

Complément B

## Les déterminants spatiaux du chômage en Île-de-France

**Laurent Gobillon**

*CREST*

**Harris Selod**

*INRA et CREST*

### 1. Introduction

Les banlieues des agglomérations françaises concentrent souvent des populations fragiles qui connaissent d'importantes difficultés sociales et économiques (chômage élevé, échec scolaire, délinquance). Ce constat soulève non seulement la question des causes de la ségrégation spatiale dans les agglomérations françaises mais rend également nécessaire une étude des conséquences socioéconomiques de la ségrégation dans les villes. Dans cette perspective, l'objet de notre contribution est d'expliquer quelles peuvent être les implications de la ségrégation résidentielle et plus généralement de la structure spatiale des villes. Sans pour autant nous attarder sur les causes de la ségrégation urbaine, rappelons seulement qu'elles peuvent être très variées et faire intervenir aussi bien des entraves au fonctionnement du marché du logement que des processus spontanés opérant dans un environnement concurrentiel. Ainsi, il n'est pas étonnant qu'en France les politiques de logements sociaux aient pu avoir des effets pervers dans la mesure où, pendant longtemps, elles ont été ciblées uniquement sur certains quartiers et ont contribué à la concentration spatiale des populations défavorisées. Il n'est pas étonnant non plus que la concurrence sur le marché foncier ait pu favoriser à une stratification de l'espace urbain selon la richesse comme cela est prédit par l'économie urbaine (voir Fujita, 1989). En France comme ailleurs, des phénomènes cumulatifs de fuite des familles aisées en direction des quartiers riches ont pu également renforcer l'isolation spatiale des familles pauvres (voir le modèle de Benabou, 1993). Dès

lors, en partant du constat de la ségrégation urbaine, la question posée est de chercher à comprendre comment la concentration spatiale de familles défavorisées et résidant dans des zones par ailleurs distantes des centres d'activité peut à son tour renforcer les inégalités socioéconomiques dans la ville. Dans cette optique, deux grands types d'explications ont été mis en avant par la littérature économique pour rendre compte du « problème des banlieues ». D'une part, *la ségrégation résidentielle* peut être à l'origine de diverses externalités locales qui renforcent les difficultés auxquelles font face les résidents de ces quartiers. D'autre part, *la déconnexion physique aux opportunités d'emploi* peut restreindre l'accès au marché du travail des habitants des « cités ». Dans ce travail, nous présentons tout d'abord une brève revue de la littérature identifiant les mécanismes spatiaux d'exclusion du marché du travail dont peuvent être victimes les populations des banlieues défavorisées. Nous rapprochons ensuite ces éléments théoriques de faits stylisés sur l'Île-de-France. Enfin, nous nous intéressons plus particulièrement à l'identification de déterminants spatiaux du taux de chômage local dans les communes d'Île-de-France.

## **2. Les déterminants spatiaux de l'exclusion sur le marché du travail**

Il existe deux grands types d'explications liés à l'espace permettant de rendre compte des problèmes d'exclusion sur le marché du travail des individus habitant dans un quartier défavorisé :

- les problèmes d'accès physique à l'emploi ;
- les difficultés liées à la ségrégation.

Nous les présentons successivement.

Les habitants des zones périphériques défavorisées résident souvent à distance des emplois qui sont généralement très centralisés dans les agglomérations françaises, comme c'est le cas en Île-de-France. Ceci peut avoir des effets très négatifs sur le marché du travail, la distance pouvant être à l'origine de coûts élevés des migrations alternantes dissuadant l'acceptation d'emplois éloignés. Mécaniquement, les zones périphériques défavorisées connaissent dès lors des taux locaux de chômage plus élevés que les zones proches des emplois (Coulson, Laing et Wang, 2001, Brueckner et Martin, 1997, Brueckner et Zenou, 2003). Cet effet négatif de la distance aux emplois peut être amplifié par un mauvais accès aux transports en commun (mauvaise desserte, temps d'attente très longs aux interconnexions, fréquence insuffisante de passage) ou se combiner avec des revenus insuffisants pour l'acquisition et l'entretien d'une automobile. L'éloignement aux emplois peut aussi affecter directement le processus de recherche d'emploi des chômeurs. Il a été démontré que la distance aux opportunités d'emploi réduit l'information disponible sur les emplois vacants (Rogers, 1997 ;

Ihlanfeldt et Sjoquist, 1990 ; Ihlanfeldt, 1997). Cette détérioration de l'information disponible avec la distance peut être due aux modes de recrutement des entreprises dont certains sont purement locaux : affichage d'offres d'emploi en vitrine ou publication d'annonces dans les journaux de quartier (Turner, 1997). Les chômeurs peuvent aussi éprouver des difficultés à identifier les lieux où sont regroupées les opportunités d'emploi, et ne cherchent efficacement que dans un périmètre restreint autour de leur lieu de domicile (Davis et Huff, 1972). L'éloignement va également de pair avec des coûts de recherche élevés (monétaires ou temporels) pouvant décourager les chômeurs de prospecter (Ortega 2000). Par ailleurs, les individus résidant dans des zones où les prix fonciers sont faibles (généralement les zones distantes des emplois) ont peu d'incitations à chercher un emploi pour faire face à leurs dépenses de logement (Smith et Zenou, 2003). Enfin, les entreprises peuvent être réticentes à employer des individus distants car des migrations alternantes longues et répétées peuvent favoriser l'absentéisme et diminuer leur productivité (Zenou, 2002)<sup>(1)</sup>.

Les effets de la ségrégation peuvent également jouer un rôle dans l'employabilité des chômeurs résidant dans les quartiers défavorisés. Tout d'abord, la concentration de familles peu éduquées peut entraver l'acquisition de capital humain par le biais d'externalités à l'échelle du quartier, de l'école ou de la maison. Par exemple, la propension des jeunes à adopter un comportement déviant (tel que l'abandon des études) peut dépendre de la proportion d'individus exhibant déjà ce comportement dans le quartier. Ce phénomène de contagion est d'autant plus fort que les adultes de ces quartiers, eux-mêmes au chômage, ne présentent pas un modèle de réussite sociale auquel les jeunes peuvent s'identifier. Un autre aspect important de la ségrégation est qu'elle détériore les réseaux sociaux utiles pour trouver un emploi (Selod et Zenou, 2002). En effet, il a été démontré qu'une proportion importante d'emplois est trouvée par contacts personnels (Mortensen et Vishwanath, 1994). Or, les peu qualifiés, les jeunes, et les minorités ethniques, qui sont sur-représentés dans les banlieues françaises (Selod, 2003) ont en grande partie recours à ce mode de recherche informelle (Holzer, 1987 et 1988). Dans ce contexte, la concentration de chômeurs est à son tour une source additionnelle de chômage : les individus qui résident dans les quartiers en difficultés connaissent peu d'actifs occupés susceptibles de leur procurer une référence auprès de leur employeur ou bien de les orienter vers leurs contacts professionnels (Reingold, 1999). Enfin, la concentration d'individus en difficulté peut donner lieu à une stigmatisation de certains quartiers par les employeurs (discrimination territoriale) qui constitue une barrière à l'obtention d'un emploi (Zenou et Boccoard, 2000), même pour les individus les plus productifs.

---

(1) Pour plus de détail sur les problèmes d'accès physique à l'emploi, le lecteur pourra se reporter à la revue de la littérature de Gobillon, Selod et Zenou (2003).

### 3. La polarisation spatiale de l'Île-de-France : faits stylisés

Nous présentons ici des faits stylisés pour l'Île-de-France pour la période 1988-1990. Nous utilisons des données sur la population et les emplois issues du recensement de 1990, des données sur l'accès aux transports publics issus de l'inventaire communal de 1988, et des données sur les revenus en 1990 provenant de la Direction générale des Impôts.

#### 3.1. La distribution spatiale du chômage

En 1990, le taux de chômage moyen en Île-de-France est de 8,6 %. Cette moyenne occulte néanmoins des situations contrastées au sein de la région. Ainsi, la ville de Paris et la petite couronne présentent toutes deux un taux de chômage de 9,4 % alors que la grande couronne s'illustre par un taux de chômage plus faible de l'ordre de 7,4 % (carte 1). A Paris, il existe une opposition nette entre les différents quartiers de la ville : dans les arrondissements du Nord-Est, les taux de chômage sont supérieurs à 9,5 %, tandis que dans les arrondissements du centre et de l'Ouest ils sont inférieurs à 7 %. Au sein de la petite couronne, il existe un contraste entre le département des Hauts-de-Seine (92) et celui de la Seine-Saint-Denis (93) où les taux de chômage sont respectivement de 7,9 et 11,6 %. En Seine-Saint-Denis, trois communes adjacentes se distinguent par leur taux de chômage supérieur à 15 % : Aubervilliers, La Courneuve et Stains. Les départements formant la grande couronne connaissent quant à eux des taux de chômage moins contrastés qu'en petite couronne, oscillant entre 6,5 % pour les Yvelines (78) et 8,5 % pour le Val d'Oise (95).

1. Taux de chômage en Île-de-France en 1990



Source : Recensement général de la population (1990), INSEE.

Globalement, ces chiffres montrent l'existence d'une poche de chômage au Nord-Est de Paris localisée principalement en Seine-St-Denis, débordant au sud sur les XVIII<sup>e</sup> et XIX<sup>e</sup> arrondissements, et au nord sur le Val-d'Oise avec Garges-les-Gonesses et Sarcelles. Lorsqu'on s'éloigne de cette poche, le taux de chômage décroît dans toutes les directions. En particulier, la zone qui s'étend depuis les XV<sup>e</sup> et XVI<sup>e</sup> arrondissements de Paris jusqu'aux bordures Ouest et Sud-Ouest de la région Île-de-France concentre des communes où le taux de chômage est souvent inférieur à 5 %.

Enfin, notons qu'au niveau communal, un taux de chômage élevé va de pair avec un revenu moyen faible : la corrélation entre revenu et taux de chômage est de  $-0,55$ .

### 3.2. Les problèmes d'accès physique à l'emploi

L'Île-de-France peut apparaître très centralisée sur le plan de la localisation résidentielle puisque 21 % des travailleurs occupés de la région vivent à Paris, qui est une zone peu étendue. La situation est néanmoins contrastée selon la catégorie socioprofessionnelle (CSP), les cadres constituant le groupe le plus centralisé puisque 29 % d'entre eux résident dans la ville de Paris. Les proportions correspondantes ne sont que de 16 % pour les employés et de 11 % pour les ouvriers.

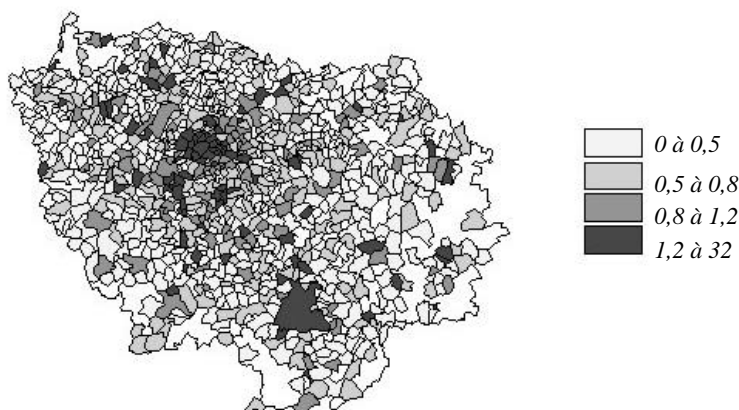
L'emploi en Île-de-France est lui aussi fortement centralisé puisqu'un peu plus d'un tiers des emplois occupés de la région sont situés à Paris tandis que la petite couronne et la grande couronne, qui constituent des zones bien plus vastes que Paris, en hébergent chacune environ un autre tiers (voir Gobillon et Selod, 2002).

Cette centralisation occulte néanmoins des contrastes importants entre les différentes catégories d'emploi. En particulier, ce sont surtout les emplois occupés par des cadres et des employés qui sont centralisés. Pour chacune de ces deux CSP, environ 40 % de ces emplois sont localisés dans la seule ville de Paris. La petite et la grande couronne n'accueillent respectivement que 36 et 24 % des emplois de cadres, et 32 et 27 % des emplois d'employés. Quant aux emplois occupés par des ouvriers, ils sont bien moins centralisés. Les emplois ouvriers sont ainsi localisés pour 39 % en petite couronne et 40 % en grande couronne. Les localisations d'emploi sont très variées selon le secteur d'activité, le tertiaire étant plus centralisé que l'industrie et la construction (Boyer, 2000).

La connexion physique aux emplois résulte de la confrontation entre les localisations des emplois et des lieux de résidence. Elle peut être mesurée par deux indicateurs. Le premier est le taux local d'emploi défini, pour une commune donnée, comme le rapport entre le nombre d'emplois occupés et la population active (voir carte 2). Pour une CSP donnée, il s'agit du rapport entre le nombre d'emplois occupés et le nombre d'actifs occupés dans la commune. Le second indicateur, qui est cette fois un indice agrégé pour

un ensemble de communes, est l'indice de dissimilarité de Duncan et Duncan (1955)<sup>(2)</sup>. En ce qui concerne le taux d'emploi, il décroît avec la distance à Paris : alors que Paris compte 1,76 emplois occupés par travailleur, la petite et la grande couronne n'en comptent respectivement que 0,97 et 0,75. Cette décroissance est observée pour toutes les CSP. Elle est la plus marquée pour les employés dont le taux d'emploi passe de 2,71 à Paris à 0,81 en petite couronne et 0,65 en grande couronne. Le niveau très inférieur à 1 des deux derniers taux suggère que les employés résidant dans les départements périphériques de l'Île-de-France sont confrontés à un déficit en emplois leur correspondant. Ce problème existe aussi pour les cadres et les ouvriers, mais uniquement en grande couronne où les taux d'emploi pour ces deux CSP sont respectivement de 0,65 et 0,87.

## 2. Taux d'emploi en Île-de-France en 1990



Source : Recensement général de la population (1990), INSEE.

En ce qui concerne l'indice de dissimilarité, nous trouvons que les employés sont la catégorie la plus déconnectée des emplois avec un indicateur de 0,34. Cela signifie qu'il faudrait déplacer un tiers des employés d'Île-de-France ou des emplois occupés par des employés et les réassigner dans des communes différentes de celles où ils sont situés pour obtenir une même proportion d'emplois par employé dans toutes les communes. Étant donné que les emplois occupés par des employés sont plus centralisés que les résidences des employés, il faudrait donc déplacer une partie des emplois

(2) Pour une CSP donnée, la formule utilisée est  $\frac{1}{2} \sum_i \left| \frac{E_i}{E} - \frac{R_i}{R} \right|$ , où  $i$  est la commune,  $E_i$  est

le nombre d'emplois localisés dans cette commune,  $E$  est le nombre total d'emplois occupés en Île-de-France,  $R_i$  est le nombre de travailleurs résidant dans la commune, et  $R$  le nombre total de travailleurs résidant en Île-de-France. Pour le calcul de cet indice, les arrondissements de Paris sont comptés au même titre que les communes.

occupés localisés au centre vers les couronnes ou rapprocher les résidences des employés de Paris. Pour les cadres, l'indice de dissimilarité est à peine plus faible (0,33). Pour les ouvriers, il est très inférieur et ne s'élève qu'à 0,24. Cette différence entre les ouvriers et les autres catégories s'explique par la décentralisation des entreprises industrielles qui sont traditionnellement consommatrices d'espace et sont souvent présentes dans les mêmes communes de périphérie que les ouvriers.

Le manque d'opportunités d'emploi au niveau local explique l'existence de migrations alternantes dont l'importance peut être mesurée par la distance moyenne domicile-emploi. Le taux de ménages possédant au moins une voiture constitue quant à lui un indicateur d'accessibilité par un moyen de transport privé. En Île-de-France, le phénomène des migrations alternantes est très prononcé puisqu'en 1990, 62,5 % des actifs occupés travaillent hors de leur commune de résidence. De plus, la distance parcourue lors des migrations alternantes s'accroît progressivement avec l'éloignement au centre de Paris, les emplois étant très centralisés. Cet accroissement des distances parcourues est à mettre en rapport avec la possession d'une automobile, la corrélation entre la distance moyenne des migrations alternantes et le taux de ménage possédant au moins une voiture étant de 0,7.

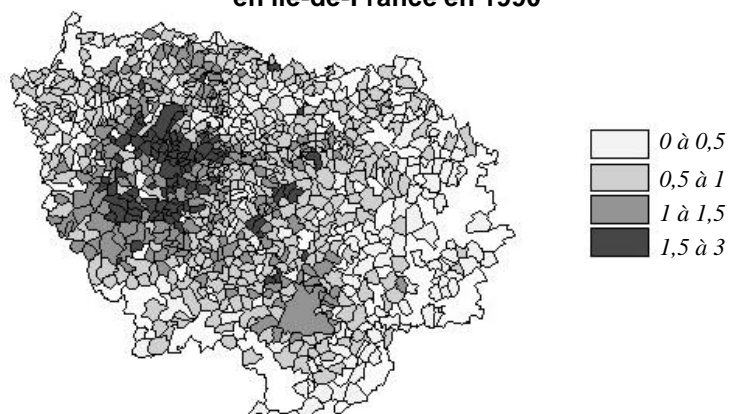
### 3.3. La stratification résidentielle

Il existe des déséquilibres spatiaux dans la composition locale de la main d'œuvre en termes de CSP. Nous mesurons ces déséquilibres pour chaque CSP par un indice de spécialisation communale. Cet indice est défini comme le rapport entre le pourcentage de travailleurs occupés de cette CSP dans une commune donnée et le pourcentage moyen dans l'ensemble des communes d'Île-de-France. Au regard de cet indicateur (voir les cartes 3, 4 et 5), Paris est spécialisée dans la main d'œuvre qualifiée (cadres), tandis que les couronnes sont spécialisées dans la main d'œuvre peu qualifiée (employés et ouvriers).

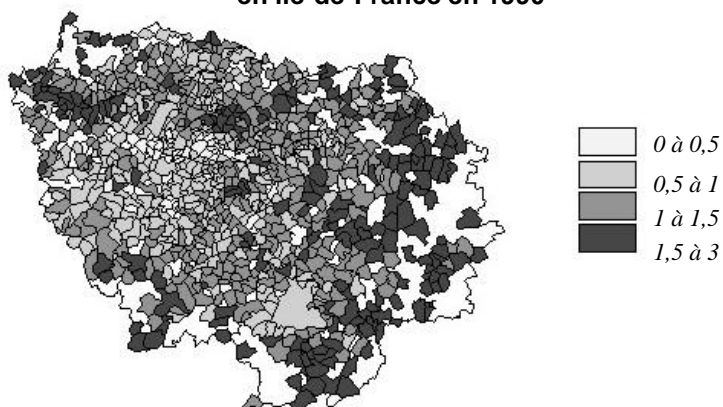
Alors que le taux de cadres atteint 23,6 % dans Paris intra-muros, il n'est respectivement que de 15,2 et 15,9 % en petite et grande couronnes. En petite couronne, la concentration résidentielle des cadres est néanmoins assez contrastée, opposant les banlieues du Nord-Est à celles de l'Ouest. Alors qu'en Seine-Saint-Denis, le taux de cadres n'est que de 9,0 %, il atteint 21,5 % dans les Hauts-de-Seine. La spécialisation spatiale en termes d'employés présente une configuration inversée : le taux d'employés est supérieur à 20 % en petite et grande couronne, mais ne dépasse pas 15 % dans Paris intra-muros. Les départements de petite couronne sont assez homogènes en ce qui concerne leur taux d'employés parmi les résidents, même si certaines communes de l'Ouest connaissent un taux d'employés faible.

Enfin, l'Île-de-France se caractérise par une spécialisation spatiale encore plus prononcée pour les ouvriers : alors que dans Paris intra-muros, le

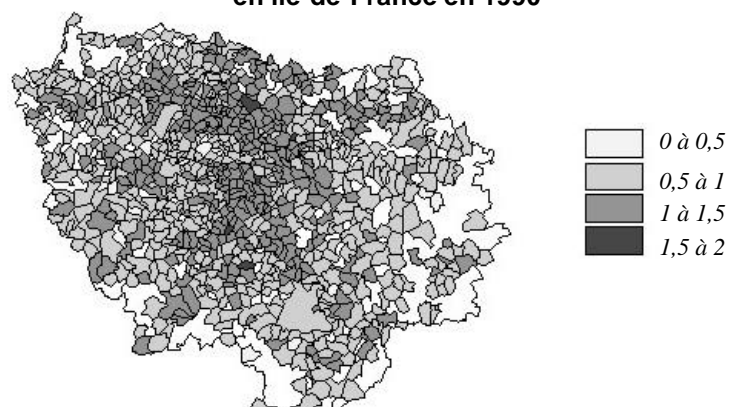
### 3. Indice de spécialisation résidentielle des cadres en Île-de-France en 1990



### 4. Indice de spécialisation résidentielle des ouvriers en Île-de-France en 1990



### 5. Indice de spécialisation résidentielle des employés en Île-de-France en 1990



Source : Recensement général de la population (1990), INSEE.

taux d'ouvriers n'est que de 8,4 %, il dépasse 20 % dans la petite et la grande couronne. Notons qu'il existe cette fois-ci une très forte hétérogénéité en petite couronne : dans les Hauts-de-Seine, le taux d'ouvriers est de seulement 12,8 % contre 22,2 % en Seine-Saint-Denis. Dans certaines communes de l'Est de la petite couronne, le taux d'ouvriers dépasse même 30 %.

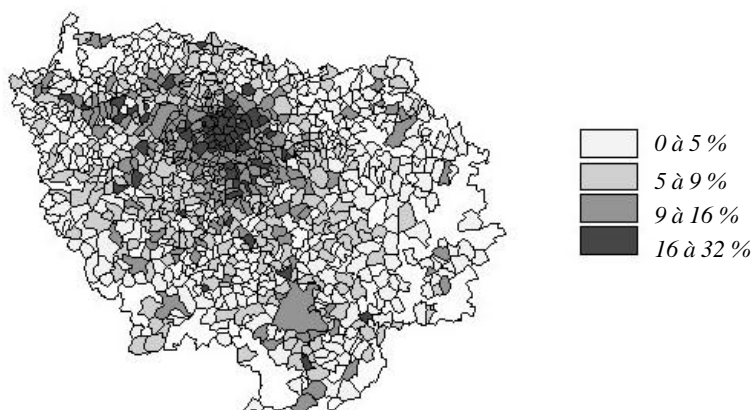
Le calcul d'indices de dissimilarité entre les CSP et la population active occupée montrent que, de manière générale, la stratification spatiale des cadres et des ouvriers est plus importante que celle des employés (voir Gobillon et Selod, 2002). Les cadres sont particulièrement ségrégués en petite couronne, comme le suggérait déjà la carte de leur spécialisation résidentielle (carte 3).

Une analyse de la ségrégation résidentielle en termes de nationalité montre que le taux d'étrangers parmi les actifs tend à décroître avec la distance au centre. Il est de 17,4 % à Paris, contre 15,5 % en petite couronne et seulement 9,8 % en grande couronne. La Seine-Saint-Denis se distingue des autres départements de la petite couronne avec un taux élevé atteignant 19,3 %. Au Nord et au Nord-Est de Paris, de nombreuses communes ont d'ailleurs un taux d'étrangers supérieur à 20 %. Le calcul d'indices de dissimilarité entre Français et étrangers actifs permet quant à lui de mesurer la différence de répartition entre ces deux groupes en Île-de-France et pour les couronnes. Paris apparaît comme une zone plus intégrée que les petite et grande couronnes avec un indice de ségrégation bien plus faible (0,11 contre 0,18 et 0,22 respectivement). Dans l'agglomération de Paris, c'est parmi les ouvriers que se trouve la proportion d'étrangers la plus importante. Cette dernière est trois fois plus élevée que chez les employés, et six fois plus élevée que chez les cadres (Chenu, 1996). Nos calculs montrent que les communes ayant un taux d'ouvriers plus élevé se caractérisent aussi par un taux d'étrangers occupés plus élevé, le coefficient de corrélation entre ces deux grandeurs étant de 0,23. Par ailleurs, les communes se caractérisant par un taux d'employés ou de cadres plus fort, sont aussi celles qui ont un taux d'étrangers plus faible, les coefficients de corrélation respectifs étant de  $-0,06$  et  $-0,28$ .

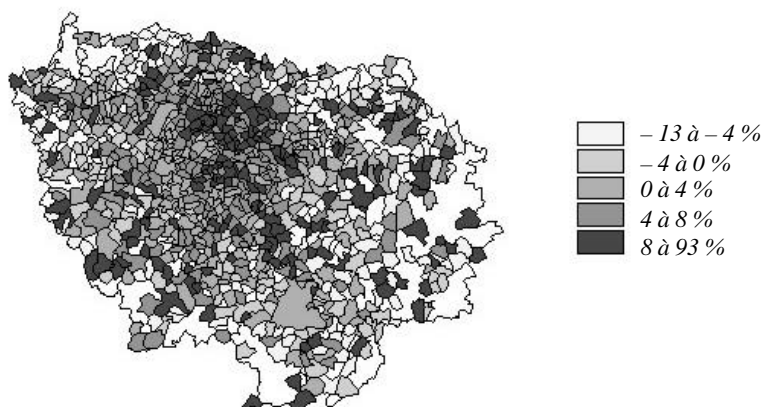
La ségrégation des étrangers (carte 6) va de pair avec un chômage élevé. Ainsi, le taux de chômage des étrangers en Île-de-France est en moyenne plus de deux fois plus important que celui des Français (15,6 % contre 7,5). Il atteint des proportions très élevées en petite couronne (17,0 %) et à Paris (15,7 %). Seules quelques zones sont épargnées dans l'Ouest parisien et sa proche banlieue où le taux de chômage des étrangers se rapproche de celui des Français. En grande couronne, le taux de chômage des étrangers retombe à 13,6 % mais ce taux occulte une grande hétérogénéité. On peut d'ailleurs noter que dans de nombreuses communes de grande couronne, le taux de chômage des étrangers est inférieur, parfois de plus de quatre points, à celui des Français (voir carte 7). Ce phénomène pourrait s'expliquer par le comportement d'immigrés arrivés initialement à Paris et en petite couronne et qui par la suite se sont relocalisés en grande couronne avec l'amé-

lioration de leur niveau de vie. De plus, ces vagues d'immigration plus anciennes, comme celle des Portugais, sont massivement représentées dans des secteurs où le taux de chômage est plus faible tel que le bâtiment<sup>(3)</sup>.

### 6. Taux d'étrangers dans la population active en Île-de-France en 1990



### 7. Différence de taux de chômage entre étrangers et Français en Île-de-France en 1990



Source : Recensement général de la population (1990), INSEE.

(3) Nous remercions Edmond Préteceille de nous avoir suggéré cette explication.

#### 4. Les déterminants du chômage local : problèmes d'accès à l'emploi et de ségrégation

Après avoir décrit la distribution spatiale du chômage et de certains indicateurs d'accès à l'emploi et de stratification, nous cherchons maintenant à quantifier toutes choses égales par ailleurs les liens existant entre ces différentes grandeurs. Nous régressons donc le taux de chômage sur des indicateurs d'accès à l'emploi et de composition locale pouvant jouer sur le marché du travail. Le modèle retenu s'écrit :

$$T_i = a + A_i b + C_i g + e_i$$

où pour une commune  $i$ ,  $T_i$  est le taux de chômage local,  $A_i$  regroupe les indicateurs relatifs à l'accès physique aux emplois (taux d'emploi, taux d'emploi au carré, distance moyenne résidence-emploi, taux de motorisation, présence d'une gare, présence d'une ligne quotidienne et régulière d'autocar, distance à l'autoroute la plus proche),  $C_i$  regroupe des variables captant, sans qu'on puisse les distinguer, les effets de composition locale de la main d'œuvre, d'interactions locales et/ou de discrimination de la part des employeurs (part de chaque CSP dans la population active occupée ; taux d'étrangers, de femmes, et de jeunes de moins de 30 ans dans la population active).

Nous présentons plusieurs régressions prenant en compte diverses combinaisons ou la totalité des groupes de variables explicatives (*cf.* tableau). Les régressions faites sur l'échantillon de communes et arrondissements de Paris sont pondérées par la population active de chaque zone. Les deux premiers modèles présentent des régressions pour chacun des deux groupes de variables explicatives introduits séparément. Le modèle (1) montre qu'en ne prenant en compte que les variables de composition locale, le taux de chômage des communes augmente avec les proportions de jeunes et d'étrangers, et diminue avec la proportion de cadres. Ces résultats sont compatibles avec une explication du chômage par un effet de qualification, d'interactions locales néfastes et/ou de discrimination sur le marché du travail (par exemple lorsque les employeurs sont réticents à l'embauche de candidats originaires de quartiers à forte proportion d'étrangers ou de peu qualifiés). Le modèle (2) ne prend cette fois en compte que des variables d'accessibilité pour expliquer le chômage. Il est à noter que le taux de motorisation est un indicateur de richesse de sorte qu'il joue dans la régression à la fois le rôle d'un indicateur d'accessibilité mais également de contrôle par la richesse. Nous trouvons que les variables jouent pour la plupart dans le sens prédit par la théorie économique. En effet, tant une augmentation du taux d'emploi que du taux de motorisation, la présence d'une ligne régulière et quotidienne d'autocar ou la baisse de la distance moyenne domicile-emploi vont de pair avec une baisse du taux de chômage local. Seule la distance à l'autoroute la plus proche a un effet inattendu, une distance élevée étant associée à un taux de chômage plus faible. On peut par ailleurs

## Résultats des régressions

Modèle R <sup>2</sup> Nombre d'obs.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	0,80 974	0,35 974	0,86 974	0,82 974	0,64 974
Variable expliquée	Taux de chômage				
	Global			des Français	des étrangers
Variables explicatives	8,5841 <sup>(****)</sup> (0,0383)	8,5841 <sup>(****)</sup> (0,0691)	8,5841 <sup>(****)</sup> (0,0318)	7,5792 <sup>(****)</sup> (0,0283)	14,3378 <sup>(****)</sup> (0,1006)
• Constante					
• Composition / Ségrégation	-0,0978 <sup>(****)</sup> (0,0364)		-0,1914 <sup>(****)</sup> (0,0315)	-0,1456 <sup>(****)</sup> (0,0282)	-0,4860 <sup>(****)</sup> (0,0996)
○ Part des CSP2 (chefs d'entreprise et indépendants)	-0,1456 <sup>(****)</sup> (0,0146)		-0,1100 <sup>(****)</sup> (0,0124)	-0,0963 <sup>(****)</sup> (0,0109)	-0,1979 <sup>(****)</sup> (0,0391)
○ Part des CSP3 (cadres)	-0,1265 <sup>(****)</sup> (0,0262)		-0,1863 <sup>(****)</sup> (0,0222)	-0,2153 <sup>(****)</sup> (0,0194)	-0,0627 (0,0701)
○ Part des CSP4 (professions intermédiaires)	0,0023 (0,0213)		0,0657 <sup>(****)</sup> (0,0182)	0,0367 <sup>(**)</sup> (0,0161)	0,2902 <sup>(****)</sup> (0,0574)
○ Part des CSP5 (employés)	-0,0243 (0,0172)		0,0094 (0,0149)	0,0430 <sup>(****)</sup> (0,0126)	-0,2216 <sup>(****)</sup> (0,0472)
○ Part des CSP6 (ouvriers)	0,0563 <sup>(*)</sup> (0,0292)		-0,1443 <sup>(****)</sup> (0,0288)	-0,0912 <sup>(****)</sup> (0,0272)	-0,1552 <sup>(*)</sup> (0,0908)
○ Taux de femmes parmi les actifs	0,0478 <sup>(****)</sup> (0,0176)		-0,0090 (0,0155)	-0,0152 (0,0137)	0,1277 <sup>(****)</sup> (0,0489)
○ Taux de jeunes (âge < 30 ans) parmi les actifs	0,2445 <sup>(****)</sup> (0,0111)		0,1262 <sup>(****)</sup> (0,0134)	0,0552 <sup>(****)</sup> (0,0105)	0,2412 <sup>(****)</sup> (0,0423)
○ Taux d'étrangers parmi les actifs					

Accessibilité					
• Taux d'emploi (nombre d'emplois occupés /nombre d'actifs)	-0,9206 <sup>(***)</sup> (0,1224)	-0,5390 <sup>(***)</sup> (0,0608)	-0,3877 <sup>(***)</sup> (0,0542)	-1,1013 <sup>(***)</sup> (0,1919)	
• Taux d'emploi au carré	0,0324 <sup>(***)</sup> (0,0072)	0,0159 <sup>(***)</sup> (0,0034)	0,0109 <sup>(***)</sup> (0,0030)	0,0343 <sup>(***)</sup> (0,0108)	
• Distance moyenne résidence-emploi	0,1034 <sup>(***)</sup> (0,0280)	0,0108 (0,0154)	0,0064 (0,0137)	0,0441 (0,0485)	
• Taux de motorisation	-0,1184 <sup>(***)</sup> (0,0067)	-0,0819 <sup>(***)</sup> (0,0046)	-0,0629 <sup>(***)</sup> (0,0045)	-0,1447 <sup>(***)</sup> (0,0146)	
• Présence d'une gare	0,2637 (0,1686)	-0,0585 (0,0807)	0,0076 (0,0716)	-0,0975 (0,2548)	
• Ligne régulière d'autocar	-0,7563 <sup>(***)</sup> (0,1789)	-0,0409 (0,0857)	-0,0018 (0,0764)	-0,4538 <sup>(*)</sup> (0,2709)	
• Distance à l'autoroute la plus proche	-0,0431 <sup>(***)</sup> (0,0131)	0,0084 (0,0064)	0,0008 (0,0057)	0,0451 <sup>(**)</sup> (0,0202)	

Notes : Variables explicatives centrées. Pondération par la population active de la commune ; (\*) Significatif au seuil de 10 % ; (\*\*) Significatif au seuil de 5 % ; (\*\*\*) Significatif au seuil de 1 %.

Sources : Inventaire communal (1988) et Recensement (1990).

remarquer que le carré du taux local d'emploi joue négativement sur le taux de chômage : plus le taux local d'emploi est élevé, moins une augmentation de ce dernier permettra de faire baisser le taux de chômage.

Les modèles (1) et (2) suggèrent donc que le taux de chômage local peut s'expliquer non seulement par des variables de composition/ségrégation, mais aussi d'accessibilité. Il est notable que les variables de composition/ségrégation prises isolément (modèle 1) expliquent à elles seules 80 % de la variance des taux de chômage alors que les variables d'accessibilité prises isolément (modèle 2) n'en expliquent que 35 %. Cette différence de pouvoir explicatif suggère que les effets de composition/ségrégation jouent de façon plus importante que les variables d'accessibilité dans l'explication des taux de chômage locaux.

Examinons à présent l'effet de chaque variable sur le taux de chômage lorsque le modèle prend en compte l'ensemble des variables explicatives. En ce qui concerne les variables de composition/ségrégation, les taux de cadres et d'étrangers jouent dans le même sens que précédemment sur le taux de chômage. De plus, l'effet du taux d'employés est maintenant significatif et va de pair avec une augmentation du taux de chômage. Cet effet était absent du modèle (2) et apparaît uniquement lorsqu'on contrôle par des indicateurs d'accessibilité. En ce qui concerne les variables d'accessibilité, la distance domicile-emploi et la distance à l'autoroute la plus proche sont maintenant toutes les deux non significatives et du signe attendu. Comme précédemment, les taux d'emploi et de motorisation ont l'effet positif et significatif sur le taux de chômage prédit par la théorie.

Le même type de spécification est estimé pour expliquer séparément les taux de chômage des Français et des étrangers (modèles 4 et 5). En comparant les résultats des deux modèles, on peut remarquer que le taux d'étrangers a un impact positif sur le taux de chômage des Français mais encore plus sur celui des étrangers. Ce phénomène suggère l'existence d'un effet de ghetto où, pour les étrangers, l'absence de contacts avec les Français a un effet néfaste sur le marché du travail. De même, en termes de qualifications, le taux communal de cadres qui mesure le contact résidentiel avec des individus qualifiés bien insérés sur le marché du travail réduit plus le taux de chômage des étrangers que celui des Français. Cette interprétation en termes de réseaux sociaux ne doit pas exclure une interprétation en termes de composition si, lorsque le taux de cadres parmi les actifs occupés est plus élevé, la qualification moyenne des actifs étrangers augmente plus que celle des actifs français. Ce phénomène suggère néanmoins qu'il est plus important pour les étrangers que pour les Français d'avoir accès à un réseau social local comprenant des individus qualifiés afin de trouver un emploi. Par ailleurs, lorsque le taux d'emploi est plus élevé, le taux de motorisation plus important, ou la distance au réseau autoroutier plus faible, le taux de chômage des étrangers diminue plus que celui des Français. Ceci suggère que pour les étrangers, la localisation spatiale est un déterminant important de leur accès à l'emploi (voir Selod et Zenou, 2001). On peut enfin remarquer que notre spécification permet de mieux expliquer le taux de chômage des Français (modèle 4) que celui des étrangers (modèle 5),

les parts expliquées de la variance étant respectivement de 0,82 et 0,63. Une explication qui nous semble pertinente est que les variables explicatives utilisées reflètent mieux les caractéristiques des Français que des étrangers car ceux-ci sont toujours majoritaires au niveau des communes.

Comme la population active de Paris représente environ un cinquième de la population active d'Île-de-France, certains effets observés pourraient être fortement influencés par une spécificité parisienne. Pour tester la robustesse de nos résultats, nous avons conduit les mêmes estimations que précédemment en excluant cette fois-ci les arrondissements de Paris de l'échantillon d'étude. La plupart des résultats sont qualitativement similaires (voir Gobillon et Selod, 2002).

## 5. Conclusion

Nous avons synthétisé différents courants de la littérature économique qui indiquent comment les problèmes d'accès à l'emploi et la ségrégation résidentielle peuvent avoir un effet néfaste sur le marché du travail. Nous avons illustré certains des arguments avancés en étudiant le cas particulier de l'Île-de-France. Nos résultats suggèrent qu'il existe à la fois des problèmes d'accès à l'emploi mais aussi de composition/ségrégation résidentielle, et qu'ils contribueraient à expliquer le chômage local. Il semble néanmoins que les problèmes d'accessibilité physique jouent un rôle moins important que les effets de composition/ségrégation. Par ailleurs, lorsqu'on étudie séparément les déterminants des taux de chômage des Français et des étrangers, il apparaît que les variables d'accessibilité affectent plus le taux de chômage des étrangers. En outre, la ségrégation résidentielle mesurée par le taux d'étrangers dans la population active a un effet négatif plus important sur l'emploi des étrangers que sur celui des Français.

Nous sommes bien conscients que notre étude des déterminants du chômage admet plusieurs limites. Tout d'abord, au niveau agrégé, il n'est pas possible d'identifier séparément l'effet sur le taux de chômage de la composition locale en termes de qualifications, et l'effet sur le taux de chômage des externalités locales reposant sur la concentration des qualifications. Par ailleurs, nous expliquons le taux de chômage par des variables potentiellement endogènes, notamment le taux local d'emploi (les employeurs fuyant les zones où le taux de chômage est élevé), la distance domicile-emploi (les distances de prospections d'emploi pouvant dépendre du contexte économique local) et la composition locale de la main d'œuvre. Toutefois, le nombre de variables qu'il nous semble envisageable d'utiliser comme instruments pour traiter le problème est insuffisant. En fait, dans nos données, le seul instrument que l'on pourrait utiliser est la distance entre les communes et Paris. Une étude plus approfondie pourrait par ailleurs expliquer conjointement le taux de chômage, le niveau local de revenus et le prix des logements comme cela est suggéré dans les modèles d'économie urbaine.

## Références bibliographiques

- Benabou R. (1993) : « Workings of a City: Location, Education, and Production », *Quarterly Journal of Economics*, n° 108, pp. 619-652.
- Boyer J-C. (2000) : *Les banlieues en France*, Armand Collin.
- Brueckner J. et R. Martin (1997) : « Spatial Mismatch: An Equilibrium Analysis », *Regional Science and Urban Economics*, n° 27, pp. 693-714.
- Brueckner J. et Y. Zenou (2003) : « Space and Unemployment: The Labor-Market Effects of Spatial Mismatch », *Journal of Labor Economics*, n° 21, pp. 242-266.
- Chenu A. (1996) : « Les étrangers dans les agglomérations françaises » in *Données urbaines*, Pumain et Godard (eds), Economica, Anthropos.
- Coulson E., D. Laing et P. Wang (2001) : « Spatial Mismatch in Search Equilibrium », *Journal of Labor Economics*, n° 19, pp. 949-72.
- Davis S. et D. Huff (1972) : « Impact of Ghettoization on Black Employment », *Economic Geography*, n° 48, pp. 421-427.
- Duncan O.D. et B. Duncan (1955) : « A Methodological Analysis of Segregation Indexes », *American Sociological Review*, n° 41, pp. 210-217.
- Fujita M. (1989) : *Urban Economic Theory. Land Use and City Size*, Cambridge University Press.
- Gobillon L. et H. Selod (2002) : *Comment expliquer le chômage des banlieues ? Les problèmes d'accès à l'emploi et de ségrégation résidentielle en Île-de-France*, Miméo.
- Gobillon L., H. Selod et Y. Zenou (2003) : « Spatial Mismatch: From the Hypothesis to the Theories », *Document de Travail du CEPR*, n° 3740.
- Holzer H. (1987) : « Informal Job Search and Black Youth Unemployment », *American Economic Review*, n° 77, pp. 446-452.
- Holzer H. (1988) : « Search Method Used by Unemployed Youth », *Journal of Labor Economics*, n° 6, pp. 1-20.
- Ihlanfeldt K. (1997) : « Information on the Spatial Distribution of Job Opportunities within Metropolitan Areas », *Journal of Urban Economics*, n° 41, pp. 218-242.
- Ihlanfeldt K. et D. Sjoquist (1990) : « Job Accessibility and Racial Differences in Youth Employment Rates », *American Economic Review*, n° 80, pp. 267-275.

- Mortensen D. et T. Vishwanath (1994) : « Personal Contacts and Earnings. It is Who You Know! », *Labour Economics*, n° 1, pp. 187-201.
- Ortega J. (2000) : « Pareto-Improving Immigration in an Economy with Equilibrium Unemployment », *Economic Journal*, n° 110, pp. 92-112.
- Reingold D. (1999) : « Social Networks and the Employment Problem of the Urban Poor », *Urban Studies*, n° 36, pp. 1907-1932.
- Rogers C. (1997) : « Job Search and Unemployment Duration: Implications for the Spatial Mismatch Hypothesis », *Journal of Urban Economics*, n° 42, pp. 109-132.
- Selod H. (2003) : « La mixité sociale et économique » in *Villes et économie*, Maurel, Perrot, Prager, Puig et Thisse (eds), à paraître.
- Selod H. et Y. Zenou (2001) : « Social Interactions, Ethnic Minorities and Urban Unemployment », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 63-64, pp. 183-214.
- Selod H. et Y. Zenou (2002) : *Does City Structure Affect the Labor Market Outcomes of Black Workers?*, Miméo.
- Smith T. et Y. Zenou (2003) : « Spatial Mismatch, Search Effort and Urban Spatial Structure », *Journal of Urban Economics*, n° 54, pp. 129-156.
- Turner S. (1997) : « Barriers to a Better Break: Employer Discrimination and Spatial Mismatch in Metropolitan Detroit », *Journal of Urban Affairs*, n° 19, pp. 123-141.
- Zenou Y. (2002) : « How do Firms Redline Workers? », *Journal of Urban Economics*, n° 52, pp. 391-408.
- Zenou Y. et N. Boccoard (2000) : « Labor Discrimination and Redlining in Cities », *Journal of Urban Economics*, n° 48, pp. 260-285.