



DOCUMENT DE RECHERCHE

EPEE

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

Sortir du chômage en Ile de France : une question spatiale

Emmanuel DUGUET, Yannick L'HORTY & Florent SARI

08 – 09

Sortir du chômage en Ile-France :

Une question spatiale

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 Ile-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 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. Les écarts d'une localité à l'autre restent 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. La région affiche une logique concentrique : 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. Les localités les plus éloignées du centre se caractérisent généralement par des durées du chômage élevées. Pour tenter d'interpréter cette situation nous nous intéressons à l'impact de la structure urbaine sur le retour à l'emploi. Alors que certaines localités semblent souffrir d'une mauvaise connexion physique aux opportunités d'emplois, on peut évoquer pour d'autres des effets de ségrégation résidentielle auxquels s'ajoutent des problèmes de discrimination territoriale.

Abstract

The aim of our research is to explain spatial disparities of unemployment-to-work transitions in Paris region (Ile-de-France). We are using exhaustive administrative data sets concerning unemployed seeking a job within the French civil service (through the 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. 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. The region is showing a circular logic: with important unemployment duration in Paris and its immediate periphery and also for the farthest municipalities of the region, whereas municipalities in the intermediate periphery are showing short unemployment duration. In order to explain this contrast we are interesting in the effects of urban organization on unemployment-to-work transitions. Thus, it appears that some municipalities are suffering from spatial mismatch whereas others are suffering from residential discrimination or territorial discrimination.

Classification JEL : C41, J64, R1.

* Université d'Evry-Val d'Essonne, EPEE, CEE et TEPP (FR CNRS n°3126), 4 Bd F. Mitterrand, 91 025 Evry Cedex. Emmanuel.duguet@univ-evry.fr, yannick.lhorty@univ-evry.fr

** CEE, Université de Paris-Est (OEP) et TEPP (FR CNRS n°3126), 29 Promenade Michel Simon, 93 166 Noisy-le-Grand Cedex. florent.sari@mail.enpc.fr

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 de Marie Lebreton, Olivier Mazel (DARES), Raymond David (DRTEFP Lorraine), Didier Klein (ANPE), Elisabeth Pascaud (DGEFP), Bruno Terseur et Rémi Belle (DRTEFP PACA), et Bernard Simonin (DRTEFP Ile-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 net contraste 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. Dans le but de construire des indicateurs de flux au niveau géographique le plus fin, celui de la commune ou du code postal, nous évaluons les chances de sortie du chômage dans chaque localité en mobilisant le fichier historique statistique de l'ANPE dans sa version exhaustive. 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 Ile-de-France, les disparités locales sont très fortes d'une commune à l'autre, même si 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 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 études, 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. Ces arguments sont mobilisés pour tenter d'expliquer les différences inter-communales de sortie du chômage au sein de la région Ile-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.

QUESTIONS DE MESURE

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. 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. 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^{er} juillet 2001 et le 30 juin 2002. La date du 1^{er} juillet 2001 a été retenue car elle correspond à l'entrée en vigueur d'un nouveau système d'indemnisation du chômage. Ainsi, on étudie une période homogène du point de vue de l'indemnisation. 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.

Deux définitions des sorties du chômage

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.

En pratique, les demandeurs d'emploi ont jusqu'au 12^{ème} jour ouvré pour actualiser leur situation relative au mois précédent¹. 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 »², 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 convention administrative ne permet donc de suivre parfaitement le retour à l'emploi des chômeurs. D'un côté, la convention administrative des « sorties de listes » constitue une référence usuelle, souvent utilisée dans les publications officielles qui suivent la conjoncture du marché du travail. 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. La première convention est large et exagère sensiblement l'ampleur du retour à l'emploi, tandis que la seconde sous-estime nettement l'intensité du retour à l'emploi. 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.

¹ Depuis avril 2007, le délai d'actualisation a été ramené à 5 jours.

² L'enquête « sortants » est un sondage par quota réalisé chaque trimestre auprès d'environ 2000 demandeurs d'emploi sortis des listes de l'ANPE, le dernier mois du trimestre précédent, afin de déterminer les motifs de sortie des listes.

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

En pratique, les deux définitions donnent une image très différente de la sortie du chômage. La durée moyenne du chômage est beaucoup plus faible lorsqu'elle est estimée avec les *sorties des listes*, qui augmentent les taux de sortie. En moyenne, la durée du chômage en Ile-de-France est alors d'un peu plus de dix mois. Elle peut atteindre près de 40 mois lorsque l'on définit une sortie par une *reprise d'emploi déclarée*.

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 α du modèle de Weibull, qui conditionne la relation entre la durée passée au chômage et les chances d'en sortir à chaque période, est proche de l'unité. Ce cas particulier $\alpha = 1$ correspond au modèle exponentiel, où la durée de chômage passée n'a pas d'effet sur le taux de sortie instantané du chômage. Dans ce cas, toutes les généralisations habituelles donnent des résultats équivalents.

Deux indicateurs pour mesurer l'effet du territoire

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.

Les déterminants individuels de la sortie 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 deux 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 6 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 1. Les déterminants individuels de la sortie du chômage

	Sorties des Listes		Reprises d'emploi déclarées	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student
α (voir annexe 1)	0,917	2252,53	0,843	1148,88
Age (années)	-0,018	236,17	-0,036	234,27
Contrat CDI	réf		réf	
CDD	-0,382	125,96	-0,491	87,52
Saisonnier	-0,104	37,21	-0,168	31,29
Diplôme Niveau VI	réf		réf	
Niveaux I et II	-0,001	0,40	0,364	59,17
Niveau III	0,032	11,30	0,361	66,17
Niveau IV	-0,030	13,02	0,186	40,06
Niveau V	-0,051	30,29	0,074	19,93
Sans enfant	réf		réf	
Un enfant	-0,077	41,31	0,017	4,50
Deux enfants	-0,079	37,41	0,224	56,22
Trois enfants et plus	-0,055	22,75	0,235	47,71
Homme	réf		réf	
Femme	-0,062	40,20	-0,223	77,02
Non handicapé	réf		réf	
Handicapé	-0,274	98,01	-0,621	94,96
Célibataire, veuf	réf		réf	
Divorcé, séparé	0,031	12,44	-0,009	1,83
Marié, vie maritale	-0,003	1,51	-0,011	3,21
ROME : Serv personnes et collectivité	réf		réf	
Serv administratifs et commerciaux	0,024	10,00	0,039	8,01
Hôtellerie restauration	0,313	105,82	0,499	84,00
Distribution et vente	0,124	52,34	0,151	30,27
Arts et spectacle	-0,523	102,18	-1,013	86,48
Formation initiale et continue	-0,073	13,71	-0,072	7,56
Interv sociale devt local emploi	0,042	11,06	0,022	2,93
Pro santé paramédical	0,205	37,32	0,315	31,95
Pro santé médical	0,025	2,16	0,144	7,26
Cadres admi communic. information	-0,060	15,70	-0,090	12,47
Cadres commerciaux	-0,028	6,21	-0,004	0,50
Agriculture et pêche	0,102	24,17	0,229	27,35

BTP et extraction	0,190	55,82	0,323	45,34
Transport et logistique	0,010	3,66	0,096	16,82
Mécanique électricité électronique	0,049	14,74	0,094	14,20
Industries de process	-0,088	20,16	-0,010	1,20
Autres industries	0,005	0,97	0,113	9,89
Personnel artisanal	0,206	45,12	0,309	34,14
Maîtrise industrielle	0,117	8,61	-1,873	153,72
Techniciens industriels	0,037	8,31	0,002	0,20
Cadres techniques industrie	0,069	12,28	0,080	8,25
Maîtrise techni cadres techni hors indus	0,146	27,45	0,195	20,66
Licenciement économique	réf		réf	
Autre licenciement	0,053	18,65	-0,042	8,27
Démission	0,507	153,49	0,389	63,94
Fin de contrat	0,292	110,40	0,421	89,42
Fin d'intérim	0,275	86,04	0,236	39,60
Première entrée	0,568	166,56	0,363	53,66
Reprise d'emploi de plus de 6 mois	0,489	115,46	0,309	35,25
Autres cas	0,367	137,21	0,153	30,34
Manœuvre et OS	réf		réf	
Ouvrier qualifié	0,027	11,12	0,185	36,97
Employé non qualifié	-0,008	3,34	-0,051	9,25
Employé qualifié	-0,025	10,17	0,144	27,55
Technicien, agent de maîtrise	-0,003	0,96	0,204	30,85
Cadre	-0,030	6,99	0,155	18,80
Non RMIste	réf		réf	
Rmiste	-0,212	105,27	-0,587	114,12
Temps complet	réf		réf	
Temps partiel	-0,226	120,70	-0,555	132,22
Nationalité française	réf		réf	
UE 15	0,066	14,39	0,094	10,35
Reste du monde	-0,002	0,79	-0,197	35,26

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. A l'inverse, une différence négative indique une main d'œuvre dont la composition socio-économique favorise, localement, le retour à l'emploi.

LES DISPARITES DE SORTIE DU CHÔMAGE EN ILE-DE-FRANCE

Au total, pour chacune des deux 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).

D'une localité à l'autre, les différences dans les chances de sortir du chômage sont très marquées en Ile-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).

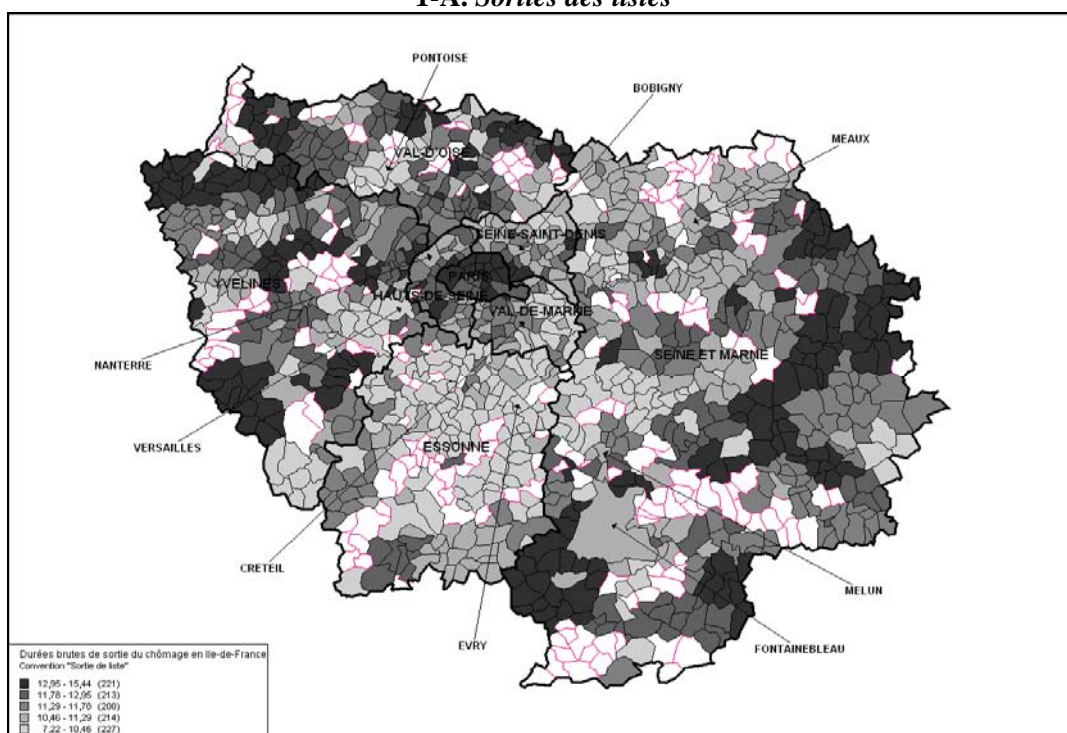
Les effets de territoire

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).

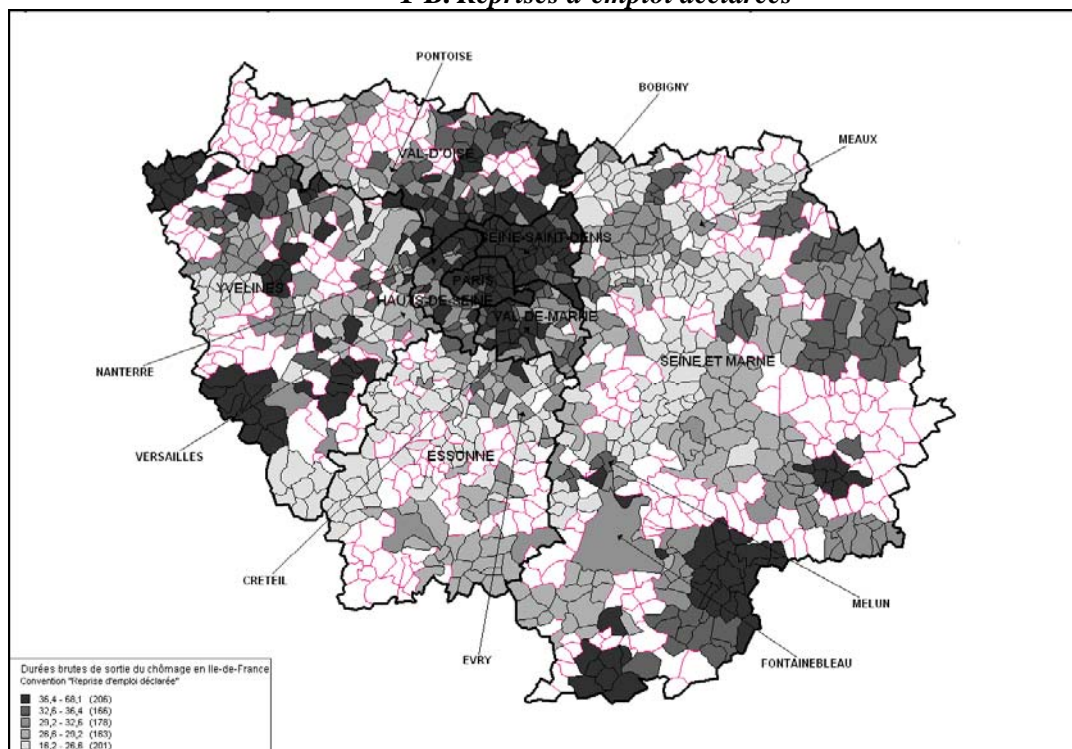
- Au sud de la région, on recense une large zone favorable au retour à l'emploi dans le département de l'Essonne. Ce massif couvre la quasi-totalité du nord du département et déborde légèrement sur les deux départements limitrophes à l'est et à l'ouest. Il s'étend de Chilly-Mazarin et Massy au nord jusqu'à 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... A l'ouest de Paris, toujours dans les Yvelines, un massif favorable au retour à l'emploi englobe les communes de Trappes, Guyancourt et Versailles.
- A 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 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 Ile-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. A l'est du département, entre les cantons de la Ferté-Gaucher et Villiers Saint-Georges, un second massif défavorable peut être localisé où les durées de chômage dépassent 13 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 12 et 15 mois selon les arrondissements.

Globalement, la position de tous ces massifs produit d'importants contrastes entre les différents départements qui composent l'Ile-de-France. La logique générale de l'organisation des cartes de sortie du chômage en l'Ile-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 10 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 11 mois (La Chapelle-la-Reine). 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.

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

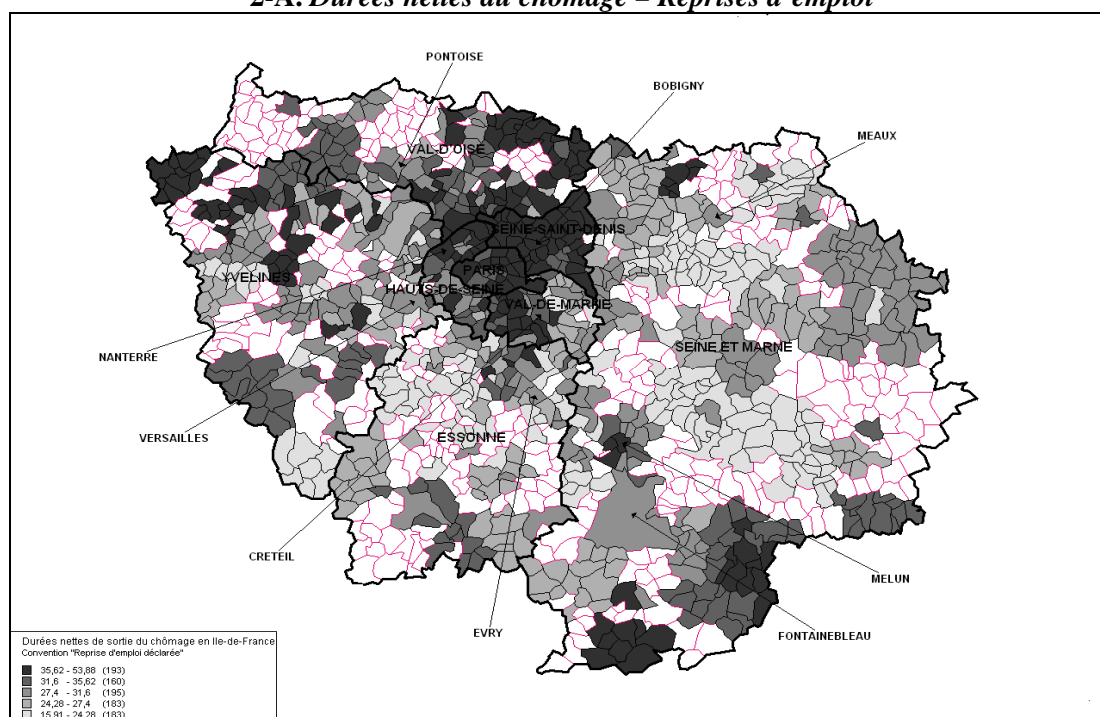
chômeurs dans les disparités locales. Lorsque l'on raisonne comme si tous les chômeurs avaient les mêmes caractéristiques, on ne diminue que faiblement la dispersion locale. Les 10 % de localités les moins favorisées ont une durée de chômage de 12,6 mois et les 10 % les plus favorisées ont une durée 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 (carte 2).

L'observation des cartes conduit à un autre constat, valable pour les deux définitions des sorties du chômage). 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 (Carte 2-A). 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.

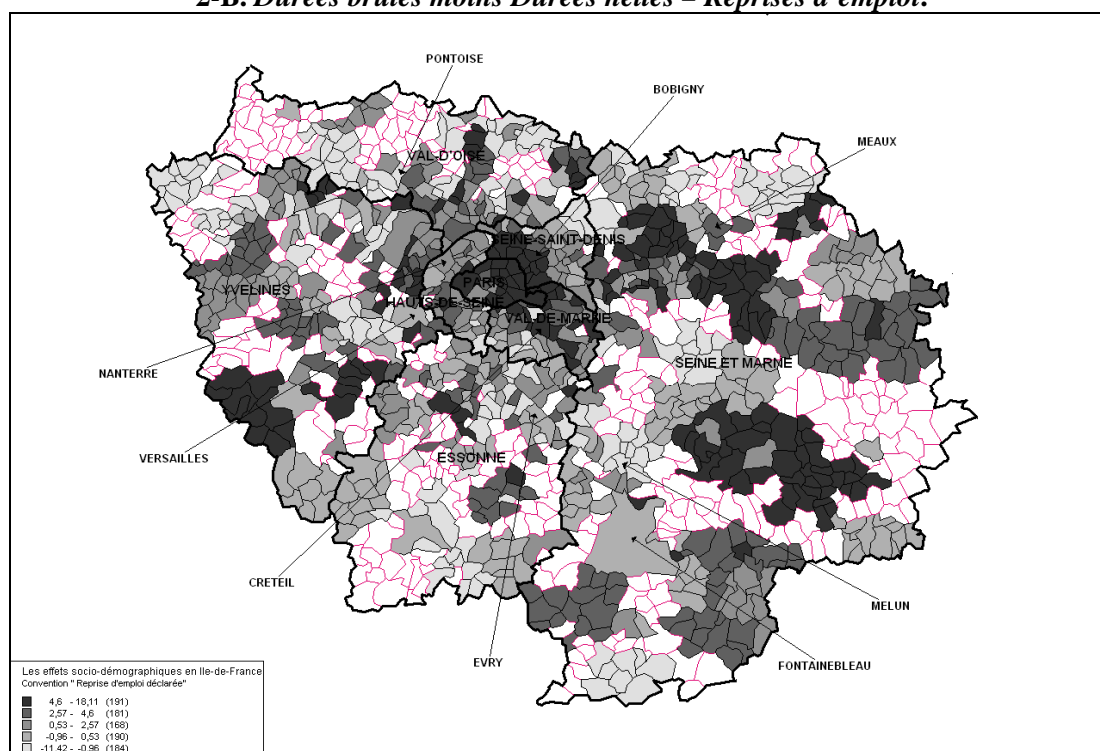
La lecture de la carte 2-B permet de vérifier et de mesurer l'impact de la composition de la main-d'œuvre locale sur le retour à l'emploi. Cette carte représente la différence entre durées brutes et durées nettes à un niveau communal, selon la convention « reprise d'emploi déclarée ». La différence entre les deux est un indicateur de l'effet de la composition socio-économique. Si elle est négative 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).

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.

Carte 2. Les effets socio-démographiques :
2-A. Durées nettes du chômage – Reprises d’emploi



2-B. Durées brutes moins Durées nettes – Reprises d’emploi.



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 3-A correspond à la définition la plus restrictive des sorties du chômage, qui est celle des reprises d’emplois déclarées. 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 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.

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 ainsi que certaines populations, de par leurs caractéristiques, sortent plus facilement des listes qu'elles ne retrouvent un emploi. Une relative opposition s'opère au sein de la région Ile-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'Ile-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.

EXPLIQUER LES DISPARITES TERRITORIALES

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.

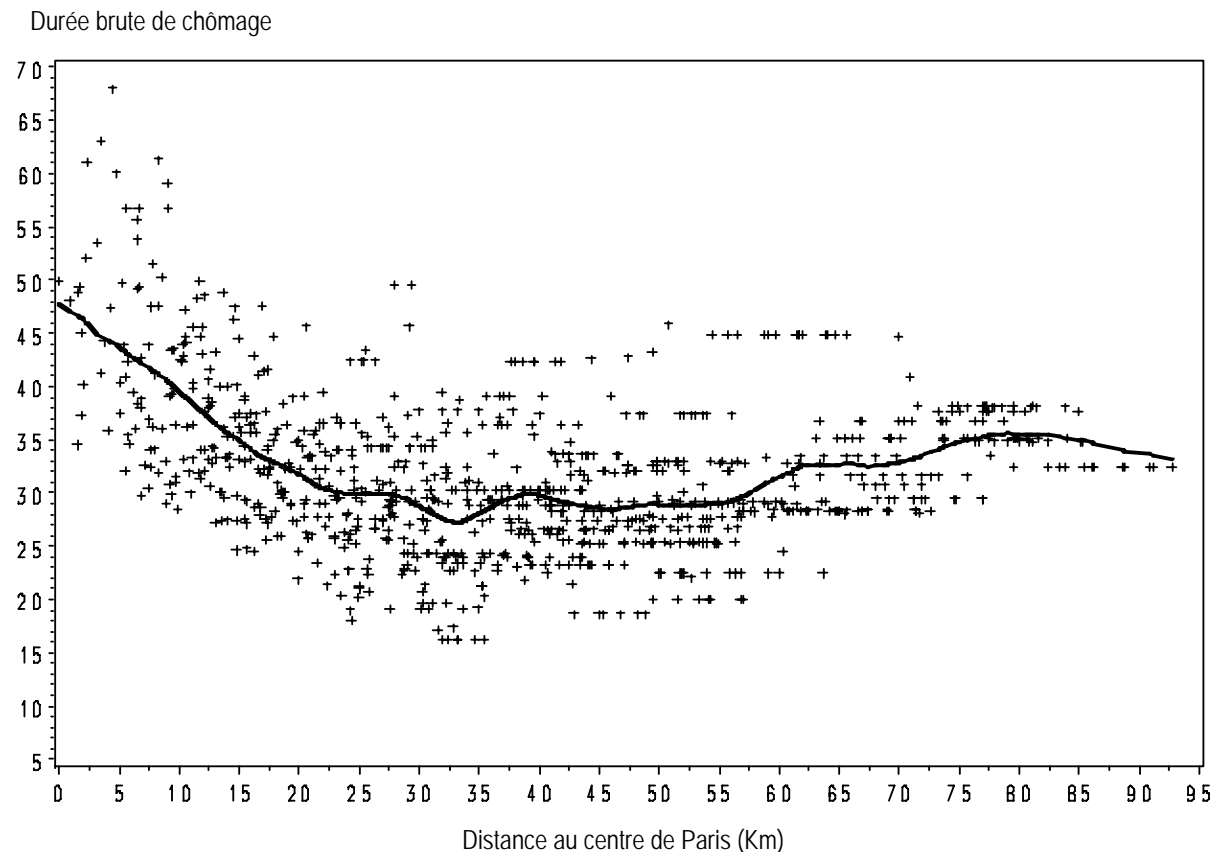
La théorie économique avance l'idée selon laquelle la localisation des individus et l'organisation spatiale des villes peuvent être sources d'une concentration spatiale du chômage. L'inadéquation locale entre l'offre et la demande de travail, l'effet de l'environnement social, la discrimination territoriale 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*).

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 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 moins efficiente. A niveau de recherche donné, les chômeurs qui vivent à distance élevée 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.

Ségrégation résidentielle et discrimination territoriale

Une autre série d'arguments, liant l'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 est 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.

TESTER LES EFFETS DE L'ORGANISATION URBAINE SUR LE RETOUR À L'EMPLOI

L'Ile-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 plus restreintes qu'un bassin de vie ou une zone d'emploi ? Pour répondre à cette question, on s'appuie sur un modèle qui intègre des variables concernant l'accès physique aux emplois et d'autres captant les effets de ségrégation résidentielle ou de discrimination territoriale.

Les données

L'objet est d'expliquer les écarts de durées de chômage constatées au niveau des communes de la région parisienne. Les estimations, réalisées à partir du Fichier Historique Statistique de l'ANPE, permettent d'obtenir des taux de sortie du chômage à un niveau communal. On dispose de taux nets qui sont ceux que la commune aurait si ses demandeurs d'emplois avaient les caractéristiques moyennes de la région. Ils représentent donc les taux de sorties pour chaque communes, toutes choses égales par ailleurs, en contrôlant des caractéristiques individuelles propres à chaque demandeur d'emplois. L'intérêt de raisonner sur ces taux réside dans le fait que les écarts de taux de sortie du chômage ne sont, dans ce

cas, pas dus à une composition de la main d'œuvre locale qui serait fort différente d'une commune à l'autre.

Si les caractéristiques des demandeurs d'emplois n'expliquent plus ces écarts de taux de chômage, il est pertinent de s'intéresser à l'effet du contexte local. Pour cela, on mobilise également les données du recensement effectué par l'INSEE datant de 1999 qui 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, fournies par la Direction Régionale de l'Équipement Ile-de-France (DREIF), renseignent sur les temps de déplacement entre chacune des communes d'Ile-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.

Mesure de la ségrégation

Pour mesurer la ségrégation dans une commune donnée nous avons recours aux méthodes de l'analyse de données. Nous cherchons à identifier les communes socialement et économiquement homogènes au sein de la région parisienne. La méthode est similaire à celle employée par Dujardin *et ali.* (2007). Nous réalisons une Analyse en Composante Principales normée (ACP) puis une classification ascendante hiérarchique (CAH). Cette méthode nous permet de regrouper les différentes communes selon un procédé algorithmique (critère de Wald). Les variables mobilisées renseignent sur la structure démographique (part des étrangers, part des familles monoparentales, taux de chômage), sur la composition en termes de qualifications (part des personnes peu diplômées, part des personnes avec Bac+2 ou plus) et sur la composition en termes de catégories socio-professionnelles (part des ouvriers, part des cadres). Elles sont aussi des indications sur la qualité des réseaux sociaux ou sur le sens des éventuels « effets de pairs » (il sera d'autant plus bénéfique de vivre dans un quartier favorisé que celui affiche déjà un niveau de capital humain élevé)

Cette méthode nous permet d'identifier quatre types de communes : les communes très défavorisées ; moyennes-défavorisées ; moyennes-favorisées et très favorisées (annexe 2). Les premières se caractérisent par une population étrangère importante, par la présence de nombreuses familles monoparentales ou encore par un taux de chômage très supérieur à celui qui prévaut pour l'ensemble de la région. En outre, ces communes affichent, dans l'ensemble, une population moins qualifiée et moins diplômée. Le noyau principal est situé en proche banlieue nord. Il occupe la majorité de la Seine-Saint-Denis, il déborde au nord sur le Val-d'Oise (Garges, Sarcelles, Villiers-le-Bel) et à l'ouest, sur les Hauts-de-Seine (carte 3). Les communes moyennes-défavorisées affichent une composition très proche de celle de la région moyenne. Toutefois, la caractéristique majeure de ces communes est : une population moins diplômée, une forte présence d'actifs ouvriers, peu de cadres et une population relativement moins aisée en termes de revenus. Elles couvrent à elles seules la majeure partie de la Seine-et-Marne ainsi que des marges occidentales des Yvelines ou du Val d'Oise. En revanche, les communes de ce type sont rares en petite couronne. Elles correspondent donc presque exclusivement à des espaces périurbains et pavillonnaires. Les communes moyennes-favorisées affichent aussi des caractéristiques proches de la moyenne mais elles se distinguent par une population plus qualifiée avec une structure démographique plus favorable. Celles-ci sont réparties sur l'ensemble du territoire, notamment sur la frange ouest. Enfin, les communes très favorisées affichent un revenu fiscal très supérieur à la moyenne, qui s'accompagne de surcroît d'une population majoritairement qualifiée. La part importante de

familles étrangères s'explique notamment par la présence de nombreux arrondissements parisiens et de communes de la Petite Couronne. Ces communes sont surtout localisées dans l'Ouest parisien, dans la proche périphérie et sur une large part du département des Yvelines.

Mesure de l'accessibilité aux emplois

Pour décrire l'accessibilité aux emplois des diverses communes de la région, différents indicateurs ont été mobilisés. Le premier est le suivant :

$$Dens20_i = \frac{\sum_j emplois_j}{\sum_j population_active_j} \text{ où } j \text{ correspond à l'ensemble des communes}$$

comprises dans un rayon de 20 kilomètres pour une commune i donnée³. On répète ce procédé pour chacune des communes de la région.

Une deuxième série d'indicateurs mesure la part de l'ensemble des emplois de la région accessible en un temps donné. Sa construction est telle que :

$$Pemp45_{im} = \frac{\sum_j emplois_j T_{ij}}{\sum_j emplois} \text{ avec } j \text{ qui représente l'ensemble des communes}$$

accessibles dans un temps de déplacement de 45 minutes à partir d'une commune i donnée. Ce seuil de 45 minutes est justifié par différentes études menées par la DREIF qui tendent à montrer que le temps de déplacement moyen pour une personne qui se rend sur son lieu de travail est de l'ordre de 36 minutes en 2001-2002⁴. Le total des emplois ainsi calculé est ensuite rapporté au total des emplois de la région. L'indicateur a été construit pour toutes les communes et pour deux types de moyen de déplacement m : la voiture et les transports en commun.

Le modèle

Nous nous appuyons donc sur les théories développées dans le cadre de l'économie urbaine afin d'expliquer pourquoi le retour à l'emploi diffère d'une commune à l'autre dans l'espace francilien. Cependant, le recours à la méthode des Moindres Carrées Ordinaires pose problème pour une raison particulière : la nécessaire prise en compte de l'autocorrélation spatiale. En effet, l'estimation par MCO d'une relation présentant des effets spatiaux, devient inappropriée, dans le cas où les observations ne sont pas indépendantes. Une des caractéristiques des modèles qui utilisent des données géo-localisées étant que les résidus de la régression peuvent être spatialement corrélés. Ces résidus seront plus fortement corrélés pour des communes proches que pour des communes distantes. Ce phénomène est *a priori* très vraisemblable dans notre cas puisque les sections précédentes ont mis en avant des phénomènes de massifs où les localités présentaient des durées de chômage très proches les unes des autres. Un test effectué sur une première version de notre modèle tend à confirmer ce problème d'autocorrélation. Pour le corriger, nous mettons en place le modèle spatialement décalé suivant :

$$Y_i = \alpha + \rho WY_i + \beta_i Segreg + \gamma_i Accès + \varepsilon_i$$

³ La référence pour cet indicateur est une distance euclidienne, qui correspond à la distance à vol d'oiseau. On raisonne à partir des coordonnées des centroïdes des communes.

⁴ Enquête globale de transport 2001-2002 : « la mobilité des franciliens en quelques chiffres ».

où W est une matrice de poids spatiaux $N \times N$ dont l'élément caractéristique, ω_{ij} , résume les interactions entre les communes i et j . Cependant, la matrice des poids spatiaux diffère selon la définition de l'interaction qui est retenue. Nous posons que deux communes interagissent dès lors qu'elles se situent à une distance inférieure à 6 kilomètres. La proximité entre deux localités est définie par la distance euclidienne entre les centroïdes de celles-ci. Ainsi, $\omega_{ij} = 1$ si les communes i et j se situent à une distance inférieure ou égale à 6 kilomètres, et $\omega_{ij} = 0$ sinon. Ensuite, la variable spatialement décalée représente simplement la moyenne des taux de sorties du chômage dans les communes définies comme voisine par ce procédé. Le paramètre ρ représente le coefficient autorégressif. Un signe positif indique la présence d'effets de débordements entre communes voisines, non pris en compte par les variables utilisés dans notre modèle. Les paramètres α, ρ, β et γ sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance.

Y est le taux de sortie du chômage pour une commune i donnée. Il est compris dans l'intervalle $[0 ; 1]$. *Segreg* regroupe des indicatrices issues de la CAH. La commune affiche la valeur 1 si elle appartient à telle classe, 0 sinon. On regarde ainsi l'effet différencié de vivre dans tel type de commune plutôt qu'un autre. *Accès* est un vecteur de variables mesurant l'accessibilité aux emplois pour chacune des communes de la région Ile-de-France. Outre l'indicateur simple du taux de motorisation des ménages, nous retenons la part des emplois accessibles à 45 minutes (en véhicule ou en transports publics) et la densité d'emplois dans un rayon de 20 kilomètres.

Les résultats

On teste successivement différents groupes de variables (modèle 1 à 3) pour expliquer les écarts de taux nets de sortie du chômage (tableau 2). Raisonner à partir des taux nets permet d'expliquer les écarts de situation en termes de sortie du chômage à composition de demandeurs d'emplois identique.

Les deux premiers modèles présentent des régressions pour chacune des deux séries de variables explicatives introduites séparément. Le premier modèle considère exclusivement les problèmes de ségrégation. La référence imposée correspond aux communes les plus défavorisées selon la typologie que nous avons réalisée. Nous constatons sans surprises que ces communes sont les plus défavorables en termes de retour à l'emploi. En outre, on assiste à une amélioration des chances de sortie du chômage à mesure que l'on habite dans un type de commune de plus en plus favorisé. Cette première série d'indicateurs permet de contrôler de la structure économique et sociale des communes franciliennes. Ce faisant, il est intéressant d'introduire un indicateur renseignant sur la présence ou non de Zones Urbaines Sensibles (ZUS) dans la commune.

Tableau 2. Taux nets de sortie du chômage / « Reprise d'emploi déclarée »

	1	2	3
Nombre d'observations	914	914	914
Variables explicatives			
Constante	0,0653***	0,0133	0,0160
Ségrégation			
<i>Communes très défavorisées</i>	<i>Réf</i>		<i>Réf</i>
<i>Communes moyennes-défavorisées</i>	0,0210***		0,0216***
<i>Communes moyennes-favorisées</i>	0,0256***		0,0246***
<i>Communes très favorisées</i>	0,0274***		0,0220***
Accès à l'emploi			
Taux de motorisation		0,0936***	0,0495**
Densité d'emplois à 20km		-0,0099*	-0,0098*
Part des emplois accessibles à 45mn en transports		0,0245***	0,0234**
Part des emplois accessibles à 45mn en véhicule		0,0334**	0,0285**
Discrimination territoriale			
Présence d'une ZUS	-0,0161***	-0,0260***	-0,0162***
Zones d'emplois			
<i>Paris</i>	<i>Réf</i>	<i>Réf</i>	<i>Réf</i>
Nanterre	0,0196**	0,0087	0,0215*
Boulogne-Billancourt	0,0225**	0,0094	0,0202*
Vitry-sur-Seine	-0,0003	-0,0196	-0,0007
Créteil	0,0326***	0,0291**	0,0432***
Montreuil	0,0365***	0,0230**	0,0426***
Saint-Denis	0,0196**	0,0094	0,0266**
Cergy	0,0229**	0,0214*	0,0370***
Poissy	0,0331***	0,0292**	0,0427***
Mureaux	0,0155*	0,0138	0,0283**
Mantes-la-Jolie	0,0082	0,0073	0,0239*
Versailles	0,0220***	0,0172	0,0329***
Orsay	0,0501***	0,0442***	0,0599***
Orly	0,0278***	0,0216*	0,0338***
Dourdan	0,0427***	0,0447***	0,0583***
Étampes	0,0144	0,0159	0,0321**
Évry	0,0382***	0,0384***	0,0536***
Melun	0,0347***	0,0333***	0,0493***
Fontainebleau	0,0266***	0,0280**	0,0431***
Nemours	0,0120	0,0132	0,0282**
Montereau-Fault-Yonne	0,0088	0,0090	0,0251*
Provins	0,0222**	0,0242*	0,0389***
Coulommiers	0,0215**	0,0228*	0,0395***
Lagny-sur-Marne	0,0376***	0,0387***	0,0522***
Meaux	0,0316***	0,0321***	0,0478***
Roissy-en-France	0,0196**	0,0117	0,0285***
(Rho) Paramètre d'autocorrélation spatiale	0,7273***	0,7330***	0,7328***
Log likelihood	1851,9	1848,6	1661,1
AIC	-3639,8	-3631,2	-3650,2

Source : estimations Solstice, recensement de la population (1999) et Matrice des temps de déplacements intercommunaux en 2003 (DREIF).

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

Les ZUS sont des territoires infra-urbains définis par les pouvoirs publics pour être la cible prioritaire de la politique de la ville, en fonction des considérations locales liées aux difficultés que connaissent les habitants de ces territoires. Elles sont au nombre de 157 pour la région francilienne. Si notre première série d'indicateurs issue de la CAH permet donc de contrôler des difficultés socio-économiques de certaines communes alors l'indicatrice de la présence d'une ZUS doit seulement renseigner sur le fait que la commune envoie un signal négatif. Concrètement, la présence d'une ZUS dans une commune peut avoir deux effets combinés : un effet d'agglomération, de concentration de population fragiles *et* un effet de stigmatisation source de discrimination territoriale. Nos indicateurs permettant de contrôler de l'agglomération de population en difficulté sur un territoire, il demeure alors un effet de stigmatisation que nous essayons de mesurer dans nos estimations. Le modèle 1 montre bien un effet défavorable de la présence d'une ou plusieurs ZUS dans la commune, quand bien même nous contrôlons de la structure démographique et sociale. Les communes abritant une ZUS souffrent d'un phénomène de stigmatisation freinant *in fine* le retour à l'emploi.

Le modèle 2 ne considère que des variables mesurant l'accès 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 la part des emplois accessible en 45 minutes en transports publics ou privés font augmenter le taux de sortie du chômage au niveau communal. 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. Il apparaît qu'une forte densité d'emplois (définie par le rapport emplois sur population active) dans un rayon de 20 kilomètres tend à freiner le retour à l'emploi. Un phénomène qui s'explique vraisemblablement par les mauvaises performances de certaines agglomérations pourtant riches en emplois, notamment Paris et sa proche périphérie. Ici, l'effet de la présence d'une ZUS est surestimé puisqu'il capture à la fois l'effet de concentration de populations fragiles et l'effet de discrimination territoriale.

Le modèle suivant (modèle 3) détaille l'effet de chaque variable lorsque l'on combine les deux groupes de variables. En ce qui concerne l'effet de la ségrégation, on note que les constats évoqués restent sensiblement les mêmes, ce qui tend à renforcer l'idée selon laquelle la composition d'un quartier ou 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. Outre cet aspect, le fait de résider dans des localités déconnectées des centres d'emplois semblent aussi agir défavorablement sur une sortie rapide du chômage. Toutefois, ce constat mérite d'être nuancé dans le sens où une proximité immédiate semble agir négativement sur le retour à l'emploi. Enfin, on constate encore l'effet négatif de discrimination territoriale propre à la présence d'une ZUS dès lors que l'on contrôle de la structure économique et sociale de la commune.

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 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 va à l'encontre des idées reçues puisque c'est paradoxalement dans cette zone que la densité d'emplois est la plus élevée.

CONCLUSION

Dans la région Ile-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. Néanmoins, 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. Même en contrôlant des caractéristiques des demandeurs d'emplois, il subsiste de profondes disparités dans la sortie du chômage. Un tel phénomène interroge sur les effets de la structure urbaine des villes sur le retour à l'emploi.

Cette logique circulaire trouve vraisemblablement son origine dans des problèmes de distance physique aux emplois et de ségrégation résidentielle. Ainsi, 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 ou de localités de la proche périphérie. Cette distinction entre ségrégation résidentielle et accessibilité aux emplois est d'autant plus importante et nécessaire qu'elle renvoie à des recommandations de politiques différentes. Alors que dans un cas il semble opportun de favoriser la mixité sociale, dans l'autre des politiques d'aménagement du territoire semblent davantage appropriées.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ANSELIN L. (2003) : « An introduction to Spatial Regression Analysis in R », http://sal.agecon.uiuc.edu/stuff_main.php#tutorials.
- ANSELIN L. (2005) : « Spatial Regression Analysis in R », *Workbook*, Center for Spatially Integrated Social Science.
- 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 Ile-de-France : Contrastes entre catégories socioprofessionnelles », *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 N., ZENOU Y. (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.
- COULSON E., LAING D., WANG P. (2001) : « Spatial mismatch in Search Equilibrium », *Journal of Labour Economics*, 19, pp. 949-972.
- CHOFFEL P. ET DELATTRE E. (2003) : « Habiter un quartier défavorisé : quels effets sur la durée du chômage ? », *Premières informations et premières synthèses*, DARES, n°43.1, 8p.
- 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 disadvantages groups in urban areas ? », 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.
- IHLANDFELT K., SJOQUIST D. (1990) : « Job accessibility and racial differences in youth employment rates », *The American economic review*, pp. 267-276.
- IHLANDFELT 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.
- JAYET H. (1993) : « Analyse spatiale quantitative. Une introduction », Paris, Economica.
- 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.
- L'HORTY Y., SARI F. (2008): « Les Zones Urbaines Sensibles en Ile-de-France: Typologie des tensions territoriales », Document de travail, n°99, CEE.
- MAZEL O., VERNAUDON D. (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 » in *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. (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 : ESTIMATIONS 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 α , le hasard de base peut être croissant ou décroissant, comme le montre le graphique suivant. Le cas particulier $\alpha = 1$ correspond au modèle exponentiel, qui se caractérise par l'absence de relation entre la durée passée au chômage et le taux de sortie instantané du chômage. Une valeur de α inférieure à l'unité signifie que le taux de sortie instantané du chômage décroît avec la durée passée au chômage.

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

Taux bruts et taux nets

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

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

Ce modèle est équivalent à postuler un taux de sortie spécifique à chaque 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 : TYPOLOGIE DES COMMUNES

Tableau 3. Coordonnées, contributions et cosinus carrés des variables sur les axes 1 et 2.

variables	Coordonnées		Contributions		Cosinus carrés	
	Axe 1	Axe 2	Axe 1	Axe 2	Axe 1	Axe 2
Part des familles dont chef étranger	-0,12	-0,84	0,45	34,03	0,02	0,70
Part des familles monoparentales	-0,08	-0,75	0,19	27,23	0,01	0,56
Part des pers. Peu diplômées	-0,68	0,53	13,40	13,36	0,47	0,28
Part des pers. >BAC+2	0,81	0,05	19,01	0,11	0,66	0,00
Part des cadres	0,90	-0,16	23,18	1,32	0,81	0,03
Part des ouvriers	-0,82	0,11	19,43	0,59	0,68	0,01
Rev fisc moyen	0,78	0,07	17,51	0,25	0,61	0,01
Taux de chômage	-0,49	-0,69	6,83	23,12	0,24	0,48

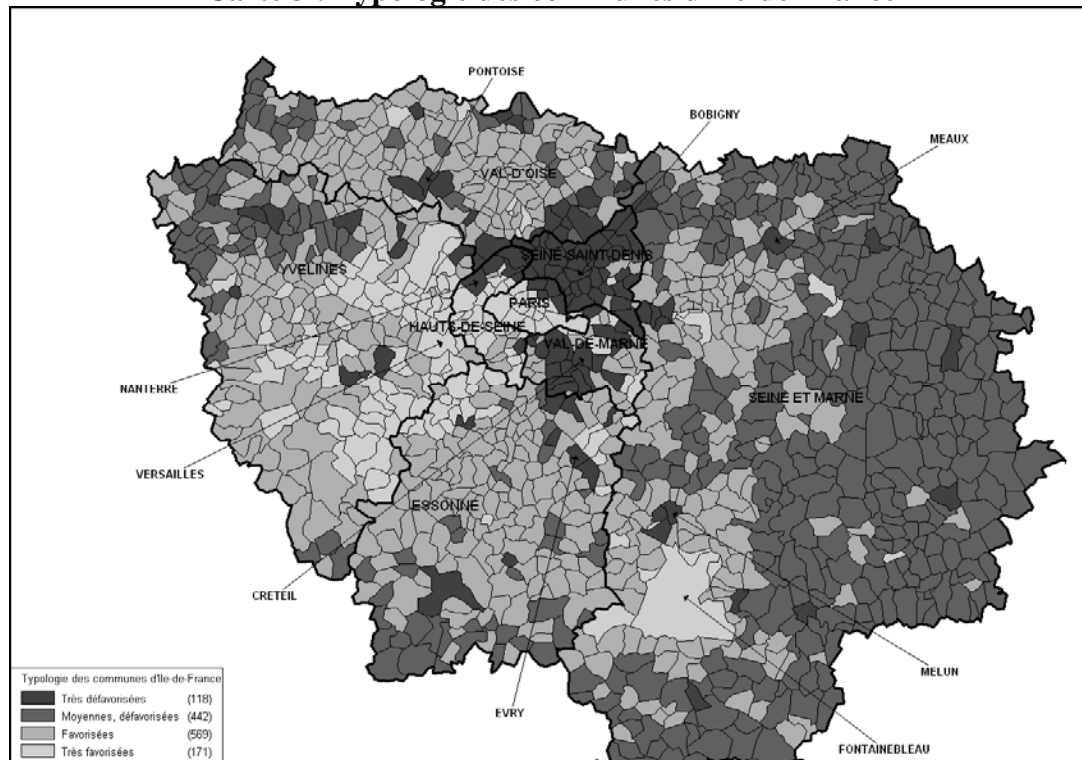
Lecture : On ne se concentre que sur les deux premiers axes factoriels car ils expliquent à eux seuls 69,4% de l'inertie totale du nuage.

Tableau 4. Statistiques descriptives des types de communes retenus par la CAH.

variables	Très défavorisées		Moyennes-Défavorisées		Moyennes-Favorisées		Très favorisées		Total	
	mean	std	mean	std	mean	std	mean	std	mean	std
Part des familles dont chef étranger	16,49	0,06	4,69	0,03	5,37	0,03	7,14	0,04	6,38	0,05
Part des familles monoparentales	16,39	0,03	7,45	0,05	8,42	0,04	9,85	0,05	9,00	0,05
Part des pers peu diplômées	21,16	0,03	26,54	0,04	23,22	0,03	14,34	0,04	22,99	0,05
Part des pers >BAC+2	7,14	0,02	6,73	0,02	10,56	0,02	12,31	0,02	9,18	0,03
Part des cadres	12,28	0,07	10,50	0,05	20,63	0,07	42,12	0,09	19,25	0,12
Part des ouvriers	27,59	0,07	32,21	0,09	18,51	0,05	9,75	0,05	22,84	0,11
Rev fisc moyen	15545	2538	19944	3275	23487	3787	37417	13778	23394	8418
Taux de chômage	15,61	0,03	9,26	0,03	7,38	0,02	7,39	0,02	8,77	0,03
Nombre de communes	118		442		569		171		1300	

Source : recensement de la population de l'INSEE (1999).

Carte 3 : Typologie des communes d'Ile-de-France



Source : typologie réalisée à partir d'une classification ascendante hiérarchique sur les données du recensement de l'INSEE (1999)

ANNEXE 3 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES DE L'ECHANTILLON

Tableau 5-A : Variables continues

Variables	Observations	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Taux de sortie du chômage / « reprises d'emplois déclarées »	914	0,400	0,055	0,268	0,572
Taux de motorisation des ménages	914	0,869	0,111	0,280	1,000
Densité d'emplois à 20 km	914	1,375	0,319	0,164	3,765
Part des emplois accessibles à 45mn en transports	914	0,177	0,241	0,001	0,870
Part des emplois accessibles à 45mn en véhicule	914	0,104	0,147	0,005	0,859

Source : estimations Solstice, recensement de la population de l'INSEE (1999) et Matrice des temps de déplacements intercommunaux en 2003 (DREIF).

Tableau 5-B : Variables dichotomiques

Variables	oui	non
Observations	914	
Communes très favorisées (en %)	13,02	86,98
Communes très défavorisées (en %)	12,58	87,42
Communes moyennes-favorisées (en %)	42,78	57,22
Communes moyennes-défavorisées (en %)	31,62	68,38
Présence d'une ou plusieurs ZUS dans la commune (en %)	11,49	88,51

Source : calcul des auteurs à partir du recensement de la population de l'INSEE (1999).