

DOCUMENT DE TRAVAIL

Accessibilité aux emplois, mobilité et marché du travail en Île-de-France : quels sont les liens ?

C. Calzada, F. Le Blanc¹

Juillet 2005

Ce document de travail ne reflète pas la position du SESP et n'engage que leurs auteurs.
This working paper doesn't reflect the position of SESP but only their author's views.

¹ Les auteurs remercient Yvonne Guilbert (Insee, Île-de-France) et Luc Brière (Insee, Direction Générale) pour leur collaboration.

Plusieurs auteurs suggèrent que les phénomènes de chômage massif et de pauvreté urbaine trouveraient leur explication dans l'organisation spatiale des villes, en concentrant des populations sensibles (minorités, femmes, bas revenus, etc.) dans certaines zones et/ou en éloignant ces populations des opportunités d'emplois. Il existerait ainsi des « marchés locaux intra-urbains du travail » où il conviendrait de favoriser l'implantation ou la relocalisation d'emplois là où la demande de travail est insuffisante, tout en améliorant « l'employabilité » des populations concernées. L'article étudie le cas particulier de l'aire urbaine francilienne et tente de montrer dans quelle mesure l'organisation spatiale métropolitaine affecte le marché du travail.

Les résultats font apparaître des niveaux d'accessibilité potentielle aux emplois décroissants au fur et à mesure que l'on s'éloigne de Paris. Par ailleurs, l'économétrie spatiale confirme l'existence et le rôle d'un chômage urbain exacerbé par la ségrégation résidentielle, tout en soulignant son impact limité sur les taux de chômage locaux en Île-de-France. Il reste que la méthodologie employée, bien que réalisée sur des données agrégées, reste facilement transposable à d'autres types de territoires.

Les mécanismes de ségrégation résidentielle

Les économistes, depuis la fin des années cinquante, se sont intéressés à l'analyse du lien entre lieu de résidence et niveau de vie des ménages.

Ainsi, certains économistes considèrent que le niveau de vie des ménages détermine leur localité de résidence. C'est notamment le cas du modèle développé par ALONSO-MUTH-MILLS (1968) qui soutient l'idée selon laquelle le jeu de l'offre et de la demande sur le marché du logement explique la localisation des ménages aisés et des ménages pauvres dans des lieux différents ou le modèle de vote avec les pieds de TIEBOUT (1956), et ses extensions, selon lequel, le jeu d'attraction et de répulsion entre différentes catégories de ménages structure l'espace résidentiel selon le niveau de vie.

En revanche, selon d'autres économistes, les lieux de vie sont en mesure, tout comme les caractéristiques intrinsèques de l'individu, de favoriser ou de réduire les chances qu'un agent a d'atteindre un niveau de revenu donné. Ainsi certains économistes, tel que PRESTON (1999), soutiennent l'idée selon laquelle la distance aux zones d'emplois importe peu. Ces auteurs accordent toute leur attention aux caractéristiques socio-économiques du quartier, ces dernières influençant, selon eux, plus le revenu des agents que toute considération relative à la distance aux zones d'emplois. Ainsi bien que la configuration spatiale des villes en France soit l'inverse de celle des villes américaines ; emplois centraux et existence de banlieues défavorisées à faible densité d'emplois ; et que l'intensité des problèmes (pauvreté, ségrégation, crime, etc.) y soit moindre, le « problème des banlieues » suggérerait qu'il pourrait exister un problème d'accessibilité géographique à l'emploi en France, en particulier en ce qui concerne l'accès à l'emploi des plus déshérités. CASTELLAN et al. constatent dès 1992, que les 500 zones prioritaires françaises sont en général plus proches de la périphérie des villes que du centre ; physiquement séparées du centre ville par différents obstacles physiques et mal connectées aux centres urbains. CHOFFEL et DELATTRE (2003) montrent que l'effet spécifique d'une résidence en ZUS² ; à facilités de déplacements égales ; tendrait à accroître la durée de chômage de 9 %.

A l'inverse, selon l'hypothèse du « spatial mismatch » de KAIN (1968), la non-concordance géographique entre lieux de résidence et d'emplois jouerait négativement sur la probabilité qu'un agent accède au marché du travail et par conséquent sur ses chances d'atteindre un

² Zones Urbaines Sensibles.

certain niveau de revenu. C'est cette hypothèse que nous essaierons de valider empiriquement dans le cas de l'espace francilien.

La distance, obstacle à l'accès à l'emploi ?

L'allongement de la distance entre lieux d'emplois et de résidence est susceptible selon certains auteurs de jouer négativement sur la probabilité qu'a un agent de trouver un emploi de plusieurs manières :

- en limitant l'information dont il dispose sur les emplois vacants : méthodes de recrutement local des entreprises et importance des relations sociales dans le processus de recherche d'un emploi.
- en le désincitant à chercher un emploi dans certaines zones : GOBILLON, SELOD et ZENOU (2003) estiment que la distance a pour effet de rendre moins intense la recherche d'emploi d'agents éloignés, comparativement à ceux vivant à proximité des zones d'activités,
- en mettant hors de sa portée certains emplois : les coûts de transport peuvent représenter une part importante du salaire, telle que l'agent ne conçoive pas comme rentable l'offre d'emploi qui lui est faite.
- en restreignant son « employabilité » au regard de l'employeur, du fait que les employeurs mettent en place des limites géographiques au-delà desquelles, ils décident de discriminer les candidats à l'embauche [*redlining*, ZENOU (2002)] : plus le travailleur devra réaliser un long trajet quotidiennement pour se rendre à son travail, plus il sera fatigué et plus son niveau de productivité s'en trouvera réduit ; les employeurs seront dès lors moins enclins à le recruter, ce dernier n'étant en mesure de fournir un niveau d'effort aussi important que les employés résidants à proximité de la zone de travail, d'autant qu'il risque d'être moins flexible au niveau de ses horaires de travail.

Cette déconnexion domicile-travail renvoie au concept apparu dans l'article fondateur de KAIN (1968). Depuis les années cinquante, le nombre d'emplois au centre des villes américaines a diminué de manière continue tandis que la banlieue connaissait un fort accroissement de ses emplois. Parallèlement à cette évolution, la population noire est restée localisée au centre des villes. De la combinaison de ces deux phénomènes [ARNOTT, 1998] il en est résulté un mauvais appariement spatial (MAS) entre les lieux de résidence de cette minorité et la localisation des emplois, qualifié de « spatial mismatch » ou discordance spatiale. Les conséquences économiques néfastes en ont été chômage urbain et pauvreté de la population noire.

Pour lutter contre ce phénomène, un certain nombre d'états et de comtés aux États-Unis ont utilisé des subventions fédérales pour mettre en oeuvre des politiques de transport urbain pour les chômeurs. En 2002, 355 millions de dollars étaient alloués par le Congrès américain à 42 états (Programme « Job Access »³) pour financer les services de transport des personnes pauvres. Dans le même esprit, les programmes américains *Moving to Opportunity for Fair Housing* (MTO), menés aux États-Unis, ont eu pour objet de favoriser une plus grande mixité sociale⁴. En France, il n'existe pas à proprement parler de politique nationale de transport d'aide aux chômeurs, même si des expériences sont menées aux niveaux régional et départemental.

D'autres auteurs [GUILANO et SMALL, 1993] ont montré que si l'on « redistribuait », les ménages dans le parc de logements existant, de manière à minimiser la portée moyenne des déplacements, cette distance serait moitié inférieure à la distance actuelle. Il s'agit du concept d'« excess commuting ». KORSU et MASSOT [2004] avancent que dans le cadre

³ Pour en savoir plus, consulter le site de la Community Transportation Association : <http://www.ctaa.org/>.

⁴ L'idée de base est de permettre le déplacement des ménages pauvres ou résidant dans des quartiers pauvres, vers des quartiers plus riches (U.S. Department of Housing and Urban Development (US HUD), depuis 1994).

francilien, la mise en cohérence des bassins d'emplois et de ménages⁵ pourrait engendrer une réduction du trafic automobile de 8 %.

A contrario, les travaux sur le Comté de Los Angeles [SMALL et SONG, 1992] concluent que les choix résidentiels des ménages ne sont pas fondés sur une minimisation des durées d'accès au travail. En conséquence de quoi, il serait vain de mener une action planificatrice visant à rapprocher lieux de résidence et de travail, y compris pour réduire la congestion automobile.

Comment mesurer la discordance spatiale ?

Limites d'une utilisation des différences de temps de trajets

Une manière, souvent avancée, de tester l'existence l'hypothèse de mauvais appariement spatial consiste à vérifier s'il existe ou non, une différence dans la durée moyenne des trajets domicile-travail entre sous-populations (communautés, hommes-femmes, riches-pauvres, etc.). Le temps ou coût de trajet serait ainsi un bon indicateur de l'accès aux emplois pour les habitants d'une zone donnée. En effet, si les résultats révèlent une forte disparité dans la durée moyenne de ces trajets au désavantage des populations pauvres par exemple, on pourrait en conclure que l'hypothèse est pertinente, puisque l'éloignement de cette population aux lieux d'emplois est susceptible de grever son niveau de vie. Le niveau de vie de ces populations serait alors plus bas, d'une part parce que le niveau des salaires proposé est plus faible dans les lieux d'emplois situés à proximité du lieu de résidence (centre-ville) qu'en périphérie ; d'autre part, parce que ces salariés, résidant au centre-ville et exerçant un emploi en périphérie, subissent des coûts de transports plus importants que ceux vivant et exerçant une activité en banlieue.

Néanmoins, cette approche ne constitue pas un élément sûr pour vérifier l'existence d'un mauvais appariement spatial. Le temps de trajet est tout d'abord susceptible d'intégrer d'autres opportunités (le fait de déposer les enfants à l'école, achats, etc.) que la seule navette entre lieu de résidence et de travail [PRESTON et Mc LAFFERTY, 1999]. Ensuite, le temps de trajet, évaluation ex-post de la distance, ne prend pas en compte le refus d'offres d'emplois éloignés et le report vers des emplois de proximité, mais moins adaptés.

D'autres auteurs [IHLANFELDT et SJOQUIST, 1998], se référant au modèle monocentrique, observent que la longueur des déplacements des ménages est étroitement liée à leur revenus ; les ménages aisés peuvent choisir de résider loin des centres d'emplois afin de bénéficier de meilleures aménités résidentielles localisées (pollution sonore moindre, congestion moindre, logement plus grand, etc.). De ce fait, lorsque l'on réalise des comparaisons entre durées moyennes de trajet domicile-travail, on intègre un effet richesse pouvant nuire à ce que l'on veut démontrer. De même un mauvais appariement peut ne pas produire d'allongement des distances domicile-travail si l'utilisation ou la disponibilité de moyens de transports rend difficile tout accès aux emplois trop éloignés.

La troisième objection est mentionnée par DE RANGO (2000) qui souligne que le lien entre discordance spatiale et durée du temps de trajet est indéterminé. En effet, l'augmentation de la distance entre lieu de résidence et de travail peut conduire à deux effets opposés. L'exemple d'une migration d'une partie des emplois du centre-ville vers la périphérie a pour effet d'accroître la distance moyenne séparant les habitants du centre-ville aux emplois (augmentation du *spatial mismatch*) et donc engendre une augmentation de la durée moyenne du trajet que devront effectuer les habitants des centres-villes. A contrario, la durée moyenne de trajet des résidents des centres-villes peut aussi diminuer. En effet, puisque la probabilité d'occuper un emploi est une fonction décroissante de la distance séparant l'emploi du lieu de résidence, peu d'habitants des centres-villes trouveront un

⁵ Sous l'hypothèse où chaque ménage francilien chercherait à se localiser dans un rayon de 30 minutes de son lieu de travail, soit une distance médiane de 10 km.

emploi en périphérie. Ainsi, la majeure partie des résidents des centres-villes ne travaillera pas en périphérie mais dans les centres-villes. Peu d'entre eux réaliseront donc de longs trajets pour se rendre sur leur lieu de travail. De ce fait, la durée moyenne du trajet des travailleurs résidant dans les centres-villes sera plus faible que dans la situation antérieure, alors que les emplois se seront éloignés.

La difficulté d'analyse peut aussi venir du codage des distances dans les enquêtes ménages déplacements, où les distances sont souvent appréhendées ex-post, à vol d'oiseau.

Prise en compte des différences de qualification

Les études qui utilisent comme mesure indirecte de l'accessibilité aux « opportunités » d'emplois, temps ou durées moyennes des actifs ayant un emploi de la zone considérée, conduisent souvent à ignorer, par construction, la nature qualifiée ou non des emplois offerts. Or, dans le cadre de l'Île-de-France en particulier, de nombreux travaux ont comparé les déplacements des navetteurs cadres et ouvriers et ont mis en particulier en évidence des inégalités dans les distances moyennes parcourues [BACCAINI, 1996] ou encore, les relations entre mobilité professionnelle et mobilité résidentielle [BERGER 1993, 1997, 2003]. Ainsi en 1999, au sein de la population d'actifs mobiles franciliens, les cadres et les professions intermédiaires effectuaient les déplacements de plus longue distance, de même que les chefs d'entreprise. Les actifs les plus qualifiés avaient des horizons de mobilité les plus larges [Figure 1]. BERROIR, MATHIAN, SAINT-JULIEN, SANDERS (2004) montrent que les navettes des cadres et celles des ouvriers sont révélatrices de deux modèles assez différents d'organisation polycentrique dans les métropoles francilienne et méditerranéenne. Le modèle des cadres, s'inscrirait dans un puissant gradient centre-périphérie, à l'inverse du modèle relativement décentralisé qui organise les déplacements des ouvriers et qui pourrait être présenté comme une étape de la métropolisation, au cours de laquelle la décentralisation des emplois suivrait de plus près et plus massivement celle de l'habitat.

Figure 1 :
Distances domicile-travail selon la catégorie sociale (CS)

Catégorie sociale	Distance moyenne en km*	Coefficient de variation	% Navettes intra-communales
Agriculteurs	<i>ns</i>	<i>ns</i>	84,7
Artisans, commerçants	11,2	0,96	53,9
Chefs d'entreprises (+10 sal.)	12,9	0,90	21,1
Cadres	13,2	1,04	16,8
Professions libérales	10,1	0,83	38,4
Professions intermédiaires	13,2	1,10	20,4
Employés	12,4	1,08	24,0
Pers. des services directs aux particuliers	9,9	1,01	51,8
Ouvriers	12,6	1,08	25,9
Total	12,7	1,06	25,3

* hors navettes intracommunales

Source : Insee, recensement de la population 1999, exploitation complémentaire

Ségrégation urbaine et marchés du travail au sein de l'aire urbaine de Paris

En métropole, les actifs quittant leur commune de résidence pour aller travailler parcouraient en 1999, en moyenne 15,1 kilomètres à vol d'oiseau, cette distance moyenne était de 14,1 kilomètres en 1990 et de 13,1 kilomètres en 1982⁶. Au sein de l'aire urbaine de Paris, la moyenne des parcours des actifs pour se rendre sur leur lieu de travail est de 13 kilomètres. Cette moyenne recouvre de grandes inégalités géographiques : plus on s'éloigne du cœur de l'agglomération - où se concentrent dans un rayon de 10 km, 49 % des emplois pour 39 % des actifs résidents - plus les navettes s'allongent. Pour travailler, un actif résidant en grande couronne parcourt ainsi deux fois plus de kilomètres qu'un parisien.

Un modèle exploratoire a été élaboré afin de mettre en évidence les effets de la ségrégation résidentielle, de l'accès à la mobilité et de la déconnexion géographique entre emplois et résidences sur le taux de chômage en Île-de-France en 1999. Plusieurs types de variables ont été construits à cet effet.

Les effets de ségrégation résidentielle (SR) ont ainsi pour finalité de décrire à la fois les mécanismes de ségrégation en œuvre sur le marché du logement et les caractéristiques des populations ségréguées. Les variables retenues sont : le % de ménages résidant en HLM, le % de familles monoparentales, le % d'étrangers et le % d'individus sans diplômes. On s'attend à ce que le taux de chômage augmente avec le % d'individus sans diplôme, le % de ménages résidant en HLM, etc..

L'accès à la mobilité (AM) renseigne quant à lui sur la capacité des ménages à se déplacer ou celles des actifs occupés à utiliser différents modes de déplacement ; il est ici appréhendé par le taux d'équipement des ménages. Cette variable devrait jouer positivement sur le taux de chômage en agissant comme un frein à la mobilité des ménages sous-équipés ou non équipés. Notons néanmoins que les avis sont contraires sur le sens de la relation. TAYLOR et ONG (1995) opposent *spatial mismatch* et *automobile mismatch*, indiquant que le problème se situerait essentiellement dans l'accès à la mobilité et non dans la disponibilité d'emplois au voisinage des zones résidentielles. A contrario MARTIN (2001) conclut à la supériorité des politiques d'emplois à proximité, sur les aides à la mobilité dans l'accès aux emplois des populations ségréguées. Avoir une voiture à disposition aide à trouver du travail et avoir du travail permet plus facilement de posséder une voiture, ce qui en toute rigueur pose un problème de simultanéité et nécessiterait le recours à un modèle à deux étapes, dont une estimation du taux de possession en fonction de variables exogènes du type : coût d'utilisation, nombre d'activités accessibles en voiture dans le voisinage, modes alternatifs disponibles, etc.. En outre, le taux d'équipement est aussi un indicateur de richesse, de sorte qu'il joue à la fois le rôle d'indicateur de mobilité et de variable de contrôle de la richesse.

La déconnexion géographique entre emplois et résidences est appréhendée par un indicateur d'accessibilité potentielle aux emplois. Ce dernier vise à mesurer la possibilité d'accéder à une ou plusieurs opportunités d'emplois localisées et recherchées pour elles-mêmes, au regard des qualifications demandées et offertes, par les individus qui se déplacent.

⁶ Sources : recensements de la population, exploitation complémentaire Insee.

Construction d'un indicateur d'accessibilité potentielle aux emplois

Les théories modernes du chômage peuvent être divisées en deux catégories. La première catégorie regroupe les modèles dans lequel le chômage est dû à des rigidités salariales, de sorte que demande et offre de travail ne s'égalisent pas. Dans la seconde classe de modèles, le chômage résulte de l'existence de frictions sur le marché du travail. Il existe un manque de coordination entre les agents qui conduit à l'existence de rationnement. Dans cette optique le processus d'appariement résulte de la confrontation entre la recherche d'emploi des travailleurs qui ont une connaissance imparfaite des postes vacants et le recrutement des entreprises qui ont une idée imprécise sur les caractéristiques des demandeurs d'emplois [PISSARIDES, 1990]. WASMER et ZENOU (1997) ont utilisé une extension spatiale de ce type de modèle pour étudier conjointement le chômage urbain et les choix de localisation des travailleurs au sein des agglomérations urbaines.

Dans cette perspective, un indicateur d'accessibilité potentielle aux emplois a été construit. Ce dernier vise à mesurer la possibilité d'accéder à une ou plusieurs opportunités d'emplois localisées et recherchées pour elles-mêmes par les individus qui se déplacent. Trois types d'indices ont été retenus. Un indice d'accessibilité global (« sans appariement ») et un indice d'accessibilité « avec appariement » qui tient pas compte des différences de qualification entre emplois offerts et qualifications détenues par les résidents. Ces deux indices ont été élaborés à partir d'un modèle d'interaction spatiale. Enfin un indice qui mesure « l'effet d'appariement » ou la qualité de l'appariement. La méthode employée se décompose en trois étapes :

On calcule un indice « d'**accessibilité sans appariement** » à l'emploi A_i défini de la manière suivante :

$$A_i = \sum_j E_j * d_{ij}^{-\gamma} , \forall i = 1, \dots, 1300 \quad [1]$$

E_j : nombre d'emplois au lieu de travail j

d_{ij} : distance à vol d'oiseau entre i et j

L'indice d'accessibilité est normé.

Le calcul du « frein de la distance » global γ et par catégorie socioprofessionnelle γ_k a été obtenu à l'aide d'un modèle poissonien à doubles contraintes de conservation des capacités d'émission et de réception. Ce modèle permet d'étudier les déterminants de l'interaction spatiale, c'est à dire d'analyser l'intensité des échanges entre les lieux d'origine et de destination des navettes et l'influence de la distance sur ces échanges, toutes choses égales quant aux capacités d'émission et de réception des lieux [AUBIGNY (d') et al. 2000].

La formulation du modèle est la suivante :

$$F_{ij}^k = a_i \cdot E_i \cdot b_j \cdot R_j \cdot d_{ij}^{\gamma_k}$$

F_{ij}^k : flux entre i et j estimé par le modèle à double contrainte

a_i : ensemble de paramètres permettant la conservation des capacités d'émission E_i

b_j : ensemble de paramètres permettant la conservation des capacités de réception R_j

$d_{ij}^{\gamma_k}$: expression paretienne de la fonction d'interaction spatiale, γ est le plus souvent négatif et exprime la diminution de l'intensité des flux domicile-travail occasionnée par le franchissement de la distance entre i et j .

Figure 2 :
Freins à la distance selon la PCS

Catégorie sociale	Frein de la distance (v_k)
Cadres	-0,966
Employés	-1,260
Ouvriers	-1,081
Prof. Int.	-1,137
Artisans	-0,857
Ensemble	-0,969

Champ : navettes supérieures à 10 actifs

Source : Insee, recensement de la population 1999, exploitation complémentaire

L'analyse porte sur les navettes domicile-travail de plus de 10 navetteurs par catégorie socioprofessionnelle (hors flux intra-communaux) en Île-de-France, telles qu'elles sont connues à partir de l'exploitation complémentaire du recensement de population de 1999. Les distances des navettes ont été calculées à vol d'oiseau entre centroïdes de communes. Les résultats obtenus sont donc différents de ceux des Enquêtes Globales Transport Île-de-France (EGT 1991, 1997 et 2001), qui prennent en compte les trajets réellement parcourus, soit partir d'un carroyage fin du territoire, soit sur la base des relevés des carnets de bord des conducteurs.

La mesure de l'indice « **d'accessibilité avec appariement** » à l'emploi A_i est définie de la manière suivante :

$$A_i = \sum_j \sum_k [p_{ik} * E_{jk}] * d_{ij}^{-\gamma_k}, \quad \forall i = 1, \dots, 1300 \quad [2]$$

avec :

p_{ik} : proportion d'emplois au lieu de résidence i appartenant à la catégorie socioprofessionnelle k

E_{jk} : nombre d'emplois au lieu de travail j appartenant à la catégorie socioprofessionnelle

d_{ij} : distance euclidienne entre i et j

γ_k exprime la diminution de l'intensité des flux domicile-travail occasionnée par le franchissement de la distance entre i et j par catégorie socioprofessionnelle k (cf. plus bas)

i : commune de résidence

j : commune de travail

L'indice d'accessibilité est normé.

Pour chaque commune de résidence i , la proximité aux emplois de la commune j , contribuera positivement à l'indice d'accessibilité, si et seulement si, les « qualifications » des emplois de la zone de résidence sont en adéquation avec les « qualifications offertes » dans la commune de travail.

On a utilisé une partition des CS en cinq catégories : cadres, employés, ouvriers, professions intermédiaires et artisans.

En soustrayant de l'indice normé « d'accessibilité avec appariement » [2], l'indice normé « d'accessibilité sans appariement » [1], l'on obtient une mesure de l'**effet d'appariement** au lieu de résidence. Une valeur positive de l'effet signifie un bon appariement entre les qualifications des résidents et leurs opportunités de travail à proximité, à l'inverse une valeur négative témoigne de problèmes d'appariement **[Figure 3 et Carte 1]**.

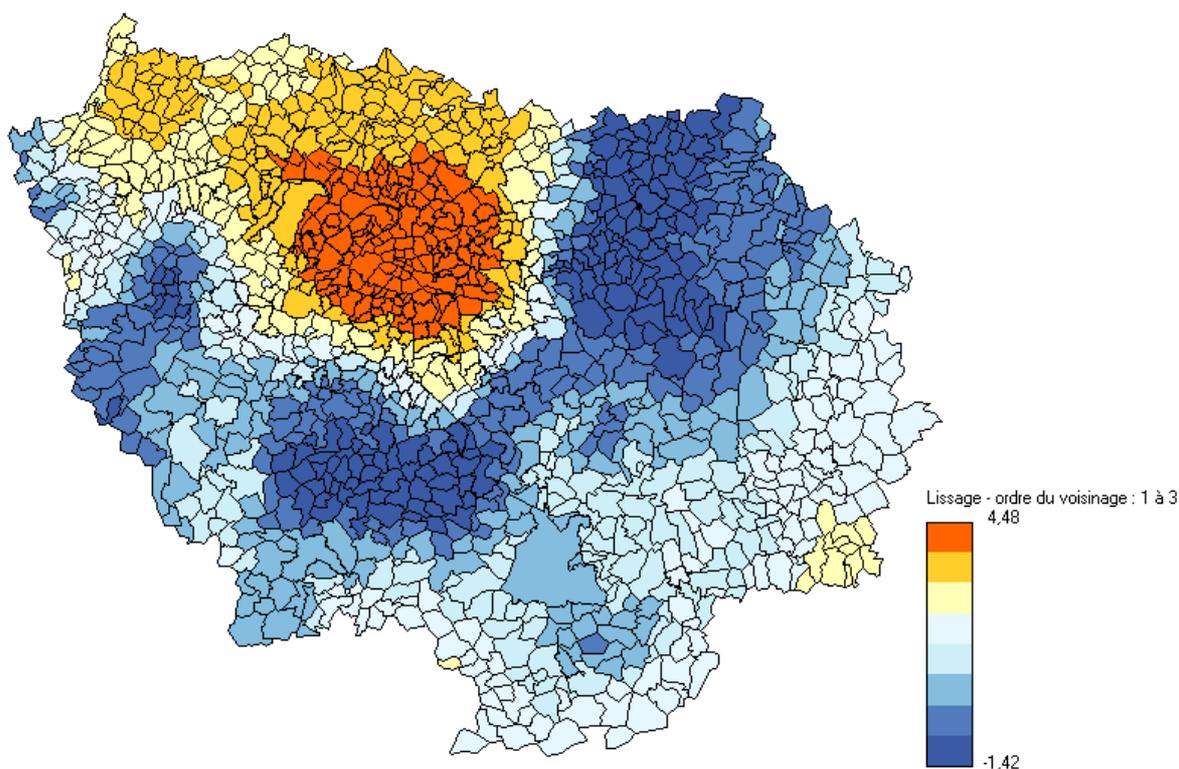
Figure 3 :
Quelques statistiques par département francilien en 1999

Départements Variables	75	77	78	91	92	93	94	95
Taux de chômage	11,4%	8,9%	7,7%	7,5%	9,5%	16,4%	10,8%	8,7%
	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,05)	(0,03)	(0,03)
% ménages en HLM	12,3%	4,2%	6,5%	7,8%	26,5%	34,0%	25,9%	8,0%
	(0,11)	(0,09)	(0,12)	(0,12)	(0,17)	(0,18)	(0,16)	(0,12)
% ménages sans voiture	57,6%	9,0%	7,9%	9,0%	27,7%	30,4%	22,6%	10,9%
	(0,08)	(0,05)	(0,05)	(0,06)	(0,09)	(0,11)	(0,10)	(0,07)
% familles mono-parentales	12,2%	6,0%	6,4%	7,0%	11,6%	13,7%	11,5%	7,6%
	(0,02)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,05)
% étrangers	15,3%	4,5%	5,9%	5,4%	11,3%	18,5%	11,4%	6,0%
	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,04)	(0,05)	(0,07)	(0,04)	(0,05)
% de non diplômés	10,8%	15,5%	11,0%	11,5%	11,3%	20,2%	13,6%	13,4%
	(0,03)	(0,05)	(0,05)	(0,04)	(0,05)	(0,05)	(0,05)	(0,05)
Effet d'appariement	5,16	-0,51	-0,12	-0,65	2,14	1,67	0,92	0,70
	(1,64)	(0,20)	(0,44)	(0,38)	(1,24)	(0,73)	(0,75)	(0,45)

Lecture : moyennes et écarts-types entre parenthèses

Source : Insee, recensement de la population 1999, exploitation complémentaire

Carte 1
Effet d'appariement

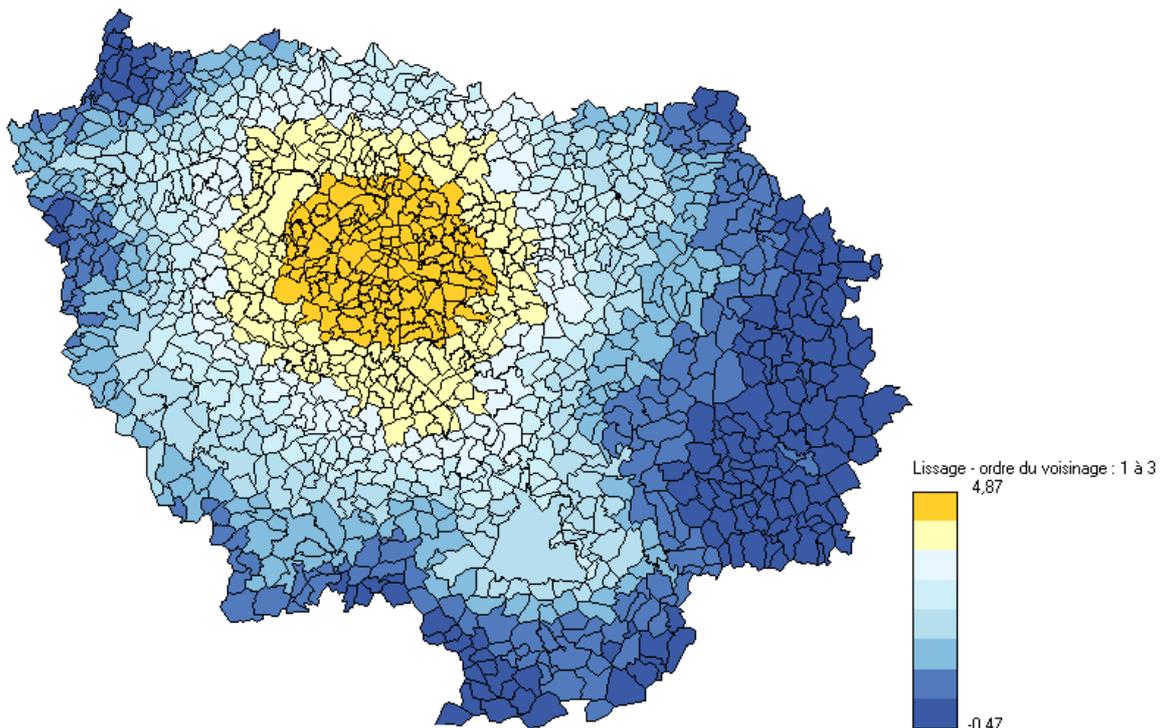


Fait avec Philcarto - <http://perso.club-internet.fr/philgeo>

Source : recensement de la population 1999, exploitation complémentaire (Insee)

On constate ainsi qu'en 1999, Paris concentre les plus forts indices d'accessibilité potentielle avec appariement aux emplois : le plus élevé se situant dans le 8^{ème} arrondissement (+ 10,5). Les personnes résidant dans les communes de la petite couronne ont aussi une forte probabilité de trouver, à proximité, un emploi correspondant à leur qualification. Cette conjonction est particulièrement vérifiée à Courbevoie, Puteaux et Boulogne-Billancourt où l'indice d'accessibilité est proche de + 5. Plus on s'éloigne de Paris plus l'accessibilité potentielle à l'emploi se réduit. En grande banlieue Sud, Ouest et Nord, l'indice d'accessibilité devient négatif, passé les villes nouvelles d'Évry, de Saint-Quentin-en-Yvelines et de Cergy Pontoise. La rupture est plus brutale en Seine-et-Marne où seules quelques zones, aux frontières de la petite couronne, ont un indice positif [Carte 2].

Carte 2
Accessibilité avec appariement



Fait avec Philcarto - <http://perso.club-internet.fr/philgeo>
Source : recensement de la population 1999, exploitation complémentaire (Insee)

Les résultats de la modélisation

Afin de corriger les problèmes d'autocorrélation spatiale positive⁷ que nous avons pu observer sur les données dont nous disposons au niveau de la commune, nous avons eu recours à un modèle autorégressif spatial estimé par maximisation de la vraisemblance.

Le modèle global vise à comprendre le niveau des taux de chômage⁸ communaux en Île-de-France en 1999.

Il s'agit d'un modèle de type autorégressif spatial estimé par maximisation de la vraisemblance, qui s'écrit sous la forme⁹ :

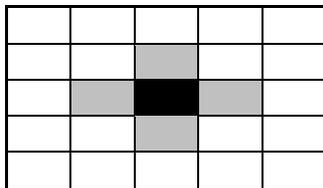
$$TCHO_i = \alpha + \rho W * TCHO_i + SR_i \beta + AM_i \gamma + AA_i \mu + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \approx N(0, \sigma^2)$$

avec :

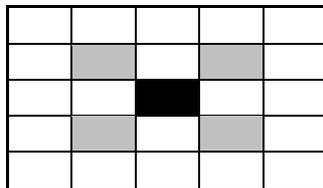
- $TCHO_i$: taux de chômage au sens du recensement de la commune i .
- SR_i , variables dites de ségrégation résidentielle : % de ménages en HLM, de non diplômés, de familles mono-parentales, d'étrangers, dans la commune i .
- AM_i , variable d'accès à l'automobile : % de ménages ne disposant pas de voiture dans la commune i .
- AA_i : indicateur d'accessibilité avec appariement de la commune i .
- W : matrice spatiale de contiguïté d'ordre 1 entre communes de type « reine ». Chaque zone a huit voisins dans les directions : Nord-sud, Est-Ouest, Nord-Est, Sud-Ouest, Sud-Est, Nord-Ouest.

Types conventionnels de contiguïté :

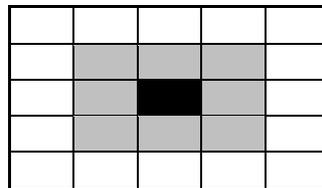
Tour



Fou



Reine



Pour en savoir plus, voir : Cliff, A. D., Ord, J. K., 1981, "Spatial processes: models and applications", Pion, London.

⁷ L'autocorrélation spatiale traduit l'idée que les valeurs prises par une variable dans un ensemble de zones géographiques sont souvent proches pour deux observations spatiales voisines. Sur une carte, le regroupement d'observations similaires ou dissemblables traduit une autocorrélation spatiale positive dans le premier cas, négative dans le second.

⁸ Au sens du recensement de la population (Insee).

⁹ Pour en savoir plus, voir Luc Anselin, 1988, « *Spatial Econometrics: Methods and Models* », Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.

Les résultats du modèle sont significatifs à l'exception de la variable proportion de ménages en HLM [Figures 4 et 5].

Figure 4 :
Estimation du taux de chômage en région francilienne

Variable	Coefficient	Coefficient standardisé**	"Impacts"
W * Taux de chômage	0,295		
Constante	0,014		
% ménages en HLM	0,035	0,160	0,5%
% ménages sans voiture	0,080	0,199	0,7%
% familles mono-parentales	0,023	0,043	0,1%
% étrangers	0,128	0,211	0,7%
% de non diplômés	0,191	0,466	1,6%
Ind. access. avec app.	-0,005	-0,148	-0,5%
AIC***	-6 186		
R ²	0,582		
N	1 300		

* variable non significative au seuil de 1%

** Coefficient * (écart-type de la var. dépendante / écart-type de la var. indépendante)

*** critère d'information d'Akaike

Figure 5 :
Impacts sur la variation du taux de chômage en 1999

Pour une variation de + 1 écart-type sur les moyennes des variables explicatives

Départements Variables	75	77	78	91	92	93	94	95
Taux de chômage observé	11,4%	8,9%	7,7%	7,5%	9,5%	16,4%	10,8%	8,7%
Taux de chômage simulé :								
% ménages en HLM	11,9%	9,4%	8,3%	8,0%	10,1%	16,9%	11,3%	9,2%
% ménages sans voiture	12,0%	9,6%	8,4%	8,1%	10,2%	17,1%	11,4%	9,4%
% familles mono-parentales	11,5%	9,0%	7,9%	7,6%	9,7%	16,5%	10,9%	8,8%
% étrangers	12,1%	9,6%	8,4%	8,2%	10,3%	17,1%	11,5%	9,4%
% de non diplômés	13,0%	10,5%	9,3%	9,0%	11,1%	18,0%	12,4%	10,3%
Ind. access. avec appariement	10,9%	8,4%	7,2%	6,9%	9,0%	15,9%	10,3%	8,2%

Lecture : une augmentation de l'indice d'accessibilité avec appariement d'un écart-type génère une baisse du taux de chômage de 0,5 points en moyenne dans le département. A Paris, le taux de chômage passerait ainsi de 11,4% à 10,9%.

Le coefficient du taux de chômage « spatialement » décalé est significativement positif, ce qui peut traduire des effets de débordement entre taux de chômage communaux voisins, effets qui ne sont pas pris en compte dans les variables explicatives. L'analyse des coefficients standardisés permet d'apprécier l'impact de chacune des variables explicatives. L'impact de la variable d'accessibilité apparaît faible. En effet, une augmentation de l'accessibilité d'un écart-type (∂) est liée à une baisse du taux de chômage de $0,15 \partial$, soit 0,5 %. Une augmentation d'1 ∂ de la part des ménages non motorisés (%) entraîne une progression du chômage de 0,7 %.

Ces résultats sont à rapprocher de ceux trouvés par GASCHET et GAUSSIER [2003, 2004] sur l'aire urbaine bordelaise, où une augmentation d'un écart-type de la tension offre-demande génère une baisse du taux de chômage de 0,41% et une baisse d'un écart-type de la part des ménages non motorisés, un recul du taux de chômage de 1,12 %.

Il reste que ce type d'approche a ses limites. DUJARDIN, SELOD et THOMAS (2002) font ainsi remarquer qu'une modélisation de type agrégée du taux local de chômage, ne permet pas de distinguer les effets de structure, des effets de ségrégation et qu'elle reste sujette au risque de « l'erreur écologique », qui consiste à inférer les résultats à un niveau micro-économique, les résultats obtenus à un niveau macro-économique. Selon ces auteurs, l'effet de l'éloignement aux emplois n'amplifierait plus le chômage dans le cadre d'une modélisation sur données individuelles. GASCHET et GAUSSIER (2003) soulignent quant à eux, l'exigence d'intégrer les effets de compétition locale pour l'emploi et de mesurer directement des opportunités d'emploi et non l'emploi lui-même.

Pour aller plus loin

- Berroir S., Mathian H., Saint-Julien Th., Sanders L., (2004), « Mobilités et polarisations : vers des métropoles polycentriques ; Le cas des métropoles francilienne et méditerranéenne », UMR Géographie-cités CNRS, Université Paris1, Université Paris7, ENS Lettres Sciences Humaines Lyon, étude réalisée pour le Plan Urbanisme Construction Architecture, Pôle Sociétés urbaines, Habitat et Territoires, dans le cadre du programme de recherche « Mobilités et territoires urbains ».
- Dujardin C, Selod H., Thomas I., (2004), « Le chômage dans l'agglomération bruxelloise : une explication par la structure urbaine », *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, N° 1, ADICUEER.
- Hilal M., (2004), « Accessibilité aux emplois en France : le rôle de la distance à la ville », *Cybergéo : Revue européennes de géographie*, n° 293, 2 déc., Théoquant 2003.
- Berger M. et Wenglenski S., (2003), « les distances entre domicile et lieu de travail continuent de s'allonger », *Atlas des franciliens*, tome 4, Activité et emploi, Insee Île-de-France, laurif, pp. 104-105.
- Berger M. et Wenglenski S., (2003), « les cadres font les navettes les plus longues pour se rendre sur leur lieu de travail », *Atlas des franciliens*, tome 4, Activité et emploi, Insee Île-de-France, laurif, pp. 106-107.
- Gaschet F., Gaussier N., (2003), « Ségrégation urbaine et marchés du travail au sein de l'aire urbaine bordelaise : quelle portée pour l'hypothèse de mauvais appariement spatial ? », XXXIXème colloque de l'ASRDLF, *Concentration et ségrégation, dynamiques et inscriptions territoriales*, Lyon, 1,2 et 3 septembre.
- Gobillon L, Selod H., (2003), « Les déterminants spatiaux du chômage en Île-de-France », dans *Ségrégation Urbaine et Intégration sociale*, Les rapports du Conseil d'analyse économique, n° 45, complément B, Paris La Documentation française, pp. 171-187.
- Beaufils F., (2002), « En grande couronne, un ménage sur trois possède une seconde voiture » , dans Insee Regards Île-de-France N° 54, *Les déplacements en Île-de-France, domicile-travail, domicile-études*, avril, pp. 17-22.
- De Rango K., (2000), « A Note on Commutes and the Spatial Mismatch Hypothesis », W.E. Upjohn Institute for Employment Research, 11 p..
- Aubigny (d'), G., Calzada, C., Grasland, C., Robert, D., Viho, G., et Vincent, J.-M., (2000), « Approche Poissonienne des modèles d'interaction spatiale », *Cybergeo*, mars, pp. 54-67.
- Vandermissen M.-H., Villeneuve P., Thériault M., (2001), « Mobilité et accessibilité : leurs effets sur l'insertion professionnelle des femmes », *Espace Géographique*, N° 4, pp. 289-305.
- Preston, V.A. and McLafferty, S., (1999), « Spatial Mismatch Research in the 1990's: Progress and Potential", *Papers of Regional Science*, 78 : 5-20.
- Wasmer E., Zenou Y, (1999), « Does space affect search ? A theory of local unemployment », CEPR dp2157, Londres.
- Ihlanfeldt K, Sjoquist D., (1998), « The Spatial Mismatch Hypothesis: A Review of Recent Studies and Their Implications for Welfare Reform », *Housing Policy Debate*, 9, pp. 849-892.
- Arnott R., (1998), « Economic Theory and the spatial mismatch Hypothesis », *Urban Studies*, Vol. 35, N° 7, pp. 1171-1185.
- Pugh M., (1998), « Barriers to Work: The Spatial Divide between Jobs and Welfare Recipients in Metropolitan Areas », The Brookings Institution, Center on Urban and Metropolitan Policy.
- Handy S. L., Niemer D. A., (1997), « Measuring accessibility : an exploration of issues and alternatives », *Environment and Planning A*, Vol. 39, pp. 1175-1194.
- Cervero R., Rood T., Appleyard B., (1995), « Job accessibility as a performance indicator : an analysis of trends and their social policy implications in the San Francisco Bay

Area », Institute of Urban and Regional Development, University of California, working paper, April, UCTC N° 366.

- Castellan M., M. Marpsat et M.F. Goldberger, (1992), « Les quartiers prioritaires de la politique de la ville », *Insee Première*, n° 234.
- Kain J. F. (1968), « Housing Segregation, Negro Employment, and Metropolitan Decentralization » *The Quarterly Journal of Economics*, May, Vol. LXXXII, N° 2.