5</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.

### 1.1.3. 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.

### 1.1.4. Deux indicateurs pour mesurer l'effet du territoire

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 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.

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.).

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.

## 1.2. 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.

On remarque également que le fait de retenir une définition de type « sortie des listes » réduit de manière importante l'effet des diplômes sur le retour à l'emploi. Il faut utiliser une définition basée sur les reprises d'emploi déclarées pour retrouver un effet positif et fort des diplômes sur le retour à l'emploi.

**Tableau 2**  
**Les déterminants individuels de la sortie 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>	<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>	
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>	<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>	
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>	<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>	
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>	<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>	
Femme	-0,062	40,20	-0,223	77,02	-0,079	44,67	-0,191	57,78
<b>Non handicapé</b>	<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>	
Handicapé	-0,274	98,01	-0,621	94,96	-0,270	78,31	-0,537	68,28
<b>Célibataire, veuf</b>	<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>	
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>	<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>	
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>	<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>	
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>	<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>	
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>	<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>	
Rmiste	-0,212	105,27	-0,587	114,12	-0,222	86,90	-0,619	97,09
<b>Temps complet</b>	<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>	
Temps partiel	-0,226	120,70	-0,555	132,22	-0,120	55,22	-0,455	93,93
<b>Nationalité française</b>	<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>		<b>réf</b>	
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 une main-d'œuvre 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.

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 parisienne puis l'on réalise ensuite des exploitations cartographiques et statistiques de ces données.

## 2. LES DISPARITÉS DE SORTIE DU CHOMAGE EN ÎLE-DE-FRANCE

D'une localité à l'autre, les différences dans les chances de sortir du chômage sont très marquées en Île-de-France. Si dans les 10 % des localités les plus favorables, la durée de chômage n'excède pas 9,8 mois, elle dépasse 13,7 mois dans les 10 % les moins favorables. La carte des durées de chômage témoigne ainsi de fortes différences 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 contigües ont des durées de chômage qui les situent dans des déciles opposés de la distribution des durées de chômage (carte 1).

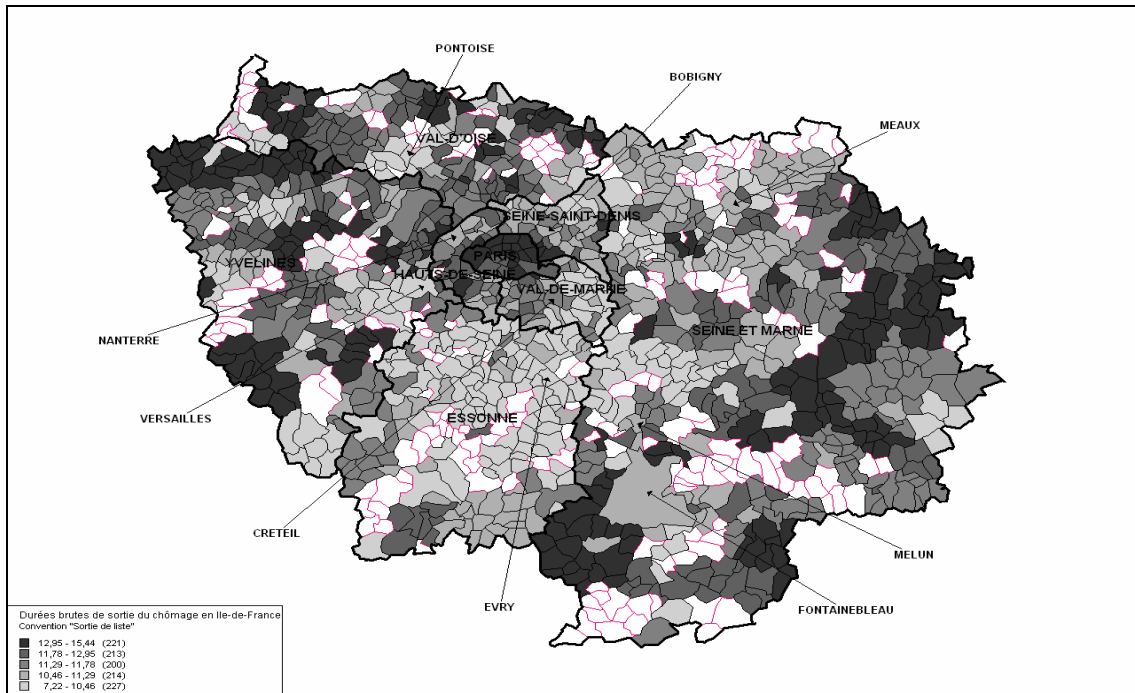
### 2.1. Les effets de territoire

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 caractérisées par une sortie rapide du chômage, pour d'autres par un lent retour à l'emploi. 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 gris clair).

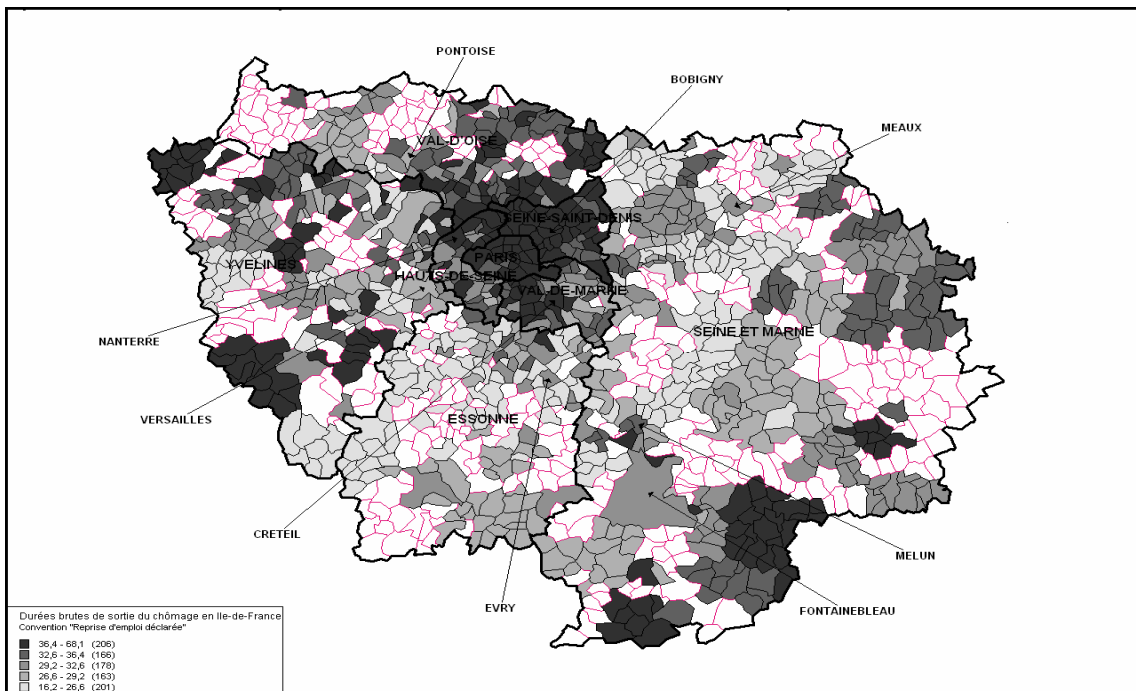
- Au sud de la région, on recense une large zone favorable au retour à l'emploi dans le département de l'Essonne. Ce massif couvre la quasi-totalité du nord du département et déborde légèrement sur les deux départements limitrophes à l'est et à l'ouest. Il s'étend de Chilly-Mazarin et Massy au nord jusqu'à Etrichy, Morigny-Champigny au sud-ouest et aux communes de Limours et Nandy respectivement à l'ouest et à l'est.
- Une autre zone de moindre superficie, à l'extrême sud des Yvelines, regroupe des localités avec de faibles durées de chômage telles qu'Ablis, Orsonville, Allainville...
- À l'ouest de Paris, toujours dans les Yvelines, un massif favorable au retour à l'emploi englobe les communes de Trappes, Guyancourt et Versailles.
- À l'est de Paris, en Seine-et-Marne, un massif regroupe les communes de Combs-la-ville, Savigny-le-temple ou encore Coubert. Il s'inscrit dans la continuité géographique du massif très favorable déjà recensé au sein du département de l'Essonne.
- Un dernier massif relativement favorable aux sorties du chômage se trouve au centre du Val d'Oise, autour de la commune de Cergy-Pontoise.

## Carte 1. Durées brutes de sortie du chômage

### 1-A. Sorties des listes



### 1-B. Reprises d'emploi déclarées



**Lecture :** Les communes en gris clair sont celles où en moyenne l'on sort du chômage le plus vite. Les communes en gris foncé 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. 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 Île-de-France comporte aussi des zones caractérisées par de longues durées de chômage, qui figurent en gris foncé sur la carte des durées.

- Au sud-est de la Seine-et-Marne, un massif suit la vallée de l'Yonne autour de Montereau.
- À l'est de la Seine-et-Marne, entre les cantons de la Ferté-Gaucher et Villiers-Saint-Georges, un second massif défavorable peut être localisé où les durées de chômage dépassent treize mois.
- On recense un autre massif défavorable débordant sur deux départements. Celui-ci regroupe à la fois des communes des Yvelines et d'autres du département du Val-d'Oise. Il est limité, au Sud, par les communes de Guitrancourt, Mezy-sur-Seine (Yvelines) et, au Nord, par les communes de Saint-Gervais ou Nucourt (Val-d'Oise).
- Enfin, la ville de Paris se présente comme une zone uniformément défavorable à la sortie du chômage, avec des durées qui varient entre douze et quinze mois selon les arrondissements.

Globalement, la position de tous ces massifs produit d'importants contrastes entre les différents départements qui composent l'Île-de-France. La logique générale de l'organisation des cartes de sortie du chômage en l'Île-de-France est de nature circulaire. Au centre et dans la grande périphérie, les sorties du chômage sont plus rares que dans une zone intermédiaire de moyenne périphérie à l'échelle régionale. Ainsi, Paris et la petite couronne se démarquent par la présence de nombreux massifs défavorables à la sortie du chômage et au retour à l'emploi. Puis, on observe une sorte de ceinture au-delà de la petite couronne où les durées moyennes de sorties du chômage sont relativement favorables. C'est très net dans le département de l'Essonne qui comprend une large zone favorable au retour à l'emploi où les durées moyennes de chômage sont souvent inférieures à dix mois, ce qui le distingue particulièrement des autres départements. Enfin, les localités les plus éloignées du centre se caractérisent généralement par des durées du chômage élevées.

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* » conduisent à des résultats souvent équivalents, même si quelques exceptions sont notables. On peut ainsi recenser des zones défavorables aux sorties des listes du chômage qui sont pourtant favorables aux reprises d'emploi déclarées. Une interprétation est que dans ces communes les flux au sein de l'activité, entre emploi et chômage, sont relativement plus soutenus que les flux entre activité et inactivité. C'est notamment le cas pour :

- Un massif situé à l'extrême sud-ouest de la Seine-et-Marne. Celui-ci regroupe un ensemble de communes telles que Barbizon, Larchant, Burcy, Rumont... Une commune unique se démarque de ce massif avec une durée inférieure à onze mois (La Chapelle-la-Reine).
- Un autre massif qui, lui, se situe sur le canton de Nangis, à l'est de la Seine-et-Marne. Les sorties des listes y sont rares mais les reprises d'emploi déclarées sont proches de la médiane.

Inversement, des zones apparaissent favorables aux sorties du chômage mais défavorables aux reprises d'emploi déclarées. C'est le cas de toute la Seine-Saint-Denis. L'interprétation inverse peut être donnée : dans ce département, les flux de l'activité à l'inactivité sont relativement plus soutenus que ceux au sein de l'activité, entre emploi et chômage.

## 2.2. Les effets de la composition socio-démographique

Les cartes de durées nettes 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.

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 12,6 mois et les 10 % les plus favorisées ont une durée de 9,2 mois. L'écart relatif est de 37 %, ce qui reste assez élevé (on était avec les durées brutes à 40 %). 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 pas 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).

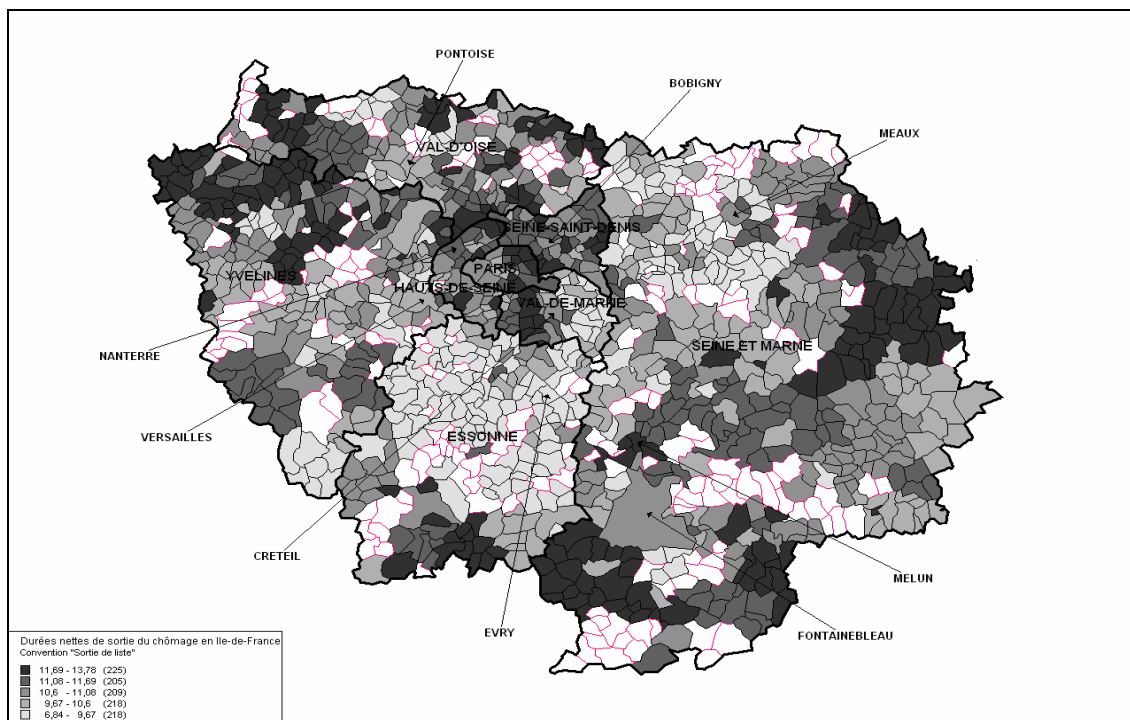
L'observation des cartes conduit à un autre constat, valable pour les deux définitions des sorties du chômage (cartes 2-A et 3-A). Beaucoup de communes n'appartenant pas aux déciles extrêmes voient leur position se modifier du fait du passage des durées brutes aux durées nettes : les populations de ces 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.

Par ailleurs, on constate que les effets de massifs observés avec les cartes de durées brutes se maintiennent avec celles de durées nettes. Sauf exception, 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.

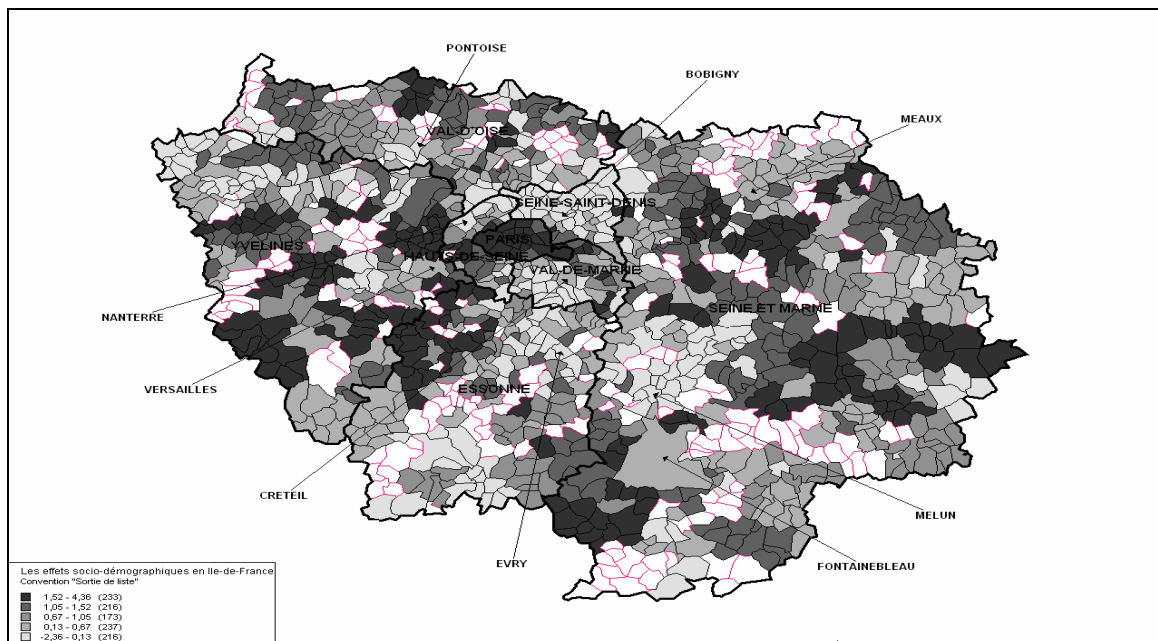
La lecture des cartes 2-B et 3-B permet de vérifier et de mesurer l'impact de la composition de la main-d'œuvre locale sur le retour à l'emploi. Ces cartes représentent la différence entre durées brutes et durées nettes à un niveau communal, selon la convention « sortie des listes » (carte 2-B) et la 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 (elle apparaît alors en gris clair). Inversement, un indicateur positif tend à montrer que la composition est défavorable à la sortie du chômage (la localité est colorée en gris foncé).

## Carte 2. Effets de territoire et effets socio-économiques

### 2-A. Durées nettes du chômage – Sorties des listes



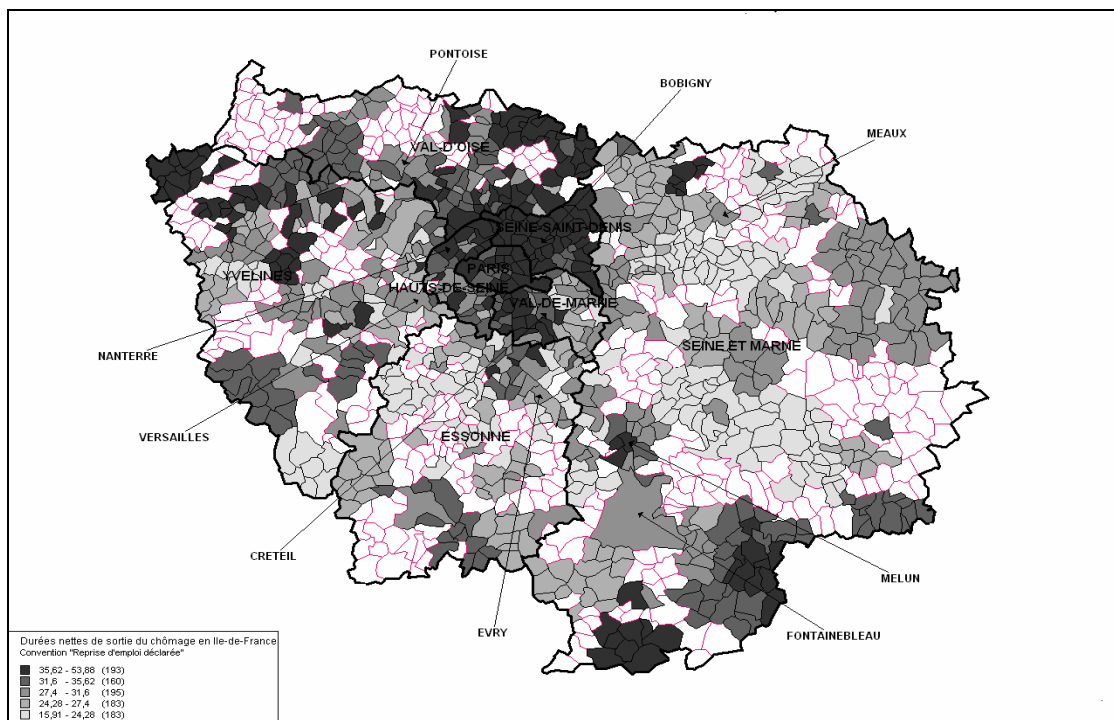
### 2-B. Durées brutes moins Durées nettes – Sorties des listes



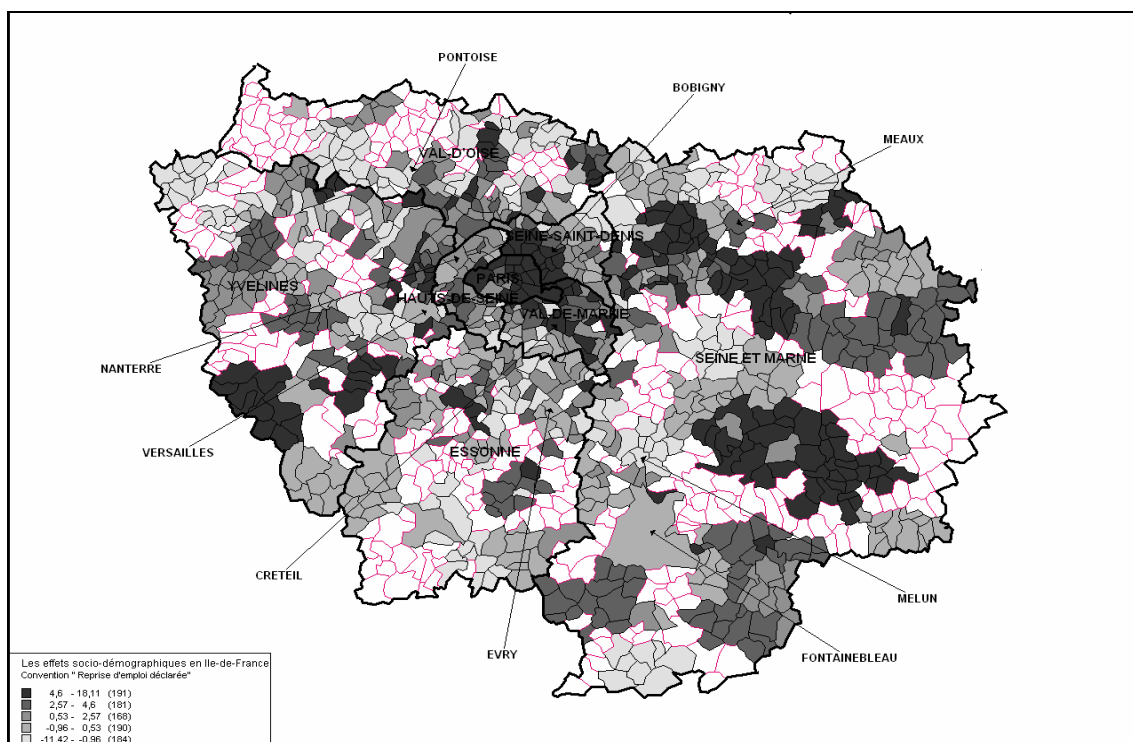
*Lecture* : pour les codes couleurs, cf. légende de la carte 1. Les « durées nettes » sont établies en calculant les taux de sortie du chômage que la localité aurait si ses demandeurs d'emploi avaient la même structure que celle de la région (en neutralisant les différences des caractéristiques individuelles). 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 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 localités les plus favorables figurent en gris clair.

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

### 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.

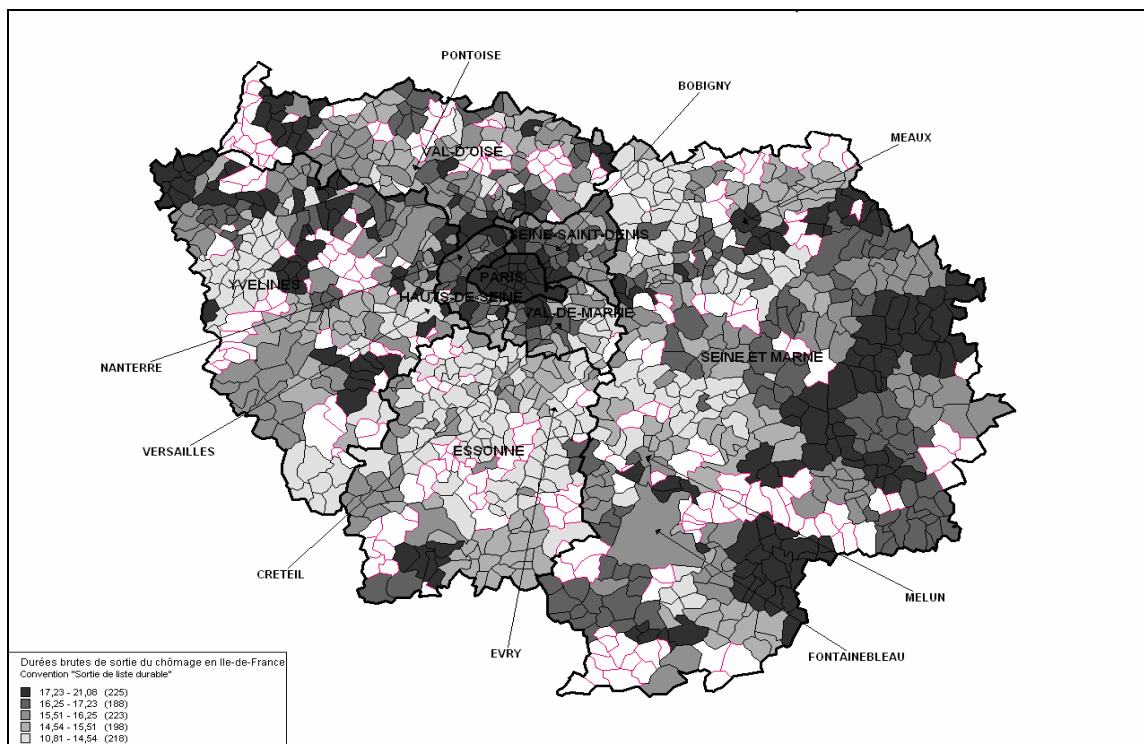
La carte 3-A correspond à des sorties où un motif de retour à l'emploi a été déclaré.

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.

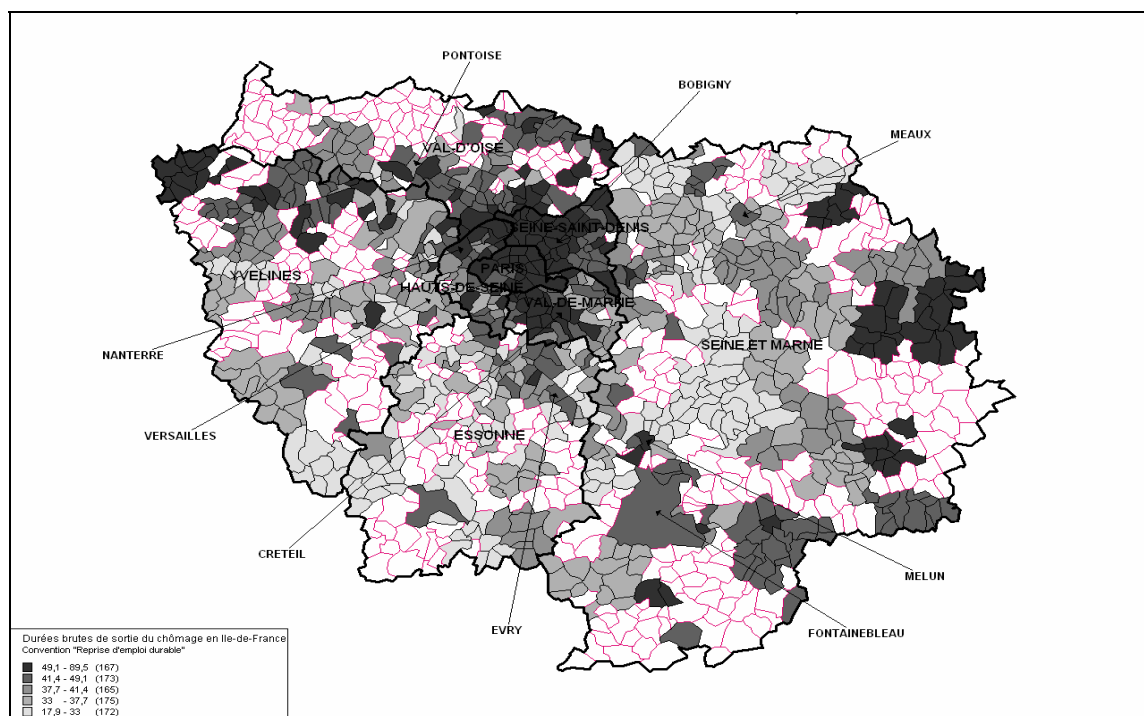
*Source* : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique statistique de l'ANPE.

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

#### 4-A. Sorties des listes durables



#### 4-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.

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

Dans l'ensemble, quelle que soit la définition du chômage retenue, il apparaît que les aires géographiques où la main-d'œuvre est localement favorable (ou défavorable) au retour à l'emploi demeurent les mêmes. Pourtant, on recense certains massifs qui ont tendance à changer de position selon la définition privilégiée. Ce phénomène est particulièrement flagrant pour la Seine-Saint-Denis. Ce département a une composition locale favorable à la sortie du chômage concernant les *sorties de listes*. Lorsque l'on contrôle cet effet, en raisonnant en durée nette, ce département ne présente plus une durée du chômage faible avant la sortie des listes. Le constat de chances élevées de sortir des listes du chômage en Seine-Saint-Denis est donc entièrement lié à un effet de composition. Cet effet ne joue que pour les sorties des listes. Pour les reprises d'emploi déclarées, l'effet est inversé : cette fois-ci la composition des demandeurs d'emploi de Seine-Saint-Denis désavantage le département.

On constate aussi des effets de composition pour l'Essonne et les Yvelines qui présentaient tous deux une zone dont la composition socio-démographique était défavorable pour les sorties de liste, et qui ne présente plus d'effet de ce type pour les reprises d'emploi déclarées. Ces cas montrent finalement que certaines populations, de par leurs caractéristiques, sortent plus facilement des listes qu'elles ne retrouvent un emploi.

Enfin, une relative opposition s'opère au sein de la région Île-de-France et semble résister aux changements de définitions opérés. Au nord-ouest de Paris, dans les départements du Val-d'Oise et dans une partie des Yvelines, la composition de la main-d'œuvre semble relativement favorable. En revanche, le sud et l'est de l'Île-de-France présente une population locale dont les caractéristiques sont un frein au retour à l'emploi. Les compositions défavorables sont donc surtout localisées en Seine-Saint-Denis et en Seine-et-Marne.

### **2.3. Prise en compte de la pérennité des sorties**

Dans l'ensemble, la prise en compte de la pérennité des sorties modifie peu les constats précédents. On peut noter cependant des différences sensibles dans la situation de la Seine-Saint-Denis. Un massif relativement propice au retour à l'emploi que l'on identifie sur la carte 4-A, sous la convention « *sortie des listes* » change de position dans la carte 4-B. Un massif plus défavorable à la sortie du chômage apparaît à sa place, coloré en gris foncé. Cette zone défavorable à des sorties durables du chômage, et pour autant favorable à des sorties de moins d'un mois, témoigne de la présence d'un fort emploi précaire, caractérisé par de l'embauche en intérim ou en CDD.

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 les disparités locales et les effets de territoire. On retrouve le changement de classement de la Seine-Saint-Denis selon que l'on s'intéresse aux Sorties des listes ou aux reprises d'emploi déclarées.

### **2.4. Éléments de comparaisons nationales**

Ces disparités font de l'Île-de-France une des régions où les contrastes en matière de retour à l'emploi sont les plus marqués. En effet, non seulement les différences entre communes sont bien plus fortes qu'ailleurs, mais il en va de même des différences entre départements. La région comprend un département dont la durée brute de chômage le situe parmi les plus faibles

de France : l'Essonne. Elle comprend aussi des départements où les durées de chômage sont parmi les plus longues : la Seine-Saint-Denis et Paris.

Dans le tableau 3, sont présentées les chances de retrouver un emploi au sortir des listes de l'ANPE selon les communes d'Île-de-France. Les indicateurs usuels de dispersion (variation inter-quartile, coefficient de variation) révèlent que les sorties suite à une reprise d'emploi déclarée sont toujours plus dispersées, géographiquement, que ne le sont les sorties tous motifs confondus. Ce constat se vérifie pour les durées brutes comme les durées nettes et que l'on prenne en compte ou non la pérennité des sorties. Ainsi, les motifs de non déclaration des sorties des listes à l'ANPE sont donc des facteurs de différenciation territoriale puisqu'ils génèrent de la variance spatiale.

Par ailleurs, les sorties durables sont toujours moins dispersées dans l'espace que l'ensemble des sorties. Le constat est maintenu pour les différentes définitions de sortie du chômage et que l'on ait contrôlé ou non des caractéristiques observables des chômeurs.

**Tableau 3**  
**Disparités locales des durées de sortie du chômage à 12 mois**  
**3-A. Durées brutes de sortie du chômage (à 12 mois)**

	Durées brutes de sortie du chômage			
	Sortie des listes	Reprise d'emploi	Sortie durable	Reprise durable
Premier quartile (P25)	10,74	32,1	15,6	42,19
Troisième quartile (P75)	12,81	46,36	18,04	61,88
Médiane (P50)	11,5	38,53	16,83	51,17
Moyenne	11,75	40,09	16,9	53,26
Ecart-type	1,46	7,27	1,82	10,49
Variation interquartile (P75-P25)/P50	0,18	0,37	0,15	0,38
Coefficient de variation (écart-type/moyenne)	0,12	0,18	0,11	0,19

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

**3-B. Durées nettes de sortie du chômage (à 12 mois)**

	Durées nettes de sortie du chômage			
	Sortie des listes	Reprise d'emploi	Sortie des listes	Sorties durables
Premier quartile (P25)	10,47	30,95	14,93	44,55
Troisième quartile (P75)	11,7	41,95	16,87	60,43
Médiane (P50)	11,08	36,61	15,85	51,74
Moyenne	11,05	36,43	15,88	52,58
Ecart-type	1,28	6,91	1,76	10,27
Variation interquartile (P75-P25)/P50	0,11	0,3	0,12	0,3
Coefficient de variation (écart-type/moyenne)	0,12	0,19	0,11	0,19

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



En outre, la comparaison de ces deux tableaux permet de remarquer que la dispersion est globalement inchangée que l'on raisonne en termes de durées brutes ou durées nettes. Quel que soit l'indicateur de dispersion retenu, les écarts demeurent faibles entre les durées brutes et durées nettes. Dès lors, ceci interroge sur l'influence des caractéristiques individuelles des demandeurs d'emplois sur les disparités spatiales des chances de sortie du chômage.

Cependant, 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 4). Quelle que soit la convention mobilisée pour définir la sortie du chômage, la médiane de la durée brute en Île-de-France est constamment 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*, quelque peu pénalisée par les caractéristiques de sa population, en termes d'âge et de qualification. Néanmoins, ses caractéristiques sont relativement proches de celles de la région moyenne.

**Tableau 4**  
**Région Île-de-France et région métropolitaine moyenne**

(en mois)		Quartile inférieur	Médiane	Quartile supérieur
<b>Durée brute, sortie des listes</b>	<b>Île-de-France</b>	10,7	11,5	12,8
	Région moyenne	9,7	10,5	11,4
<b>Durée brute, reprises d'emploi déclarées</b>	<b>Île-de-France</b>	32,1	38,5	46,4
	Région moyenne	26,5	32,6	38,3
<b>Durée nette, sortie des listes</b>	<b>Île-de-France</b>	10,5	11,1	11,7
	Région moyenne	9,5	10,4	11,1
<b>Durée nette, reprises d'emploi déclarées</b>	<b>Île-de-France</b>	30,9	36,6	41,9
	Région moyenne	26,5	29,8	35,6
<b>Durée brute, sortie des listes, plus de six mois</b>	<b>Île-de-France</b>	15,6	16,8	18,1
	Région moyenne	15,4	16,6	17,8
<b>Durée brute, reprises d'emploi déclarées, plus de six mois</b>	<b>Île-de-France</b>	42,2	51,2	61,9
	Région moyenne	39,7	48,9	58,2
<b>Durée nette, sortie des listes, plus de six mois</b>	<b>Île-de-France</b>	14,9	15,9	16,9
	Région moyenne	14,9	16,3	17,2
<b>Durée nette, reprises d'emploi déclarées, plus de six mois</b>	<b>Île-de-France</b>	44,5	51,7	60,4
	Région moyenne	26,8	49,4	58,2

*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.

Si l'on s'intéresse 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 les départements du Val-de-Marne et de Paris, qui subissent tous deux un effet de composition négatif : quel que soit l'indicateur de durée, le passage des durées brutes aux durées nettes fait gagner un certain nombre de places à ces départements dans le classement national. Le deuxième



cas de figure concerne le Val-d'Oise et la Seine-et-Marne, dont les positions sont peu sensibles au passage des durées brutes aux durées nettes. Les populations de ces deux départements possèdent donc des caractéristiques socio-démographiques proches de la moyenne nationale. Le troisième est celui de l'Essonne et des Yvelines, dont la tendance est plutôt celle d'un recul du département dans le classement. Ce qui tend à montrer que ces départements se caractérisent par un effet de composition positif. Enfin, les Hauts-de-Seine et la Seine-Saint-Denis présentent une configuration telle que l'évolution des positions est difficile à interpréter. Selon les définitions retenues on note un recul ou une évolution.

**Tableau 5**  
**Positions des départements à l'échelle nationale**

	Paris (75)	Hauts- de-Seine (92)	Seine- Saint- Denis (93)	Val-de- Marne (94)	Seine-et- Marne (77)	Val- d'Oise (95)	Essonne (91)	Yvelines (78)
<b>Durée brute, sortie des listes</b>	96	87	77	72	66	79	17	78
<b>Durée brute, reprises d'emploi déclarées</b>	93	72	89	73	38	76	29	49
<b>Durée nette, sortie des listes</b>	91	78	84	66	64	79	24	74
<b>Durée nette, reprises d'emploi déclarées</b>	91	76	90	68	54	80	45	60
<b>Durée brute, sortie des listes, plus de six mois</b>	93	53	55	32	29	45	9	35
<b>Durée brute, reprises d'emploi déclarées, plus de six mois</b>	93	69	89	70	36	76	26	47
<b>Durée nette, sortie des listes, plus de six mois</b>	75	51	63	33	26	47	10	41
<b>Durée nette, reprises d'emploi déclarées, plus de six mois</b>	81	63	79	51	28	70	23	42

*Lecture* : Paris est en 96<sup>e</sup> (i.e., dernière) 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 huit départements que compte l'Île-de-France permettent de les positionner les uns par rapport aux autres. C'est dans l'Essonne, dont les durées brutes moyennes le conduisent à occuper la 17<sup>e</sup> place à l'échelle nationale, que la vitesse de retour à l'emploi est en moyenne la plus élevée. À l'inverse, c'est à Paris que cette vitesse est en moyenne la plus faible (le département se situant selon les configurations entre les 75<sup>e</sup> et 96<sup>e</sup> places). Les autres départements présentent des durées de chômage relativement homogènes, les situant dans les derniers rangs du classement. Cependant, si l'on s'intéresse aux sorties durables de ces mêmes départements, les positions relatives s'améliorent considérablement, les plaçant dans des situations davantage intermédiaires.

### 3. EXPLIQUER LES DISPARITÉS SPATIALES

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 pairs », qui peuvent favoriser la ségrégation spatiale, ou encore, des phénomènes de discrimination territoriale envers telle ou telle localité. Si l'un des objets de la présente étude est d'explorer certains de ces facteurs, on souligne dans un premier temps, les relations entre localisation des activités économiques et disparités spatiales du chômage.

#### 3.1. Localisation des activités

La région Île-de-France représente environ 5,3 millions d'emplois, dont 90 % sont des emplois salariés. Bien que les services marchands y soient sur-représentés, l'Île-de-France demeure la première région industrielle française. Les services marchands sont, entre autres, les activités marchandes de conseil et assistance, les activités financières et immobilières ou encore les activités de recherche et développement. Les branches d'activités de l'industrie les plus représentées sont l'industrie automobile, la construction aéronautique et spatiale, l'industrie pharmaceutique, l'édition et l'imprimerie. Le tertiaire et l'emploi industriel représentent respectivement 83,5 % et 11,5 % de l'emploi régional.

Les activités et fonctions sont réparties dans l'espace selon leur valeur ajoutée. Ainsi, les activités de production à plus faible valeur ajoutée sont de plus en plus transférées en grande couronne ou même dans d'autres régions. En revanche, les activités à plus forte valeur ajoutée qui requiert une main-d'œuvre plus qualifiée sont surtout localisées dans Paris et la petite couronne. Le développement important du secteur des services s'est fait par l'intermédiaire d'un recentrage des industries sur leur cœur de métier et par externalisation.

L'Île-de-France demeure la région la plus importante en termes d'implantation des petites et moyennes entreprises industrielles. Avec 36 salariés en moyenne, les établissements y sont d'une taille inférieure à la moyenne nationale (qui est de 47 salariés). Par ailleurs, Paris, les Hauts-de-Seine et une partie des Yvelines regroupent à eux seuls 53 % des emplois industriels. Si l'on s'intéresse à l'implantation des plus grands établissements industriels, on constate effectivement une forte présence dans cette zone de la région. C'est le cas notamment de Peugeot Citroën, d'EADS, Renault ou encore Dassault.

L'accessibilité de cette région est assurée par un réseau d'infrastructures et d'équipements très performants. Elle s'appuie sur la présence de deux aéroports internationaux (Orly et Roissy-Charles de Gaulle), un réseau TGV, mais aussi un réseau de transport régional très dense. Un ensemble d'atouts permettant des liaisons rapides entre les divers centres d'activités. Cependant, l'accessibilité aux centres d'activités demeure relativement inégale selon les localités. Il n'est pas rare de recenser des communes souffrant de l'isolement ou d'un enclavement, et cela en raison de la densité du réseau de transport qui décroît avec la distance au centre de la région.

En outre, la région et en particulier la petite couronne, se caractérisent par une population plus jeune en moyenne et aussi multiculturelle. Les 20-39 représentent environ un tiers de la

population active. Cette population est aussi hautement qualifiée avec une part de cadres et de professions intellectuelles supérieures représentant 26 % de la population active. Là encore, la région Île-de-France connaît de profonds contrastes. La population qualifiée est sur-représentée dans les départements des Hauts-de-Seine, dans une partie des Yvelines et de l'Essonne, tandis que la Seine-Saint-Denis et la Seine-et-Marne affichent, eux, une relative sous-représentation.

### **3.2. « *Spatial Mismatch* » et ségrégation résidentielle**

Pour interpréter l'allure générale des disparités spatiales du retour à l'emploi en Ile-de-France il faut combiner deux éléments. Le premier est une opposition dans la composition des demandeurs d'emploi entre l'est et le nord, d'un côté, l'ouest et le sud de l'autre. Le deuxième est une logique circulaire où le centre et la grande périphérie présentent des taux de retour à l'emploi plutôt faibles alors que dans la périphérie intermédiaire les taux de sortie sont élevés. La durée locale du chômage dessine ainsi une courbe en U en fonction de la distance au centre (graphique 1). Il semble pertinent de se demander, à la lecture de ce graphique, ce qui justifie cette étonnante géographie francilienne en matière de sortie du chômage.

La théorie économique avance l'idée selon laquelle la localisation des individus et l'organisation spatiale des villes peuvent être sources d'une concentration spatiale du chômage. L'inadéquation locale entre l'offre et la demande de travail, l'effet de l'environnement social, la discrimination territoriale sont autant de déterminants susceptibles d'influer sur le retour à l'emploi des chômeurs. Les travaux en économie spatiale retiennent souvent deux séries de facteurs : le rôle défavorable de la déconnexion physique entre lieu de résidence et lieux d'emplois (l'hypothèse de *spatial mismatch*) ; les effets négatifs de la ségrégation résidentielle entre groupes socio-économiques (*social mismatch*).

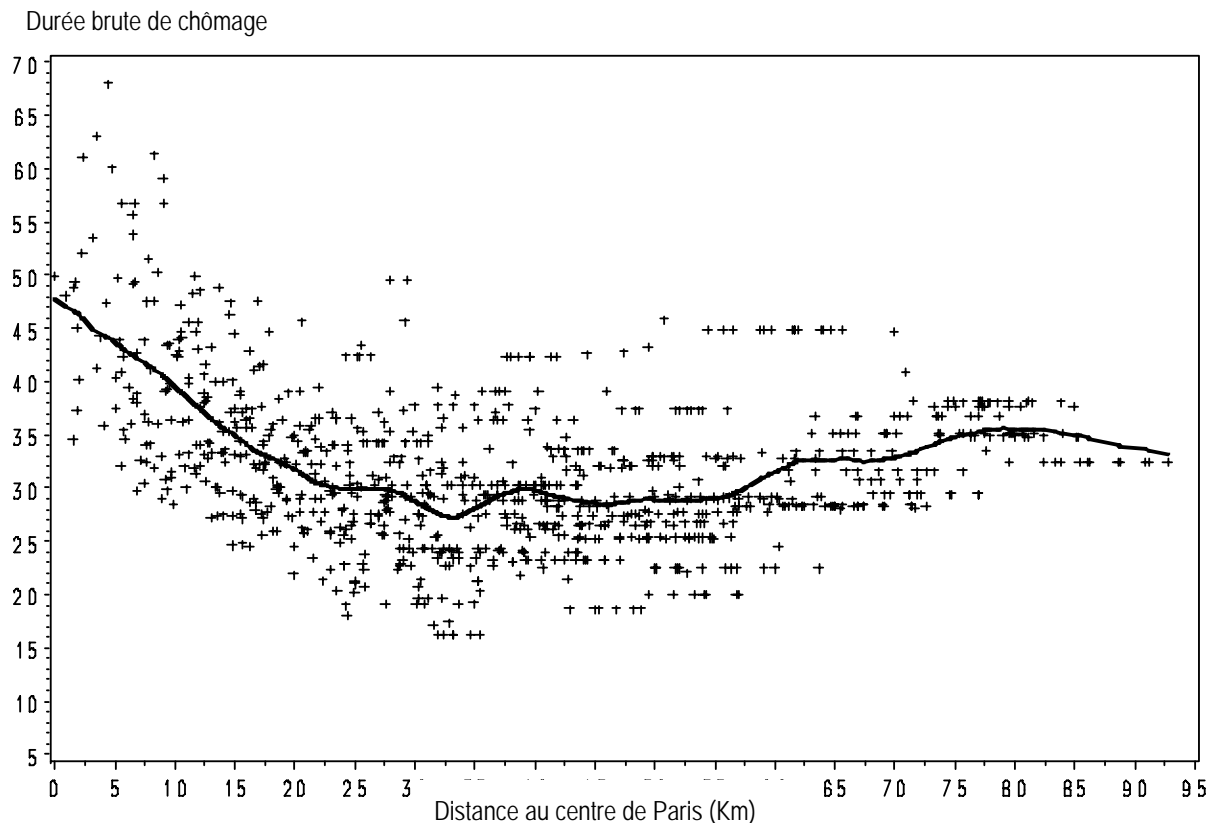
#### **3.2.1. Les problèmes de l'accessibilité aux opportunités d'emplois (l'hypothèse de *Spatial Mismatch*)**

Le mauvais appariement spatial entre le lieu de résidence et le lieu de travail est potentiellement une source d'entrave à la mobilité par l'augmentation des coûts de déplacements et des coûts temporels qu'il peut engendrer. Or, ces coûts de « mobilité » ne sont pas sans incidence sur le processus de recherche d'emploi. En premier lieu, des coûts de déplacements trop élevés pour les chômeurs les plus éloignés sont susceptibles de décourager l'acceptation d'une offre d'emploi. Concrètement, le chômeur compare le salaire proposé net des coûts de transports à son salaire de réserve. Des coûts trop importants tendent à rendre ce dernier supérieur au salaire net proposé. Dans de telles conditions le chômeur n'a aucune incitation financière à la reprise d'emploi (Coulson, Laing et Wang, 2001 ; Brueckner et Zenou, 2003). En outre, des coûts de déplacements élevés induisent des coûts de prospection également élevés. Dès lors, les chômeurs peuvent être découragés de chercher plus loin que leur zone de résidence et vont alors restreindre leur horizon spatial au voisinage et ce, même si la qualité des emplois proposée y est moindre (Wasmer et Zenou, 2002).

La distance aux centres d'emplois est aussi susceptible de rendre la prospection d'emploi plus inefficace. À niveau de recherche donné, les chômeurs qui vivent à relative distance des opportunités d'emplois ont une probabilité de retrouver un emploi plus faible. En d'autres termes, les chômeurs vivant loin des opportunités d'emplois ont accès à moins d'informations que ne l'ont ceux qui vivent à proximité. Cette perte d'efficacité s'explique par une information disponible sur les emplois vacants décroissante avec la distance aux emplois (Rogers,

1997 ; Immergluck, 1998). Dans les faits, on constate effectivement que les entreprises privilégient souvent, notamment pour les postes peu qualifiés, un mode de publication d'annonces plutôt local (affichage en vitrine, publication dans un journal...).

**Graphique 1**  
**Distance au centre de Paris et durée du chômage**



*Lecture* : chaque point représente une commune, soit 914 localités pour lesquelles les durées de chômage ont pu être estimées. Les durées de chômage sont exprimées en mois et correspondent aux durées brutes sous la convention « Reprise d'emploi déclarée ». Le centre est posé ici comme le premier arrondissement de Paris. Les distances exposées en abscisses correspondent aux distances euclidiennes par rapport au centre.

La courbe représente l'estimation non paramétrique de la durée moyenne de chômage, obtenue avec un noyau d'Epanechnikov et une fenêtre variable déterminée par validation croisée (« adaptative kernel estimator »).

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

### 3.2.2. Ségrégation résidentielle et « social mismatch »

Une autre série d'arguments, liant organisation spatiale des villes et les problèmes de chômage, insiste sur les effets de la ségrégation résidentielle. Pour Benabou (1993), les zones ségréguées qui agglomèrent des populations en difficultés freinent l'accumulation en capital humain (*via* des « effets de pairs ») et freinent *in fine* la mobilité sociale. Par ailleurs, en référence à la théorie « épidémique » des ghettos de Crane (1991), il apparaît que les problèmes sociaux détériorant l'employabilité des individus se transmettent par des interactions de voisinage.

D'autres auteurs, dans la continuité des travaux de Granovetter, soulignent le fait que la ségrégation résidentielle peut détériorer la qualité des réseaux sociaux intervenant dans l'obtention d'un emploi (O'Regan, 1993). En pratique, on constate que les personnes les moins qualifiées ont abondamment recours aux réseaux lors du processus de recherche d'emploi. Pourtant la plupart de celles-ci résident dans les zones isolées et défavorisées où le réseau

social est de faible qualité. Le taux de chômage y étant aussi souvent plus élevé qu'ailleurs, il devient alors difficile de connaître des actifs occupés susceptibles de procurer une aide (Selod et Zenou, 2001).

De plus, cette ségrégation socio-spatiale peut être à l'origine d'une stigmatisation de certains quartiers. Dès lors qu'ils sont étiquetés comme « mauvais » des pratiques de discrimination peuvent survenir de la part des employeurs. Bocard et Zenou (2000) utilisent la notion de *redlining* pour désigner cette pratique qui vise à discriminer sur la base d'un zonage spatial. Ce processus étant alors à l'origine d'un phénomène de discrimination territoriale.

La ségrégation résidentielle serait, *in fine*, à l'origine d'un mécanisme d'hystérésis spatiale. La concentration et l'isolation sociale des populations fragiles dans certains quartiers réduit leur capacité future à obtenir un emploi, quel que soit leur accès physique aux opportunités d'emplois.

Lorsque l'on s'intéresse aux conséquences de l'organisation urbaine sur le retour à l'emploi, l'une des difficultés majeures est de réussir à isoler ce qui provient d'un pur phénomène de ségrégation socio-spatiale et ce qui provient d'un mauvais appariement spatial entre la localisation des emplois et celle des actifs. Les deux phénomènes doivent être clairement distingués. Les effets de la concentration spatiale de population plus fragiles sur le chômage ne sont pas liés à des problèmes d'accès à l'emploi. Cette distinction est d'autant plus importante et nécessaire qu'elle renvoie à des recommandations de politiques différentes. Alors que dans un cas il semble nécessaire de favoriser la mixité sociale, dans l'autre des politiques d'aménagements du territoire semblent davantage appropriées.

Ces deux types d'explications se révèlent parfois concurrents, parfois complémentaires. Il importe donc de contrôler les effets de la ségrégation résidentielle afin d'estimer l'importance du mauvais appariement spatial sur les chances de retour à l'emploi, et inversement.

## **4. TESTER LES PROBLÈMES DE SPATIAL MISMATCH ET DE SÉGRÉGATION RÉSIDENTIELLE**

L'Île-de-France se caractérise par de profondes disparités en matière de sortie du chômage. Comment expliquer de tels contrastes en matière de retour à l'emploi sur des zones aussi restreintes qu'un bassin de vie ou une zone d'emploi ? Pour répondre à cette question, on s'appuie alors sur un modèle qui intègre des variables concernant l'accès physique aux emplois et d'autres captant les effets de composition locale de la main-d'œuvre, de ségrégation ainsi qu'une série d'autres variables communales qui permettent de caractériser la localité.

### **4.1. Les données**

L'objet est d'expliquer les écarts de durées de chômage constatées au niveau des 1 300 communes de la région parisienne. Les estimations SOLSTICE, réalisées à partir du Fichier Historique Statistique de l'ANPE (FHS), permettent d'obtenir des taux de sortie du chômage à un niveau communal. On dispose ainsi de taux bruts qui correspondent au taux de sortie du chômage observé dans la commune. Les taux nets permettent, quant à eux, de mesurer l'effet de territoire. Ce sont les taux que la commune aurait si elle présentait les caractéristiques moyennes de la région.

On mobilise également les données du recensement effectué par l'Insee en 1999. Ces données renseignent sur la composition démographique, sur les qualifications de la population active, sur le type de ménages, sur les emplois dans les communes ou encore sur les mobilités domicile-travail. Cet ensemble de données est mobilisé pour la construction d'indicateurs de composition et de ségrégation ou encore d'accès à l'emploi.

Enfin, des matrices de temps de déplacements entre communes nous ont été fournies par la Direction régionale de l'Équipement Île-de-France (DREIF). Ces données renseignent sur les temps de déplacement entre chacune des communes d'Île-de-France selon deux moyens de locomotion : le véhicule privé et les transports en commun. Elles sont disponibles pour les heures de pointe du matin et du soir et permettent d'identifier l'enclavement d'une commune donnée. Dans ce travail, elles sont utilisées pour réaliser des isochrones. Il s'agit ainsi de calculer la densité d'emplois accessibles en un temps donné (dans le cas présent le temps retenu est de 45 minutes), en appariant ces données avec celles du recensement.

## 4.2. Le modèle

Notre objectif est de quantifier, toutes choses égales par ailleurs, l'effet de l'accès physique à l'emploi, de la ségrégation et de la composition locale de la main-d'œuvre sur le taux de sortie du chômage d'une commune donnée. Pour le réaliser, nous estimons un modèle simple dans lequel le taux de sortie du chômage d'une commune s'explique par différents groupes de variables. Le premier groupe de variables mesure la composition socio-économique de la population. Il agrège ce qui relève de la ségrégation et ce qui relève d'un simple effet de composition. Le second groupe de variables permet d'avoir une mesure de l'accès à l'emploi. Le modèle retenu est le suivant :

$$Y_i = \alpha + Comp\beta_i + Accès\gamma_i + \varepsilon_i, \quad i=1,2,\dots,N.$$

$Y$  est le taux de sortie du chômage pour une commune  $i$  donnée. Il est compris dans l'intervalle  $[0 ; 1]$ .  $Comp$  est un vecteur de variables mesurant la composition sociale des communes de la région parisienne. Sont incluses la part de femmes actives dans une commune, la part d'étrangers, la part des différentes CSP, la part de personnes non diplômées<sup>6</sup>...  $Accès$  regroupe des variables permettant de caractériser la distance à l'emploi pour chaque commune. Pour cela, on a construit des variables qui mesurent la densité d'emploi accessible pour une commune en un temps donné (45 minutes) selon différents moyens de transports<sup>7</sup>. On a recours aussi à des indicateurs qui permettent de mesurer la distance moyenne entre le lieu de domicile et le lieu de travail (pour la commune), la part d'actifs travaillant dans la même zone d'emploi, la distance à la gare la plus proche ou encore le taux de motorisation. Enfin, l'introduction d'indicatrices par zones d'emploi permet un contrôle à un double niveau. En introduisant des effets fixes dans la régression, on tient compte du dynamisme relatif de la zone d'emploi et d'éventuels problèmes d'hétéroscédasticité propres aux données spatialisées.

<sup>6</sup> Ces variables sont construites à partir du fichier du recensement de la population effectué par l'Insee pour l'année 1999.

<sup>7</sup> Selon l'Enquête globale de transport 2001-2002 : « la mobilité des franciliens en quelques chiffres » réalisée par la DREIF, le temps de déplacement moyen pour une personne qui se rend sur son lieu de travail est de l'ordre de 36 minutes en 2001-2002.

### 4.3. Les résultats

On teste successivement différents groupes de variables (modèle 1 à 4) pour expliquer les écarts de taux bruts de sortie du chômage (tableau 6-A) puis les écarts de taux nets (tableau 6-B) sous la convention « reprise d'emploi déclarée ». Raisonner à partir des taux bruts permet d'expliquer les écarts de situation en termes de sortie du chômage tels qu'ils sont observés sur le territoire. Les estimations à partir de taux nets visent à expliquer les disparités à composition locale identique.

Les deux premiers modèles présentent des régressions pour chacune des deux séries de variables explicatives introduites séparément. Lorsque l'on ne tient compte que des variables de composition locale (modèle 1), on constate que la proportion d'actifs de nationalité étrangère ou de personnes peu diplômées tend à faire diminuer le taux de sortie du chômage dans la commune. À l'inverse, la part des ménages « cadres » ou la proportion de jeunes tend à accroître le retour à l'emploi. La proportion de ménages « ouvriers » tend à favoriser la sortie du chômage tandis que la part des ménages « employés » la freine. Un résultat qui s'explique par la forte décentralisation des populations ouvrières dans l'ensemble de la région. En effet, ces communes, à forte concentration d'actifs ouvriers, sont davantage localisées en grande couronne où la durée du chômage est souvent plus faible qu'elle ne l'est pour les communes de petite couronne.

**Tableau 6-A**  
**Taux bruts de sortie du chômage / « Reprise d'emploi déclarée »**

Modèle	1	2	3	4
R <sup>2</sup>	0.7471	0.6816	0.7744	0.7779
Nombre d'observations	913	913	913	913
<b>Variables explicatives</b>				
Constante	0.28040***	-0.01260***	0.14929	0.09583
<b>Composition / Ségrégation</b>				
Part des ménages "cadres"	0.17781***		0.13448***	0.15161***
Part des ménages "employés"	-0.15788***		-0.15569***	-0.12369***
Part des ménages "ouvriers"	0.31541***		0.09893**	0.08664*
Part de femmes actives dans la population active	0.02585		0.14301	0.14824
Part des jeunes dans la population active	0.36386***		0.52986***	0.54631***
Part des personnes non diplômées dans la population active	-0.43578***		-0.27204***	-0.26009***
Part des étrangers dans la population active	-0.26257***		-0.07876*	-0.07490*
<b>Accessibilité / distance à l'emploi</b>				
Taux de motorisation des ménages		0.25833***	0.20035***	0.20290***
Distance à la gare SNCF la plus proche		-0.00735***	-0.00169	-0.00160
Part des actifs travaillant dans la même zone d'emploi		-0.04820***	0.00297	-0.00707
Distance moyenne domicile-travail		0.02724***	-0.00897	-0.00674
Densité d'emplois à 45 minutes en transports en commun		0.06251***	0.01839*	0.02088*
Densité d'emplois à 45 minutes en véhicules privés		0.01161	-0.00021	0.00208
<b>Structure du marché local du travail</b>				

Part des emplois dans l'agriculture				0.02542*
Part des emplois dans l'industrie				0.08880***
Part des emplois dans les services				0.01584*
<b>Série d'indicateurs par zone d'emploi (26)</b>				
Roissy-en-France	0.05055***	-0.04469**	0.02511	0.01465
Meaux	0.07578***	-0.01994	0.05326***	0.04448***
Lagny-sur-Marne	0.09574***	0.00918	0.05737***	0.04629***
Coulommiers	0.08249***	-0.01877	0.06438***	0.05510***
Provins	0.06246***	-0.04435**	0.04135*	0.03533
Montereau-Fault-Yonne	0.02803	-0.09720***	-0.00351	-0.01045
Nemours	0.06047***	-0.06876***	0.02757	0.02065
Fontainebleau	0.07938***	-0.04628**	0.04356**	0.03344*
Melun	0.06866***	-0.03779***	0.03660***	0.02875**
Évry	0.09959***	-0.00145	0.06334***	0.05533***
Étampes	0.09160***	-0.02596	0.06216***	0.05487**
Dourdan	0.14834***	0.03987**	0.11415***	0.10165***
Orly	0.09390***	-0.02231*	0.05157***	0.04174***
Orsay	0.09644***	0.00651	0.05769***	0.05017***
Versailles	0.07575***	-0.02977***	0.03113***	0.02312**
Mantes-la-Jolie	0.02431**	-0.11477***	-0.01724	-0.02556
Mureaux	0.06220***	-0.08082***	0.01569	0.00378
Poissy	0.09206***	-0.02750*	0.04673***	0.03642**
Cergy	0.06211***	-0.03229**	0.02868**	0.02044
Saint-Denis	0.05741***	-0.06223***	0.02225*	0.01388
Montreuil	0.05479***	-0.04472***	0.02371**	0.01450
Créteil	0.08665***	-0.01271	0.05135***	0.04210***
Vitry-sur-Seine	0.05148***	-0.06199***	0.01548	0.00527
Boulogne-Billancourt	0.05907***	-0.02698**	0.02406**	0.01560
Nanterre	0.04565***	-0.04799***	0.00786	0.00041
<b>Paris</b>	<b>réf.</b>	<b>réf.</b>	<b>réf.</b>	<b>réf.</b>

Sources : Estimations Solstice, Recensement de la population de 1999 (Insee), Matrice des temps de déplacements intercommunaux en 2003 (DREIF).

\*\*\* significatif au seuil de 1% ; \*\* significatif au seuil de 5% ; \* significatif au seuil de 10%.

Pondération par la population active de la commune.

Le modèle 2 ne considère que des variables de distance à l'emploi. On peut constater qu'elles jouent dans le sens prédit par la théorie économique. Aussi bien le taux de motorisation des ménages de la commune que les densités d'emplois accessible en 45 minutes en transports publics font augmenter le taux de sortie du chômage au niveau communal. La distance à la gare la plus proche exerce de surcroît un effet défavorable. Si l'accès aux moyens de transports (publics ou privés) semble favoriser le retour à l'emploi, il n'en est pas de même pour le fait de résider à proximité immédiate du gisement d'emploi. En effet, la part d'actifs travaillant dans la même zone d'emploi ainsi que la faible distance moyenne entre le lieu de domicile et le lieu travail tendent à freiner le retour à l'emploi.



Les deux premiers modèles suggèrent que le taux de chômage local peut être expliqué par des variables de composition/ségrégation et par des variables d'accessibilité. Ces deux modèles pris isolément expliquent déjà une grande partie de la variance des taux de sortie du chômage. Le modèle suivant (modèle 3) détaille l'effet de chaque variable lorsque l'on combine ces deux groupes de variables. En ce qui concerne l'effet de la composition, on note que les constats évoqués restent sensiblement les mêmes, ce qui tend à renforcer l'idée selon laquelle la composition d'un quartier, d'une commune influe sur le retour à l'emploi. Résider à proximité de populations dont le capital humain est faible, dans une localité où les réseaux sociaux sont peu développés ou de mauvaise qualité influe négativement sur le retour à l'emploi. En revanche, les variables d'accès à l'emploi perdent en grande majorité leur significativité. Dans de telles conditions, il apparaît difficile de mettre au jour d'éventuels problèmes d'accès à l'emploi au sein de la région Île-de-France. Il est probable que le choix des indicateurs d'accès à l'emploi n'est pas sans conséquences sur les résultats attendus. Finalement, seul le taux de motorisation des ménages de la commune influe sur la sortie du chômage. En outre, il importe de souligner que l'introduction d'une telle variable permet également de contrôler de l'effet « richesse » dans le sens où ce sont généralement les ménages les plus aisés qui affichent les taux les plus importants.

Le dernier modèle (modèle 4) intègre des variables caractérisant le dynamisme du marché local du travail. Leur introduction ne change pas l'ensemble des constats déjà évoqués pour le modèle précédent. On constate que les communes où la part d'emplois dans l'industrie est la plus importante sont celles où le retour à l'emploi est le plus propice. En outre, la part des emplois dans les services se révèle non significative. Il est vrai qu'elle est relativement homogène dans la région pour l'ensemble des communes.

L'introduction d'indicatrices par zones d'emplois, dans l'ensemble des modèles, a permis de prendre en considération les problèmes d'hétérogénéité inobservée et de contrôler de la spécificité des marchés locaux du travail. Dans l'ensemble, il apparaît que la zone d'emploi de Paris (la référence) s'impose comme la zone la plus défavorable en matière de retour à l'emploi. Ainsi, la localisation dans cette zone d'emploi augmenterait la durée du chômage comparativement aux autres zones de la région. Le résultat est à l'encontre des idées reçues puisque c'est paradoxalement dans cette zone que la densité d'emplois est la plus élevée.

**Tableau 6-B**  
**Taux nets de sortie du chômage / « Reprise d'emploi déclarée »**

Modèle	1	2	3	4
R <sup>2</sup>	0.7096	0.6331	0.7149	0.7222
Nombre d'observations	913	913	913	913
<b>Variables explicatives</b>				
Constante	0.35888***	-0.13687*	0.31441***	0.25091**
<b>Ségrégation</b>				
Part des ménages "cadres"	0.17404***		0.15297***	0.18251***
Part des ménages "employés"	-0.19834***		-0.20543***	-0.15119***
Part des ménages "ouvriers"	0.15129***		0.07488	0.05347
Part de femmes actives dans la population active	-0.07180		-0.04151	-0.03815
Part des jeunes dans la population active	0.12340***		0.18937***	0.21365***
Part des personnes non diplômées dans la population active	-0.21270***		-0.15956**	-0.14962**
Part des étrangers dans la population active	-0.21047***		-0.13947***	-0.13039***

<b>Accessibilité / distance à l'emploi</b>				
Taux de motorisation des ménages		0.20033***	0.07918***	0.08369***
Distance à la gare SNCF la plus proche		-0.00316*	-0.00010	-0.00013
Part des actifs travaillant dans la même zone d'emploi		-0.04972***	-0.00227	-0.01704
Distance moyenne domicile-travail		0.03822***	-0.00449	-0.00122
Densité d'emplois à 45 minutes en transports en commun		0.06929***	0.00777	0.00990
Densité d'emplois à 45 minutes en véhicules privés		0.01433*	0.00868	0.01172
<b>Structure du marché local du travail</b>				
Part des emplois dans l'agriculture				0.03393**
Part des emplois dans l'industrie				0.12543***
Part des emplois dans les services				0.00980
<b>Série d'indicatrices par zone d'emploi (26)</b>				
Roissy-en-France	0.03970***	-0.06257***	0.02725	0.03393
Meaux	0.10044***	-0.00184	0.08798***	0.12543***
Lagny-sur-Marne	0.11830***	0.02995*	0.10099***	0.00980***
Coulommiers	0.09483***	0.00366	0.08975***	0.01271***
Provins	0.06704***	-0.02955	0.05837**	0.07564**
Montereau-Fault-Yonne	0.03056*	-0.08743***	0.01646	0.08405
Nemours	0.04527**	-0.08149***	0.02929	0.07612
Fontainebleau	0.07294***	-0.05040***	0.05641***	0.04980**
Melun	0.05545***	-0.05152***	0.04012***	0.00703**
Évry	0.09526***	-0.00024	0.07934***	0.01986***
Étampes	0.06809***	-0.04709**	0.05671**	0.04223**
Dourdan	0.15499***	0.04671**	0.13954***	0.02893***
Orly	0.07880***	-0.02658**	0.05918***	0.06799***
Orsay	0.09473***	0.01541	0.07612***	0.04725***
Versailles	0.06316***	-0.03157***	0.04195***	0.12162**
Mantes-la-Jolie	0.00126	-0.13568***	-0.01543	0.04568
Mureaux	0.03839***	-0.09538***	0.01844	0.06514
Poissy	0.06988***	-0.03978***	0.04782***	0.02984*
Cergy	0.05131***	-0.03946***	0.03575***	-0.02706*
Saint-Denis	0.04958***	-0.05710***	0.03323***	0.00113*
Montreuil	0.06575***	-0.02190*	0.05138***	0.03276***
Créteil	0.08991***	0.00007	0.07390***	0.02403***
Vitry-sur-Seine	0.03065***	-0.06814***	0.01319	0.02226
Boulogne-Billancourt	0.04700***	-0.02984***	0.02972**	0.03861
Nanterre	0.03762***	-0.03917***	0.02050**	0.06092
<b>Paris</b>	<b>réf.</b>	<b>réf.</b>	<b>réf.</b>	<b>réf.</b>

Sources : Estimations Solstice, Recensement de la population de 1999 (Insee), Matrice des temps de déplacements intercommunaux en 2003 (DREIF).

\*\*\* significatif au seuil de 1% ; \*\* significatif au seuil de 5% ; \* significatif au seuil de 10%.

Pondération par la population active de la commune.

Globalement, l'effet des diverses variables testées pour expliquer les écarts de taux bruts de sortie du chômage pour la région Île-de-France se retrouve lorsque l'on s'intéresse aux écarts de taux nets. L'originalité de cette nouvelle estimation est de tenir compte de la composition locale de la main-d'œuvre. Puisque l'on raisonne à composition identique entre communes, le premier groupe de variables du modèle (*Comp*) a désormais pour vocation de mesurer les problèmes de ségrégation. Sans surprise, il apparaît que les actifs de nationalité étrangère ainsi que les peu diplômés sont les plus fortement ségrégués. L'effet ne ressort pas pour la population féminine et semble plutôt favorable pour les jeunes. Selon toute logique, les cadres semblent globalement plus favorisés que ne le sont les employés.

Dans l'ensemble, il apparaît que les coefficients évoluent peu suite au passage des taux bruts aux taux nets. On note toutefois, dans le modèle 4, que hormis le taux de motorisation des ménages, aucune des variables associées au *spatial mismatch* ne semble significative. Ce qui laisse suggérer que les problèmes d'accès à l'emploi ne jouent que faiblement sur le territoire francilien. Néanmoins, lorsque l'on cherche à expliquer les écarts de taux de chômage (annexe 3) on constate que la plupart de ces indicateurs sont significatifs et vont dans le sens attendu. Le problème de non-significativité semble donc provenir davantage d'une inadéquation entre données de stocks et de flux que d'une mauvaise mesure de l'accès à l'emploi.

## 5. CONCLUSION

Dans la région Île-de-France, les chances de sortir du chômage sont parmi les plus faibles de la France métropolitaine. Cette position s'accompagne de très fortes disparités entre localités. En matière de disparités des durées du chômage entre communes, l'Île-de-France est la région la plus contrastée de France. Les différences entre les départements sont elles aussi importantes. Sur les huit départements, Paris et l'Essonne présentent des profils extrêmes. Pour autant, en Île-de-France comme ailleurs, il existe des régularités dans les disparités spatiales des sorties du chômage. On relève une opposition dans la composition des demandeurs d'emploi entre l'est et le nord, d'un côté, l'ouest et le sud de l'autre. On relève également une logique circulaire où le centre et la grande périphérie présentent de faibles taux de retour à l'emploi alors que dans la périphérie intermédiaire les taux de sortie sont élevés. La durée locale du chômage dessine ainsi une courbe en U en fonction de la distance au centre de Paris.

Certaines localités semblent souffrir d'une mauvaise connexion physique aux opportunités d'emplois. L'enclavement d'une commune par rapport aux centres d'activités rend la prospection d'emploi coûteuse, peu intense et finalement inefficace. C'est le cas pour une large part de la Seine-et-Marne, ainsi que pour les localités aux extrémités du Val-d'Oise et des Yvelines. En second lieu, on peut évoquer des effets de ségrégation résidentielle : l'agglomération de populations fragiles sur un territoire donné, peut contribuer à détériorer l'employabilité des individus, nuire à la qualité des réseaux sociaux intervenant dans l'obtention d'un emploi ou encore favoriser des comportements de discrimination territoriale par les employeurs. L'explication est pertinente pour le département de la Seine-Saint-Denis et pour un certain nombre d'arrondissements parisiens. Les modèles estimés à l'échelle de la région Île-de-France révèlent que les problèmes de composition/ségrégation résidentielle (*social mismatch*) dominent les problèmes d'accès à l'emploi (*spatial mismatch*).

## BIBLIOGRAPHIE

- ARNOTT R. (1997) : « Economic Theory and the Spatial Mismatch Hypothesis », *Boston College Working Papers in Economics* 390., Boston College Department of Economics.
- BACCAÏNI B. (1996) : « Les trajets domicile-travail en Île-de-France : Contrastes entre catégories socio-professionnelles », *Economie et Statistique*, n°294-295.
- BENABOU R. (1993) : « Working of a City: Location, Education and Production », *Quarterly Journal of Economic*, vol. 108, pp. 619-652.
- BENHAMOU S. (2004) : « Décrochage économique des territoires et fragmentation sociale », *Diversité* n°139, pp. 33-41.
- BOCCARD, ZENOU(2000) : « Racial Discrimination and Redlining in Cities », *Journal of Urban Economics*, 48, pp.260-285.
- BOUABDALLAH K., CAVACO S., LESUEUR J.-Y. (2002) : « Recherche d'emploi, contraintes spatiales et durée du chômage : une analyse microéconométrique », *Revue d'Economie Politique*, n°1, pp137-157.
- BRUECKNER J. K., THISSE J-F., ZENOU Y. (2002) : « Local Labour Markets, Job Matching, and Urban Location », *International Economic Review*, vol. 43, n°1, février 2002, pp. 155-169.
- BRUECKNER J K., ZENOU Y. (2003) : « Space and Unemployment: The labour-Market effects of Spatial Mismatch », *Journal of Labour Economics*, vol. 21.
- CALVO-ARMENGOL A., ZENOU Y. (2001) : « Job Matching, Social Network and Word-of Mouth Communication », *Seminar paper*, Institute for International Economic Studies, n°695.
- CALZADA C., LE BLANC (2005) : « Accessibilité aux emplois, mobilité et marché du travail en Île-de-France : quels sont les liens ? », *Document de travail*, SESP.
- COULSON E., LAING D., WANG P. (2001) : « Spatial Mismatch in Search Equilibrium », *Journal of Labour Economics*, 19, pp. 949-972.
- CHOFFEL P., DELATTRE E. (2003) : « Habiter un quartier défavorisé : quels effets sur la durée du chômage ? », *Premières informations et premières synthèses*, Dares, n°43.1, 8p.
- CRANE J. (1991) : « The Epidemic Theory of Ghettos and Neighbourhood Effects on Dropping out and Teenage Childbearing », *American Journal of Sociology*, vol. 96, pp. 1226-1259.
- DANZIGER S., HOLZER H. J. (1997) : « Are Jobs Available for Disadvantaged Groups in Urban Areas? », *Mimeo.*, Michigan State University and University of Michigan.
- 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., L'HORTY Y. (2006) : « Retour à l'emploi : une question locale ? », *Connaissance de l'emploi*, Centre d'études de l'emploi, n°31, juin.
- DUGUET E., GOUJARD A., L'HORTY Y. (2007) : « Les disparités spatiales du retour à l'emploi : une analyse cartographique à partir de sources exhaustives », *Document de travail*, n°85, CEE.
- DUJARDIN C., SELOD H., THOMAS I. (2007) : « Residential Segregation and Unemployment: The Case of Brussels », *Document de travail*, n°0704, INRA-LEA.
- FITOUSSI J.P., LAURENT E., MAURICE J. (2004) : « Ségrégation urbaine et Intégration sociale », Rapport du Conseil d'Analyse Economique n°45, éditions La Documentation Française, Paris.
- FOUGERE 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.
- GASCHET F., GAUSSIER N. (2004) : « Urban Segregation and Labour Markets within the Bordeaux Metropolitan Area : An Investigation of the Spatial Friction », *Working Papers of GRES*, Cahiers du GRES 2004-19.

- GOBILLON L., SELOD H. (2006) : « Ségrégation résidentielle, accessibilité aux emplois et chômage : le cas de l'Ile-de-France », *Document de travail*, n°0605, INRA-LEA.
- GOBILLON L., MAGNAC T., SELOD H. (2007) : « The Effect of Location on Finding a Job in the Paris Region », *Document de travail*, n°06199, CEPR.
- GOBILLON L., SELOD H., ZENOU Y. (2003) : « Spatial Mismatch: From the Hypothesis to the Theories », *Discussion Paper*, IZA DP n°693.
- GRANOVETTER M. (1973) : « The Strength of Weak Ties », *American Journal of Sociology*, n°78, pp.1360-1380.
- HOUSTON D. (2005) : « Employability, Skills Mismatch and Spatial Mismatch in Metropolitan Labour Markets », *Urban Studies*, vol. 42, n°2, pp.221-243.
- IHLANDFELDT K. R., SJOQUIST D. L. (1990) : « Job Accessibility and Racial Differences in Youth Employment Rates », *The American Economic Review*, pp. 267-276.
- IHLANDFELDT K., SJOQUIST D. (1998) : « The Spatial Mismatch Hypothesis: A Review of Recent Studies and their Implications for Welfare Reform », *Housing Policy Debate*, 9, 849-892.
- IMMERGLUCK D. (1998): « Job Proximity and the Urban Employment Problem: Do Suitable Nearby Jobs Improve Neighbourhood Employment Rates? », *Urban Studies*, 35, 7-23.
- KAIN J.F. (1968) : « Housing Segregation, Negro Employment, and Metropolitan Decentralization », *Quarterly Journal of Economics*, 82, 32-59.
- KAIN J.F. (1992) : « The Spatial Mismatch Hypothesis: Three Decades Later », *Housing Policy Debate*, 3, 371-460.
- MAZEL O., VERNAUDON. (1997). « Typologie des zones d'emploi sensibles aux risques du chômage », *Les dossiers de la Dares*, n°3-4, octobre, 161p.
- O'REGAN K. (1993) : « The Effect of Social Networks and Concentrated Poverty on Black and Hispanic Youth Unemployment », *The Annals of Regional Science*, vol. 27, 327-342.
- ROGERS C.L. (1997) : « Job Search and Unemployment Duration: Implications for the Spatial Mismatch Hypothesis », *Journal of Urban Economics*, 42, pp.109-132.
- SELOD H., ZENOU (2001) : « Social Interactions, Ethnic Minorities and Urban Unemployment », *Annales d'Economie et de Statistique*, 63-64, 183-214.
- SMITH T., ZENOU Y. (2003) : « Spatial Mismatch, Search Effort and Urban Spatial Structure » in *Journal of Urban Economics*, 54, pp. 185-214.
- THISSE J-F, WASMER E., ZENOU Y. (2003) : « Ségrégation urbaine, logement et marchés du travail », *Revue Française d'Economie*, vol. 14, n° 4, 85-129.
- WENGLANSKI S. (2004) : « Une mesure des disparités sociales d'accessibilité au marché de l'emploi en Ile-de-France », *Revue d'économie régionale et urbaine*, n°233, pp.539-550.
- WASMER E., ZENOU Y. (2002): « Does City Structure Affect Search and Welfare ? », *Journal of Urban Economics*, vol. 51, pp.515-541.
- WASMER E., ZENOU Y. (2004): « Equilibrium search Unemployment with Explicit Spatial Frictions », *Document de travail*, n°4743, CEPR.
- ZENOU Y. (1997) : « Différences intra-urbaines de salaires: le rôle du marché local du travail », *Revue Région et Développement*, n°6.
- ZENOU Y. (2000) : « Urban Unemployment, Agglomeration and Transportation Policies », *Journal of Public Economics*, n°77, p.97-133.
- ZENOU Y., BOCCARD N. (2000) : « Racial Discrimination and Redlining in Cities », *Journal of Urban Economics*, vol.48, n°2.
- ZENOU Y. (2002) : « How do Firms Redline Workers ? », *Journal of Urban Economics*, vol. 52, pp.391-408.



## ANNEXE 1

### ESTIMATION DES TAUX DE SORTIE DU CHÔMAGE

#### Spécification

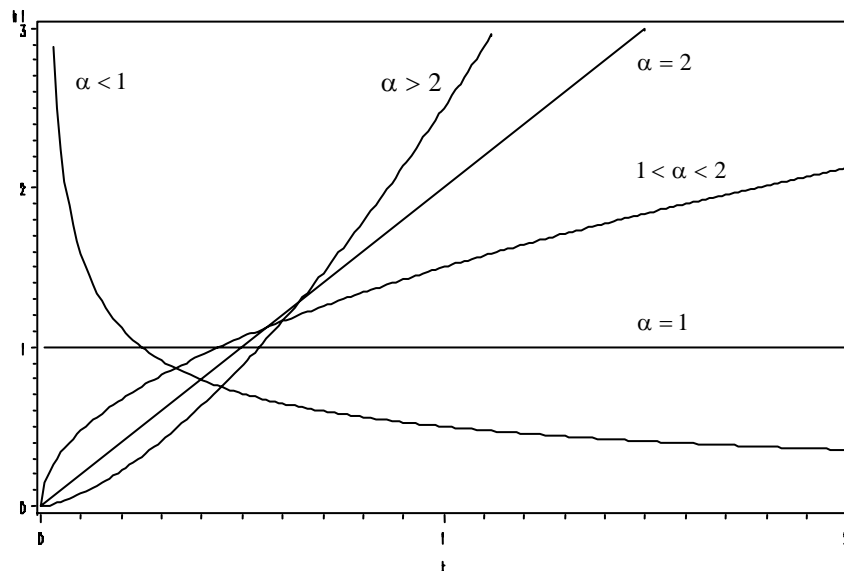
Pour estimer les différents taux de sortie du chômage, nous utilisons un modèle de Weibull. Ce choix résulte de la nécessité d'avoir un modèle suffisamment souple, tout en étant applicable à des bases de données de plusieurs millions d'observations. Le paramètre essentiel du modèle de Weibull est la 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 localité  $j$ . Les taux bruts s'obtiennent donc par la formule :

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



Pour calculer les taux nets, on commence à estimer le modèle avec les variables explicatives individuelles  $(X_{1i}, \dots, X_{ki})$  et les indicatrices de localité  $(d_{1i}, \dots, d_{ji})$ , 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 localités. 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 localité comme :

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

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



## ANNEXE 2

### STATISTIQUES DESCRIPTIVES

<b>Variabes</b>	<b>Observations</b>	<b>Mean</b>	<b>Std Dev</b>	<b>Minimum</b>	<b>Maximum</b>
Taux bruts de sortie du chômage (reprise d'emploi déclarée)	914	0,387	4,138	0,274	0,589
Taux nets de sortie du chômage (reprise d'emploi déclarée)	914	0,367	3,86	0,268	0,572
Part de chômeurs (chômeurs / actifs)	1300	0,115	2,663	0	0,246
Part de ménages "cadres"	1300	0,177	5,643	0	0,484
Part de ménages "employés"	1300	0,147	2,569	0	0,401
Part de ménages "ouvriers"	1300	0,155	4,977	0	0,571
Part des femmes actives	1300	0,475	1,168	0,333	0,571
Part des jeunes (<30ans)	1300	0,221	2,037	0	0,378
Part des sans diplômes	1300	0,142	3,654	0	0,348
Part des étrangers dans la population active	1300	0,119	3,703	0	0,33
Taux de motorisation	1300	0,71	11,046	0,28	1
Distance à la gare la plus proche (en mètres)	1300	2506,87	178700,96	100,15	27143,84
Part des actifs travaillant dans la même zone d'emploi	1300	0,348	12,821	0,009	0,746
Distance moyenne domicile-travail (en mètres)	1300	11323,39	280676,28	6372,31	57865,04
Densité d'emploi accessible en 45 minutes en véhicules privés	1300	0,873	12,013	0,442	1,669
Densité d'emploi accessible en 45 minutes en transports	1300	1,112	10,9	0,29	2,531
Part des emplois dans l'agriculture	1300	0,136	6,047	0	1
Part des emplois dans l'industrie	1300	0,063	3,114	0	0,887
Part des emplois dans les services	1300	0,809	8,198	0	1

Sources : Estimations Solstice, Recensement de la population de 1999 (Insee), Matrice des temps de déplacements intercommunaux en 2003 (DREIF).

Pondération par la population active de la commune.



## ANNEXE 3

### ESTIMATIONS DES ÉCARTS DE TAUX DE CHÔMAGE EN 1999

Modèle	1	2	3	4
R <sup>2</sup>	0.9153	0.7057	0.9300	0.9303
Nombre d'observations	1300	1300	1300	1300
<b>Variables explicatives</b>				
Constante	0.00019	0.56765***	-0.00204	0.00186
<b>Ségrégation</b>				
Part des ménages "cadres"	-0.03707***		-0.00960	-0.01287
Part des ménages "employés"	0.09256***		0.10177***	0.09353***
Part des ménages "ouvriers"	-0.06780***		0.01463	0.02066
Part de femmes actives dans la population active	0.09496***		0.06659***	0.06931
Part des jeunes dans la population active	-0.08914***		-0.18151***	-0.18399***
Part des personnes non diplômées dans la population active	0.39631***		0.35023***	0.35167***
Part des étrangers dans la population active	0.34728***		0.26953***	0.26618***
<b>Accessibilité / distance à l'emploi</b>				
Taux de motorisation des ménages		-0.28841***	-0.10001***	-0.10102***
Distance à la gare SNCF la plus proche		0.00344***	-0.00028	-0.00020
Part des actifs travaillant dans la même zone d'emploi		0.04364***	-0.01553***	-0.01339***
Distance moyenne domicile-travail		-0.03084***	0.01295***	0.01231***
Densité d'emplois à 45 minutes en transports en commun		-0.08193***	-0.01867***	-0.01800***
Densité d'emplois à 45 minutes en véhicules privés		-0.01064	0.00019	-0.00006
<b>Structure du marché local du travail</b>				
Part des emplois dans l'agriculture				-0.00724*
Part des emplois dans l'industrie				-0.00924
Part des emplois dans les services				0.00205
<b>Série d'indicateurs par zone d'emploi (26)</b>				
Roissy-en-France	-0.00680	0.10597***	-0.00286	-0.00122
Meaux	0.00531	0.11583***	0.00479	0.00661
Lagny-sur-Marne	-0.01496***	0.08557***	-0.00892	-0.00610
Coulommiers	0.01553***	0.11669***	0.01168*	0.01387**
Provins	0.00957	0.12558***	0.00982	0.01137*
Montereau-Fault-Yonne	0.00971	0.15300***	0.01402**	0.01569**
Nemours	-0.00541	0.14042***	0.00118	0.00289
Fontainebleau	-0.00210	0.12641***	0.00373	0.00602
Melun	-0.00209	0.11758***	0.00430	0.00598
Évry	0.00121	0.11040***	0.00940**	0.01130**
Étampes	-0.00507	0.11533***	-0.00476	-0.00313
Dourdan	-0.01150***	0.10714***	-0.00567	-0.00346

Orly	-0.00945***	0.10888***	0.00101	0.00267
Orsay	-0.01100***	0.09473***	0.00138	0.00324
Versailles	-0.00805***	0.10476***	0.00849**	0.01045***
Mantes-la-Jolie	-0.00309	0.16197***	0.00767	0.00939*
Mureaux	-0.01275***	0.15041***	0.00160	0.00445
Poissy	-0.01982***	0.11329***	-0.00902*	-0.00651
Cergy	0.00093	0.10571***	0.00692	0.00872*
Saint-Denis	-0.00084	0.12920***	0.00714*	0.00845**
Montreuil	-0.00135	0.09702***	0.00383	0.00545
Créteil	-0.00847***	0.09057***	-0.00094	0.00081
Vitry-sur-Seine	-0.00895***	0.10305***	0.00087	0.00234
Boulogne-Billancourt	-0.00827***	0.07699***	0.00375	0.00549
Nanterre	-0.00942***	0.08257***	0.00259	0.00428
<b>Paris</b>	<b>réf.</b>	<b>réf.</b>	<b>réf.</b>	<b>réf.</b>

Sources : Recensement de la population de 1999 (Insee), Matrice des temps de déplacements intercommunaux en 2003 (DREIF).

\*\*\* significatif au seuil de 1% ; \*\* significatif au seuil de 5% ; \* significatif au seuil de 10%.

Pondération par la population active de la commune.

## 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