

LE CHÔMAGE DANS L'AGGLOMÉRATION BRUXELLOISE : UNE EXPLICATION PAR LA STRUCTURE URBAINE

Claire Dujardin *et al.*

Armand Colin | *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*

2004/1 - février
pages 3 à 27

ISSN 0180-7307

Article disponible en ligne à l'adresse:

<http://www.cairn.info/revue-d-economie-regionale-et-urbaine-2004-1-page-3.htm>

Pour citer cet article :

Dujardin Claire *et al.*, « Le chômage dans l'agglomération bruxelloise : une explication par la structure urbaine », *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, 2004/1 février, p. 3-27. DOI : 10.3917/reru.041.0003

Distribution électronique Cairn.info pour Armand Colin.

© Armand Colin. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

**LE CHÔMAGE DANS L'AGGLOMÉRATION BRUXELLOISE :
UNE EXPLICATION PAR LA STRUCTURE URBAINE ***

**UNEMPLOYMENT IN THE BRUSSELS METROPOLITAN AREA :
THE ROLE OF CITY STRUCTURE**

par

Claire DUJARDIN **

Aspirant du F.N.R.S.
GEOG (UCL) et CORE
dujardin@geog.ucl.ac.be

Harris SELOD ***

Chargé de recherches INRA (LEA),
PARIS-Jourdan (INRA-LEA) et CREST
selod@ens.fr

et

Isabelle THOMAS **

Maître de recherches du F.N.R.S.
GEOG (UCL) et CORE
isabelle@geog.ucl.ac.be

** Département de Géographie, Université catholique de Louvain
3, Place Pasteur
B - 1348 LOUVAIN-LA-NEUVE

*** INRA-LEA
48, Boulevard Jourdan
F - 75014 PARIS

Mots-clés : Chômage urbain, spatial mismatch, ségrégation résidentielle.

Key-words : Urban unemployment, spatial mismatch, residential segregation.

Classification JEL : R0, J6, J7.

* Première version septembre 2002, version révisée octobre 2003.

Les auteurs remercient Patrick DEBOOSERE et le Point d'Appui Démographie (Vrije Universiteit van Brussel) de leur avoir fourni les données nécessaires à cette étude, ainsi que Dominique PEETERS pour une lecture minutieuse d'une première version de l'article. Harris SELOD remercie la Commission Européenne pour le financement de ses travaux (bourse Marie CURIE HPCF-CT-2000-00614).

- INTRODUCTION -

De nombreux travaux économiques, sociologiques et géographiques se sont penchés sur la question de la structure sociale et spatiale des villes, et plus particulièrement sur la répartition spatiale du chômage au sein des agglomérations urbaines (BURGESS, 1925 ; HOYT, 1939 ; KASARDA, 1989 ; WILSON, 1987 et 1996 ; VANDERMOTTEN et al, 1999). Ainsi, la majorité des villes présente une structure spatiale opposant le centre-ville à la périphérie. Aux États-Unis, les centres des villes sont généralement pauvres et connaissent d'importants problèmes sociaux, tandis que la banlieue est plus aisée. Bruxelles se rapproche de ce schéma puisque son centre-ville connaît des taux de chômage élevés et concentre des populations défavorisées, en particulier minorités ethniques et individus peu qualifiés (KESTELOOT et al, 2001 ; THOMAS et ZENOU, 1999 ; GOFFETTE-NAGOT, THOMAS et ZENOU, 2000).

Deux hypothèses opposées, mais non mutuellement exclusives, ont été avancées afin d'expliquer cette différenciation intra-urbaine des taux de chômage. La première et la plus évidente met l'accent sur les choix de localisation résidentielle par lesquels les individus se stratifient naturellement dans l'espace urbain en fonction de leurs caractéristiques socio-économiques. C'est un des résultats classiques des modèles d'économie urbaine (voir par exemple FUJITA, 1989) sur lequel nous ne reviendrons pas. La deuxième explication, et qui fait l'objet de cet article, renverse pour ainsi dire la causalité en suggérant que l'organisation spatiale des villes peut être en soi une source de chômage. Cette explication s'appuie sur des théories qui peuvent être subdivisées en deux groupes selon (i) qu'elles insistent sur les effets négatifs de la ségrégation résidentielle entre groupes ethniques ou socio-économiques (CUTLER et GLAESER, 1997 ; ELLEN et TURNER, 1997) ou (ii) qu'elles soulignent le rôle défavorable de la déconnexion physique entre lieux de résidence et lieux d'emploi (hypothèse du *spatial mismatch* avancée par KAIN, 1968 ; voir la revue empirique de IHLANFELDT et SJOQUIST, 1998 ou la revue empirique et théorique de GOBILLON, SELOD et ZENOU, 2002).

Ces théories qui relient l'organisation des villes au marché du travail sont apparues aux États-Unis et ont été principalement testées pour des métropoles américaines (voir par exemple IMMERGLUCK, 1998 ; O'REGAN et QUIGLEY, 1996 et 1998). On connaît à l'heure actuelle peu d'études de ce type pour les villes européennes (voir GOBILLON et SELOD, 2003, pour une étude de l'agglomération parisienne). Malgré l'intérêt porté à la question, les études empiriques n'ont pas encore atteint de consensus quant aux effets de la ségrégation résidentielle et du *spatial mismatch* sur la différenciation intra-urbaine du chômage. Cette absence de consensus tiendrait selon certains auteurs (par exemple O'REGAN et QUIGLEY, 1998) à la grande diversité des méthodes employées et à la comparabilité limitée des différentes sources de données utilisées. Sur ce dernier point, une distinction peut être faite entre d'une part, les études basées sur des données agrégées par zone géographique et, d'autre part, les études basées sur des données individuelles. Les premières s'attachent à expliquer les différenciations spatiales du taux de chômage à l'aide d'indicateurs mesurant la

composition sociale des quartiers et/ou la déconnexion physique aux emplois (voir par exemple IMMERGLUCK, 1998 ainsi que FIELDHOUSE, 1999), tandis que les secondes tentent d'évaluer le rôle des caractéristiques individuelles et des caractéristiques du quartier dans l'explication des probabilités de chômage de certains groupes d'individus (voir O'REGAN et QUIGLEY, 1996 et 1998 ou encore BAUDER et PERLE, 1999).

Le présent article a pour objectif principal de tester les théories relatives au rôle de la ségrégation résidentielle et de la déconnexion physique aux emplois sur la formation du chômage dans le cas de l'agglomération bruxelloise. Sur le plan méthodologique, nous souhaitons également comparer les résultats obtenus en utilisant deux bases de données, toutes deux construites à partir du Recensement de la Population de 1991, mais qui diffèrent par leur niveau d'agrégation (Institut National de Statistiques, 1991a et 1991b). Dans un premier temps, nous utilisons des données agrégées afin de régresser le taux de chômage local sur des indicateurs de composition sociale des quartiers et d'accessibilité physique aux emplois de l'agglomération. Ensuite, nous estimons une probabilité de chômage à partir des données individuelles en prenant en compte tant les caractéristiques des individus que celles de leur ménage et de leur quartier de résidence. L'article met ainsi en évidence un certain nombre de problèmes liés à l'utilisation de données agrégées et souligne l'importance de la mise à disposition de données individuelles pour l'étude de ce type de problématique. Dans une première section, nous présentons une brève synthèse de la littérature économique qui expose les liens entre l'organisation spatiale des villes et la formation du chômage. La deuxième section décrit la base de données et les méthodes utilisées. La troisième section présente quelques faits stylisés sur l'agglomération bruxelloise. La quatrième section présente les principaux résultats obtenus et la cinquième section conclut.

- I -

ORGANISATION DES VILLES ET CHÔMAGE

La littérature économique suggère que l'organisation spatiale des agglomérations urbaines peut avoir des effets négatifs sur l'emploi et le revenu des populations les plus fragiles. Les performances d'un individu sur le marché du travail seraient ainsi fonction non seulement de ses caractéristiques individuelles (âge, niveau d'éducation, appartenance ethnique,...) mais également de sa localisation au sein de la ville. Cette idée s'appuie sur deux grands types d'explications que nous présentons successivement.

1.1. La déconnexion physique entre lieux de résidence et lieux d'emploi

La déconnexion physique entre lieux d'emploi et lieux de résidence (qualifiée de *spatial mismatch* ou mauvais appariement spatial par la littérature américaine) peut être à l'origine de coûts de déplacement monétaires ou temporels élevés qui sont une entrave à la mobilité. Pour les individus n'ayant pas accès à l'automobile, l'utilisation de transports en commun inadaptés peut également être

coûteuse (couverture insuffisante de certaines zones par les points de desserte, temps d'attente importants aux nœuds d'interconnexion, problèmes de coordination des différents modes de transport utilisés, faibles fréquences de passage, voire fermeture du réseau à certaines heures).

Dans ce contexte, pour les chômeurs des zones les plus éloignées des emplois, des coûts trop importants au regard du salaire proposé pour un emploi distant peuvent tout simplement **décourager l'acceptation du poste** ou bien, en cas d'acceptation, conduire à un salaire net très faible. BRUECKNER et MARTIN (1997) et BRUECKNER et ZENOU (2003) proposent des modèles urbains dans lesquels ces coûts associés à la distance sont l'origine principale du chômage urbain.

L'éloignement aux emplois peut également **décourager la prospection d'emploi** (à cause des coûts de déplacement élevés) ou même **détériorer son efficacité**. En ce qui concerne ce second point, la littérature suggère que l'information disponible sur les emplois vacants décroît avec la distance aux emplois, ce qui réduit d'autant l'efficacité de la prospection (ROGERS, 1997 ; IHLANFELDT et SJOQUIST, 1990 ; IHLANFELDT, 1997). Cette décroissance de l'information avec la distance peut s'expliquer par le fait que de nombreuses entreprises cherchant à pourvoir un poste pour un emploi peu qualifié ont souvent recours à des moyens de recrutement à portée limitée dans l'espace, tels l'affichage d'offres d'emploi en vitrine ou la publication d'annonces dans les journaux locaux (TURNER, 1997). Une autre explication est que les demandeurs d'emploi ont plus de difficultés à identifier les employeurs potentiels dans des zones distantes qu'ils ne connaissent pas. DAVIS et HUFF (1972) ont ainsi montré que les demandeurs d'emploi ne prospectent efficacement que dans un périmètre restreint autour de leur lieu de domicile même si cette zone ne comprend que des emplois de moins bonne qualité et de surcroît peu rémunérés. Il existe aujourd'hui un certain nombre de modèles théoriques qui expliquent la formation du chômage par ces mécanismes (BRUECKNER et ZENOU, 2003 ; WASMER et ZENOU, 2002).

1.2. La ségrégation résidentielle

La distance physique entre lieux de résidence et d'emploi n'est pas la seule façon dont l'espace peut restreindre les opportunités économiques des habitants des zones défavorisées. En effet, la théorie économique met également l'accent sur le rôle de la ségrégation socio-économique voire ethnique des quartiers. Trois principales conséquences de cette ségrégation ont été mises en évidence.

La ségrégation résidentielle peut tout d'abord jouer un rôle de **frein à l'acquisition de capital humain** et, de ce fait, avoir un impact négatif sur l'employabilité des individus ségrégués, en particulier des jeunes. Le lien entre ségrégation résidentielle et échec scolaire est d'ailleurs bien connu, la ségrégation résidentielle allant de pair avec une concentration d'élèves en difficulté dans les écoles (BENABOU, 1993). Or, la littérature sur les fonctions de production de l'éducation a montré l'importance des « effets de pairs », la réussite d'un élève

dépendant fortement des caractéristiques socio-économiques des autres élèves de la classe (SUMMERS et WOLFE, 1977 ; ARNOTT et ROWSE, 1987). Ainsi, dans les quartiers où il existe une masse importante d'élèves faibles, ces externalités de capital humain peuvent détériorer plus encore la réussite de l'ensemble des élèves qui y sont scolarisés. Par ailleurs, les problèmes sociaux qui détériorent l'employabilité des individus se transmettent également par des interactions de voisinage. Le sociologue CRANE (1991) développe dans cette perspective une théorie « épidémique » des ghettos selon laquelle la propension des jeunes à adopter un comportement déviant (par exemple l'abandon des études, la participation à la délinquance locale) dépend 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.

Une deuxième conséquence de la ségrégation résidentielle est qu'elle *détériore les réseaux sociaux* dans les quartiers défavorisés. Or, il a été démontré qu'une proportion importante d'emplois sont trouvés par contacts personnels (MORTENSEN et VISHWANATH, 1994) et que les personnes peu qualifiées, les jeunes, et les minorités ethniques ont en grande partie recours à ce mode de recherche informelle (HOLZER, 1987 et 1988). Pour ces individus fragiles, la qualité du réseau social est donc primordiale dans le processus d'obtention d'un emploi. Or, beaucoup de ces individus résident dans des zones isolées et défavorisées où le réseau social est de faible qualité. En particulier, le taux de chômage dans ces zones étant plus élevé que la moyenne, les individus qui y résident 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) estime ainsi qu'aux États-Unis la faible qualité des réseaux sociaux explique une part importante des problèmes d'emploi dans les quartiers défavorisés. Dans ce contexte, SELOD et ZENOU (2001 et 2003) proposent des formulations théoriques des effets négatifs de la ségrégation reposant sur ces mécanismes.

Enfin, un troisième mécanisme liant ségrégation et mauvais résultats sur le marché du travail pourrait résulter de la réticence des employeurs à embaucher des individus qui résident dans des quartiers défavorisés. La stigmatisation de ces quartiers serait ainsi à l'origine d'un phénomène de *discrimination « territoriale »* (voir la modélisation de ZENOU et BOCCARD, 2000).

- II - DONNÉES ET MÉTHODES UTILISÉES

Cet article a pour but de mettre en évidence les effets de la ségrégation résidentielle et de la déconnexion physique entre emplois et résidences sur le chômage dans l'agglomération bruxelloise. L'objectif est double. Sur le plan empirique, nous voulons tester la validité des théories américaines reliant la structure urbaine au chômage dans le cas d'une ville européenne, en l'occurrence Bruxelles. Sur le plan méthodologique, nous souhaitons mettre l'accent sur l'importance du choix des données utilisées dans ce type de problématique, en particulier le choix entre données agrégées et données individuelles. Dans ce but, une démarche en deux étapes est mise en œuvre. Dans un premier temps, nous utilisons des données agrégées par zone géographique afin de régresser le taux de chômage local sur des indicateurs de composition sociale des quartiers et d'accessibilité physique aux emplois de l'agglomération. Ensuite, nous estimons une probabilité de chômage à partir des données individuelles en prenant en compte tant les caractéristiques des individus que celles de leur ménage et de leur quartier de résidence. Cette section décrit brièvement les bases de données mises à notre disposition. Elle définit également la zone d'étude et expose en détail les méthodes statistiques utilisées dans la suite de l'article.

2.1. Données utilisées

Nous utilisons deux bases de données toutes deux extraites du Recensement de la Population de 1991 mais qui diffèrent par leur niveau d'agrégation (INSTITUT NATIONAL DE STATISTIQUES, 1991a et 1991b).

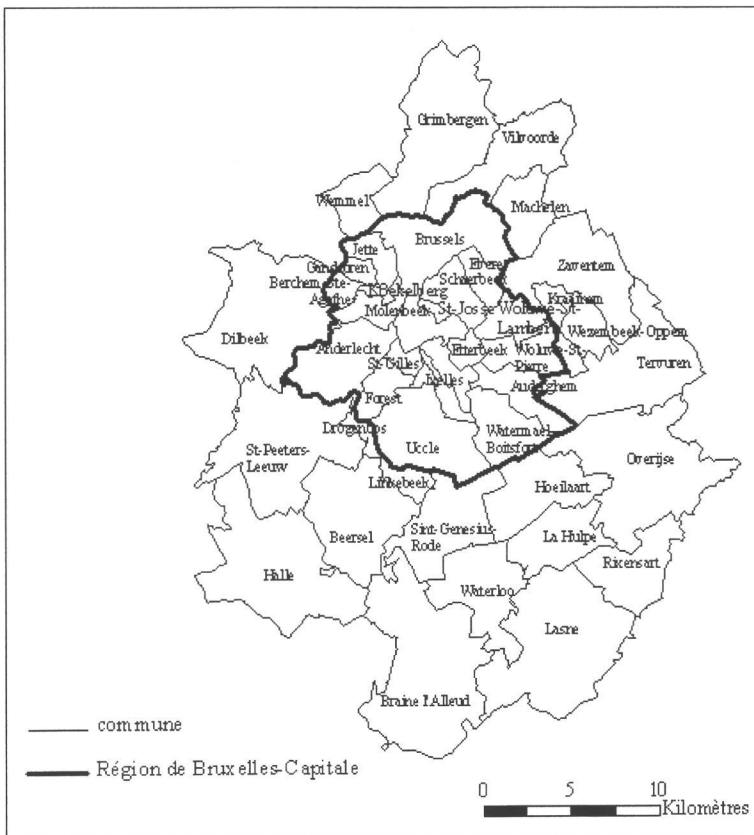
Dans la première base de données, l'unité statistique est *l'individu*. Pour tous les individus âgés de 19 à 64 ans et résidant dans la zone d'étude (définie à la section 2.2.), nous disposons des principales caractéristiques individuelles, notamment l'âge, le sexe, le niveau d'éducation, la nationalité, le statut d'emploi, le quartier de résidence et de travail (s'il y a lieu), le lien de parenté avec la personne de référence du ménage. Cette base de données contient également un code d'identification pour chaque ménage, ce qui nous permet d'identifier les personnes appartenant au même ménage et donc d'attribuer à chaque individu diverses caractéristiques du ménage auquel il appartient (notamment le statut d'emploi de la personne de référence du ménage et la possession d'une automobile).

Dans la deuxième base de données, l'unité statistique est *le quartier* (voir section 2.2.). Cette base a été construite par nos soins en agrégeant les individus à l'échelle du quartier en fonction de leurs caractéristiques. Nous disposons ainsi de différents indicateurs de la composition socio-économique des quartiers, entre autres le pourcentage de chômeurs, les taux d'éducation et les taux d'étrangers. Nous utilisons par ailleurs des variables fournies directement par l'Institut National de Statistiques à l'échelle du quartier, telles que le pourcentage de ménages de type « mère célibataire ».

2.2. Zone d'étude

Notre étude porte sur Bruxelles, qui forme à côté de la Flandre et de la Wallonie une région institutionnelle à part entière : la Région de Bruxelles-Capitale composée de 19 communes (environ 1 million d'habitants sur une surface de 163 km²). Cependant, l'agglomération fonctionnelle bruxelloise s'étend bien au-delà de ses limites institutionnelles (THOMAS, TULKENS et BERQUIN, 2000). Dès lors, nous avons choisi de travailler sur ***l'Agglomération Urbaine Étendue*** (A.U.E.) constituée de 41 communes définissant la ville et sa proche banlieue (voir figure 1) (1)*. L'A.U.E. compte 1,4 million d'habitants et s'étend sur une surface de 723 km². Dans l'analyse statistique qui suit, les 41 communes ont été subdivisées en 328 quartiers. Pour des raisons statistiques, les quartiers de moins de 50 actifs n'ont pas été pris en compte dans l'analyse, ce qui nous ramène à un total de 316 quartiers.

Figure 1 : L'Agglomération Urbaine Étendue de Bruxelles.



* Les chiffres entre parenthèses renvoient aux notes en fin d'article.

2.3. Méthodes

2.3.1. Traitement des données agrégées

Afin de mettre en évidence les facteurs influençant le taux de chômage dans l'agglomération bruxelloise, nous estimons un modèle de régression dans lequel le taux de chômage du quartier s'explique par deux groupes de variables. Le premier regroupe des variables mesurant la composition socio-économique de la population, tandis que le second regroupe des indicateurs d'accessibilité physique aux emplois. Ce modèle se formule comme suit :

$$Txchom_i = \alpha + \beta Comp_i + \gamma Accès_i + \varepsilon_i \quad [1]$$

$Txchom_i$ est le taux de chômage des 19-64 ans, c'est-à-dire la part des chômeurs parmi les actifs âgés de 19 à 64 ans. $Comp_i$ est un ensemble de variables mesurant la composition sociale des quartiers : le pourcentage d'individus peu qualifiés (c'est-à-dire ayant au plus un diplôme de l'enseignement secondaire inférieur, correspondant normalement à un âge de 15 ans) parmi les individus âgés de 19 à 64 ans ne suivant plus d'enseignement, le pourcentage d'individus âgés de moins de 30 ans parmi les 19-64 ans, le pourcentage de femmes parmi les 19-64 ans, le pourcentage d'individus de nationalité étrangère parmi les 19-64 ans, et le pourcentage de ménages de type « mère célibataire » parmi les ménages privés (2). Selon les théories présentées à la section 1.2., le taux de chômage devrait augmenter avec le pourcentage de mères célibataires (théorie épidémique des ghettos), le pourcentage d'étrangers (discrimination territoriale) et le pourcentage de peu qualifiés (effets de pairs négatifs). Les pourcentages de jeunes et de femmes ont été introduits afin de prendre en compte des effets de composition dans la détermination du taux de chômage (les jeunes et les femmes étant plus fréquemment au chômage). $Accès_i$ regroupe des indicateurs d'accès aux emplois : le pourcentage de ménages possédant au moins une automobile ainsi que deux indicateurs de la déconnexion physique entre emplois et résidences, la distance moyenne du quartier aux emplois de l'agglomération et la densité d'emplois du quartier (définis ci-dessous). α , β et γ sont des paramètres à estimer et ε_i est le terme d'erreur.

La distance moyenne aux emplois se définit comme la moyenne des distances du quartier i à tous les quartiers j de l'agglomération (d_{ij}) pondérée par le nombre d'emplois localisés dans chacun de ces quartiers (E_j), soit pour un quartier i ,

$$\sum_j d_{ij} E_j / \sum_j E_j \quad [2]$$

avec d_{ii} prenant comme valeur 2/3 du rayon d'un cercle de surface équivalente à celle du quartier i considéré (3). La densité d'emplois du quartier se définit quant à elle comme le rapport entre d'une part, le nombre d'emplois localisés dans ce quartier et les quartiers contigus et d'autre part, le nombre d'actifs résidant dans ce quartier et les quartiers contigus. Cette définition lisse la densité d'emplois et atténue les valeurs extrêmes. Ces deux indicateurs de déconnexion physique entre

emplois et résidences ont été calculés pour le total des emplois mais également pour les emplois dits « peu qualifiés » (c'est-à-dire correspondant au plus à un diplôme de l'enseignement secondaire inférieur). Ceci permettra la prise en compte d'un éventuel mauvais appariement spatial des qualifications demandées et offertes. Conformément aux théories du *spatial mismatch* exposées à la section 1.1., on s'attend à ce que le taux de chômage augmente avec la distance moyenne aux emplois et diminue avec la densité locale d'emplois.

Il est nécessaire de rappeler ici que les données intra-urbaines sont, au même titre que d'autres données spatiales, susceptibles de poser un problème d'autocorrélation spatiale positive. Celle-ci survient lorsque les résidus de la régression sont plus fortement corrélés pour des quartiers proches que pour des quartiers distants. Une première régression du taux de chômage ayant montré l'existence de ce problème, nous le corrigeons en proposant le modèle autorégressif suivant (voir ANSELIN, 1988 et JAYET, 1993) :

$$Txchom_i = \alpha + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} Txchom_j + \beta Comp_i + \gamma Accès_i + \varepsilon_i \quad [3]$$

où $\sum_{j \neq i} w_{ij} Txchom_j$ est une variable *endogène* spatialement décalée (w_{ij} prenant la valeur $1/N_i$ si les quartiers i et j sont voisins et 0 sinon, N_i étant le nombre de voisins de i et ρ le coefficient autorégressif. Lorsque ce coefficient est significativement positif, il peut être interprété comme la présence d'effets de débordement entre quartiers voisins, non pris en compte par les variables utilisées dans le modèle. Les paramètres α , β , γ et ρ sont estimés par maximum de vraisemblance.

Le recours à ces régressions agrégées permet de mettre en évidence des relations spatiales contribuant à la formation du chômage au niveau des quartiers (voir section 4.1.). Cependant, cette méthode rencontre plusieurs problèmes. Tout d'abord, elle ne permet pas de distinguer les *effets de composition* (par exemple, une zone comportant une proportion élevée d'étrangers connaît un taux de chômage élevé car les étrangers sont toutes choses égales par ailleurs plus au chômage) des *effets de ségrégation* (une zone comportant une proportion élevée d'étrangers connaît également un taux de chômage élevé pour des raisons de stigmatisation du quartier par les employeurs ou à cause de la faiblesse des réseaux sociaux permettant d'accéder à l'emploi). De plus, cette méthode est sujette au risque de « l'erreur écologique » (*ecological fallacy*), une erreur d'interprétation qui consiste à inférer à un niveau individuel des résultats obtenus à un niveau agrégé (FOTHERINGHAM, BRUNSDON et CHARLTON, 2000). Le recours à des données individuelles permet d'apporter une solution à ces problèmes.

2.3.2. Traitement des données individuelles

Sur base des données individuelles du Recensement, nous estimons un modèle de probabilité de chômage en prenant en compte tant les caractéristiques des individus que celles de leur ménage et de leur quartier de résidence.

Cependant, mettre en relation les résultats des individus à leur localisation résidentielle pose le problème de l'endogénéité des choix de localisations aboutissant à un regroupement spatial d'individus exhibant des caractéristiques similaires et des résultats identiques sur le marché du travail. En d'autres mots, il est impossible de distinguer si un individu est au chômage parce qu'il vit dans un quartier particulier (effet de ségrégation ou d'accès aux emplois) ou bien si cet individu vit dans ce quartier parce qu'il est au chômage (regroupement spatial d'individus similaires). Pour pallier ce problème, nous avons choisi de restreindre notre échantillon aux jeunes actifs domiciliés chez leurs parents (comme dans O'REGAN et QUIGLEY, 1996 et 1998). Ainsi, le choix de localisation résidentielle (effectué antérieurement par les parents) peut être considéré comme exogène à la situation du jeune adulte. L'échantillon considéré regroupe ainsi l'ensemble des actifs âgés de 19 à 25 ans et résidant chez leurs parents en omettant les individus pour lesquels des caractéristiques importantes étaient manquantes (telles que le niveau d'éducation, la possession d'une automobile ou le statut d'emploi du chef de ménage). Nous avons également éliminé les individus résidant dans des quartiers de moins de 50 actifs. Ceci nous donne un échantillon de 29 689 individus, soit 87 % des actifs âgés de 19 à 25 ans résidant chez leurs parents.

Sur base de cet échantillon, la probabilité de chômage P_i de l'individu i est estimée en utilisant le modèle logistique suivant :

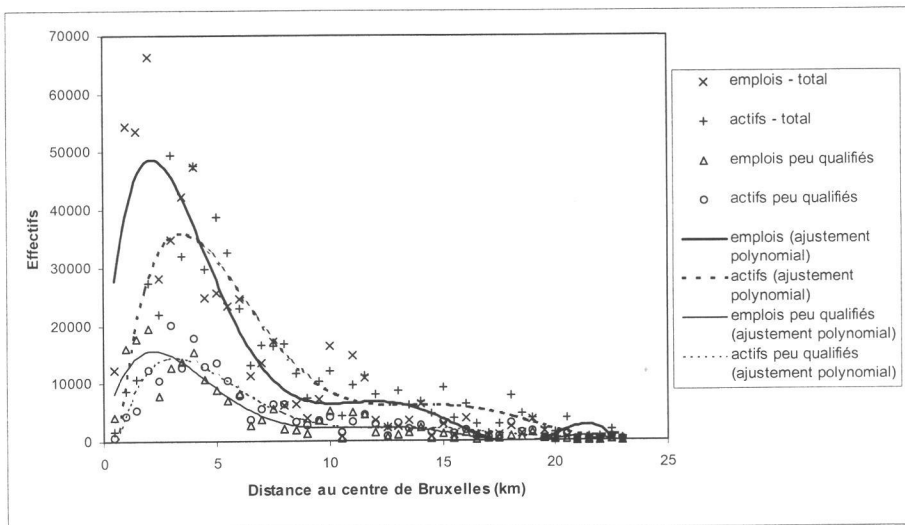
$$\text{Log}\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha + \beta I_i + \gamma M_i + \delta Q_i \quad [4]$$

où I_i est un vecteur de caractéristiques individuelles (le sexe, l'âge, le niveau d'éducation et la nationalité), M_i est un vecteur de caractéristiques du ménage (la possession d'une automobile, le statut d'emploi et le sexe de la personne de référence du ménage), et Q_i est un vecteur de caractéristiques du quartier de résidence (taux de chômage des 19-64 ans, pourcentage de ménages de type « mère célibataire », distance moyenne aux emplois et densité d'emplois (voir section 2.3.1.)). Nous distinguons trois niveaux d'éducation : *inférieure* pour les individus ayant au plus un diplôme de l'enseignement secondaire inférieur (correspondant normalement à un âge de 15 ans), *intermédiaire* pour les individus ayant un diplôme du secondaire supérieur (18 ans), et *supérieur* pour les individus ayant un niveau d'éducation plus élevé. Pour la nationalité, quatre groupes principaux sont définis : les Belges, les étrangers de la CEE (12 pays en 1991), les Maghrébins et Turcs, et les étrangers d'une autre nationalité. De plus, la nationalité du chef de ménage est utilisée pour approcher la notion d'origine ethnique, en distinguant les Belges de parents Belges, les Belges de parents CEE, les Belges de parents Maghrébins ou Turcs, et les Belges de parents d'une autre nationalité. Les principaux résultats des analyses au niveau agrégé et individuel sont décrits à la quatrième section. La troisième section ci-dessous fournit quelques faits stylisés sur la structure spatiale de l'agglomération bruxelloise, nécessaires à l'interprétation des résultats des analyses statistiques.

- III - DESCRIPTION DU MILIEU D'ÉTUDE

Environ 580 000 personnes travaillent dans l'agglomération bruxelloise et 540 000 actifs âgés de 19 à 64 ans y résident. La structure spatiale de cette agglomération est fortement centralisée, tant en termes d'emplois qu'en termes de localisations résidentielles, comme le montre la figure 2. En effet, 50 % des emplois de l'agglomération sont localisés dans un rayon de 3,5 km autour du centre de Bruxelles, tandis que 50 % des actifs résident dans un rayon de 5 km autour du centre. Ce niveau élevé de centralisation s'observe également lorsqu'on désagrége les emplois et les actifs par niveau d'éducation. Ainsi, 50 % des emplois peu qualifiés (occupés par des individus ayant au plus un diplôme de l'enseignement secondaire inférieur) sont localisés dans un rayon de 3,5 km autour du centre de Bruxelles, tandis que 50 % des actifs peu qualifiés résident dans un rayon de 4,5 km autour du centre. Notons que l'écart entre les courbes « emplois » et « actifs » est beaucoup plus important pour le total des emplois que pour les emplois peu qualifiés. Ceci est dû au fait que, pour l'agglomération prise dans son ensemble, on observe un déficit général d'emplois peu qualifiés. En effet, le rapport entre le nombre d'emplois et le nombre d'actifs localisés dans l'agglomération est de 0,95 pour les emplois peu qualifiés (soit moins d'un emploi par actif résidant), contre 1,08 pour le total des emplois. Á titre indicatif, ce rapport s'élève à 1,33 pour les niveaux d'éducation intermédiaires et à 1,22 pour les niveaux d'éducation supérieurs.

Figure 2 : Répartition des emplois et des actifs.

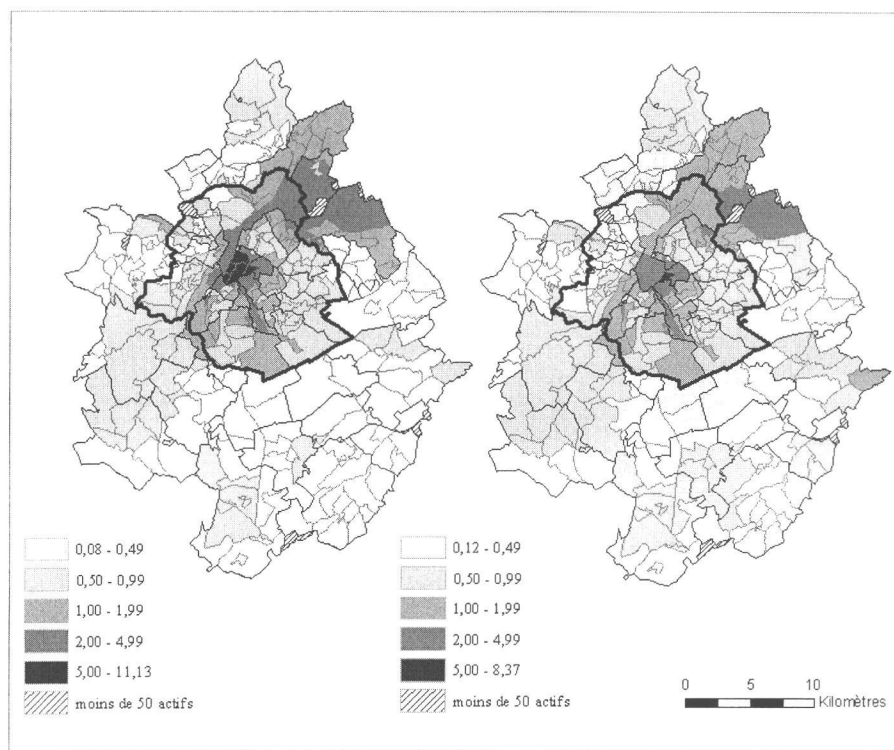


Néanmoins, la figure 2 représente un espace linéaire et suppose donc une configuration spatiale isotropique de l'agglomération, ce qui n'est probablement pas le cas pour Bruxelles. Il est donc utile de la compléter par quelques cartes représentant la distribution spatiale des emplois dans l'agglomération. Les figures 3a et 3b représentent les densités d'emplois (définies à la section 2.3.1.) pour le total des emplois et pour les emplois peu qualifiés. On observe à la figure 3a une zone de densités d'emplois très élevées au centre de l'agglomération, où certains quartiers comptent plus de 5 emplois par actif résidant. Ces quartiers constituent ce qu'on appelle habituellement « le Pentagone », où l'on trouve la Cité Administrative, de nombreuses institutions financières ainsi que des sièges sociaux de firmes nationales et internationales. Cette zone de densité d'emplois très élevée est entourée par une zone de densité élevée, bien qu'un peu plus faible (2 emplois par actif), comprenant entre autres les institutions de l'Union Européenne. Cette zone s'étend vers la périphérie nord-est où se trouvent l'aéroport national ainsi que quelques industries. La carte des densités d'emplois peu qualifiés (figure 3b) est très similaire à la précédente. Les seules différences notoires sont la plus faible extension de la zone de densités très élevées (plus de 5 emplois par actifs) du centre-ville ainsi que la plus faible extension de la zone de densités élevées de la périphérie nord-est.

Figures 3 : Densité d'emplois.

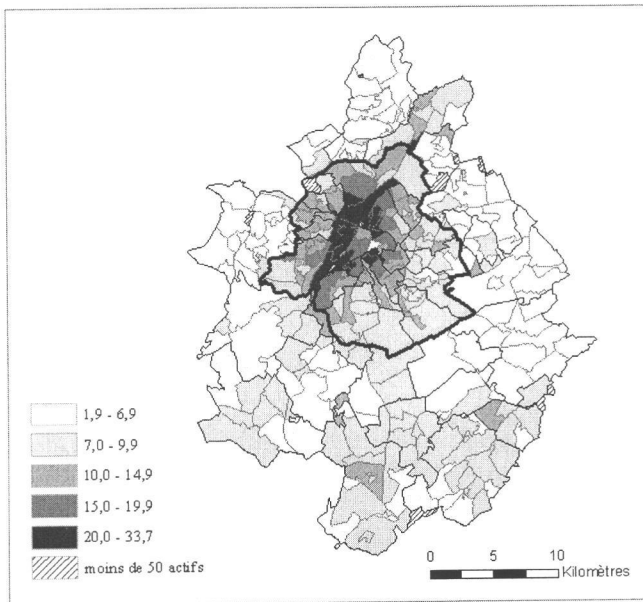
3a : Emplois/actifs.

3b : Emplois peu qualifiés/actifs peu qualifiés.



La carte des pourcentages de chômeurs parmi les actifs âgés de 19 à 64 ans (figure 4) met en évidence une concentration élevée de demandeurs d'emploi dans la partie centrale de l'agglomération. On observe des taux de chômage supérieurs à 20 % le long de l'ancien axe industriel (canal Charleroi-Willebroek). Cette zone de chômage élevé se prolonge au nord-est vers Vilvoorde et au sud-ouest vers Halle. À l'inverse, le chômage est faible (inférieur à 7 %) dans la banlieue aisée, notamment dans les communes de Tervuren, Overijse, Grimbergen, Dilbeek et Sint-Peeters-Leeuw. Enfin, il ressort de la comparaison des figures 3 et 4 que les zones connaissant un chômage élevé sont également à fortes densités d'emplois. Ce fait semble contredire les théories du mauvais appariement spatial (voir section 1.1.). La corrélation entre taux de chômage et densité d'emplois est d'ailleurs significativement positive (0,35), tandis que la corrélation entre taux de chômage et distance moyenne aux emplois est significativement négative (-0,51). En d'autres mots, les individus les plus proches du centre de Bruxelles où sont localisés les emplois tendent à être plus au chômage.

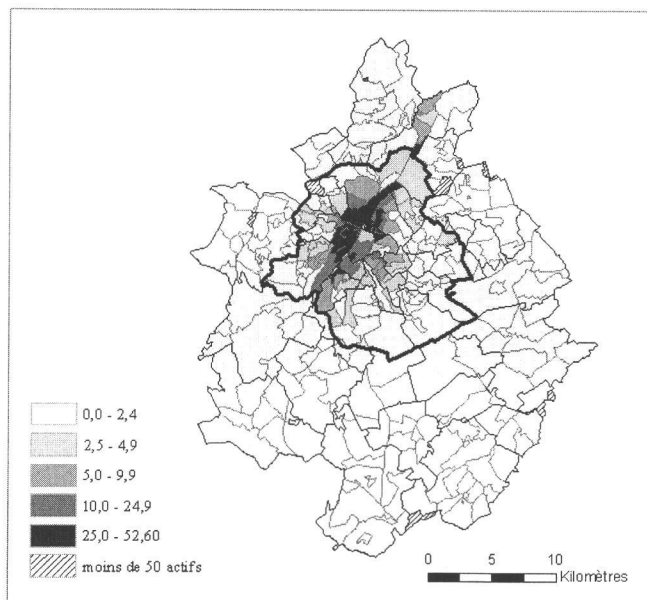
Figure 4 : Pourcentage de chômeurs parmi les actifs âgés de 19 à 64 ans.



La figure 5 représente le pourcentage d'étrangers maghrébins (marocains, algériens et tunisiens) et turcs parmi les 19-64 ans. Elle met en évidence une ségrégation importante de ces nationalités qui sont très fortement concentrées au centre de Bruxelles. Dans certains quartiers (situés dans les communes de Molenbeek, Koekelberg, Schaerbeek et Saint-Josse principalement), ils représentent entre 10 % et 50 % de la population. De plus, comme on peut le voir à partir du calcul d'indices de dissimilarité (DUNCAN et DUNCAN, 1955), les Maghrébins et Turcs constituent le groupe le plus ségrégué : un mélange résidentiel uniforme avec la population belge supposerait que 64 % d'entre eux changent de quartier de résidence (4). Pour les étrangers de la CEE, cette

proportion n'est que de 32 %. En comparant avec la figure 4, il apparaît que les quartiers à forte proportion d'étrangers maghrébins et turcs connaissent des taux de chômage élevés. La corrélation entre ces deux variables est d'ailleurs de 0,88. Comme nous l'avons indiqué précédemment, cette corrélation élevée peut traduire un effet de composition (les étrangers étant plus au chômage que les Belges parce qu'ils sont moins éduqués ou parce qu'ils sont discriminés sur le marché du travail) mais également un effet de la ségrégation résidentielle sur le marché du travail comme cela est suggéré par la théorie économique (voir 1.2.).

Figure 5 : Pourcentage de Maghrébins et Turcs parmi les 19-64 ans.



- IV - ANALYSE STATISTIQUE

La section précédente a montré que Bruxelles présente un niveau relativement important de ségrégation résidentielle associé à un chômage élevé mais que les zones défavorisées ne sont pas distantes des emplois. Ces faits stylisés doivent cependant être complétés par une analyse statistique avant de pouvoir conclure à un rôle de l'espace dans la formation du chômage. Dans cette section, nous présentons les principaux résultats des analyses des données agrégées (4.1.) et individuelles (4.2.) et nous terminons par une discussion des différences observées entre les deux méthodes utilisées (4.3.).

4.1. Résultats des analyses au niveau agrégé

Afin de mettre en évidence les facteurs influençant le chômage dans l'agglomération bruxelloise, nous estimons un modèle autorégressif dans lequel le taux de chômage s'explique par des variables de composition socio-économique

de la population et par des indicateurs d'accessibilité physique aux emplois (voir 2.3.1. et équation [3]). Nous présentons dans le tableau 1 (voir annexes) plusieurs régressions qui prennent en compte diverses combinaisons de variables explicatives : variables socio-économiques uniquement (modèle I), variables d'accès physique à l'emploi uniquement (modèle II), et les deux groupes de variables pris simultanément (modèles IIIa et IIIb). Dans toutes nos régressions, le coefficient de la variable spatialement décalée est significativement positif, ce qui peut traduire des effets de débordement entre taux de chômage de quartiers voisins.

Les modèles I et II régressent le taux de chômage des actifs âgés de 19 à 64 ans sur chaque groupe de variables pris séparément. Lorsqu'on ne prend en compte que les variables de composition socio-économique (modèle I), on observe que le taux de chômage augmente de manière significative avec le pourcentage d'étrangers, de peu qualifiés, de jeunes et de ménages de type « mère célibataire », ce qui tend à confirmer que ces différents groupes sont généralement défavorisés sur le marché du travail. Le pourcentage de femmes n'influence pas le taux de chômage de manière significative. Les variables d'accès physique à l'emploi (modèle II) jouent également un rôle dans le sens prédit par la théorie économique. Le taux de chômage augmente ainsi avec la distance aux emplois et diminue avec le pourcentage de ménages possédant une automobile et avec la densité d'emplois, ce qui tend à confirmer les mécanismes mis en avant par la théorie du mauvais appariement spatial. La prise en compte simultanée de ces deux groupes de variables dans le modèle IIIa permet d'augmenter la qualité d'ajustement (voir pseudo- R^2 et Critère d'Information d'Akaike). Les coefficients de chaque variable restent de même signe et sensiblement de même significativité. Les faits suivants nous semblent devoir être soulignés. Tout d'abord, l'amplitude du paramètre de la variable « pourcentage de ménages ayant au moins une voiture » diminue par rapport au modèle où seules les variables d'accessibilité sont prises en compte (de -0,303 à -0,132). Ceci suggère l'existence d'une certaine redondance entre cette variable et les variables de composition socio-économique. De plus, l'utilisation de la variable « taux de motorisation » peut être critiquée car elle peut apparaître endogène, s'expliquant par le revenu et donc par le statut d'emploi. Une approche rigoureuse consisterait à instrumenter cette variable, mais l'absence d'instrument valable nous incite à la garder telle quelle. Nous considérons qu'elle joue ici un rôle de contrôle par le niveau de richesse en plus de son rôle d'indicateur de mobilité. Par ailleurs, remarquons que dans les modèles II et III, la distance aux emplois a bien un effet positif sur le taux de chômage alors que la corrélation brute entre ces deux variables était significativement négative et mettait en cause la théorie du *spatial mismatch* (voir - III -). De même pour la densité d'emplois qui a un effet négatif sur le taux de chômage alors que la corrélation brute entre ces deux variables était significativement positive. Cela signifie que toutes choses égales par ailleurs, notamment lorsqu'on contrôle pour le niveau de richesse et la composition sociale des quartiers, l'éloignement physique aux emplois joue bien un rôle négatif sur le marché du travail en augmentant le taux de chômage. À composition socio-économique égale, on peut donc penser que les quartiers périphériques (les plus éloignés des emplois) souffriraient de leur situation géographique par rapport à

des quartiers plus centraux. Des résultats semblables sont obtenus lorsqu'on remplace la distance aux emplois et la densité d'emplois par leurs équivalents pour les emplois peu qualifiés (modèle IIIb).

4.2. Résultats des analyses au niveau individuel

Le recours à des régressions agrégées nous a permis de mettre en évidence des relations spatiales entre d'une part, le taux de chômage d'un quartier et d'autre part, sa composition socio-économique et son accessibilité aux emplois de l'agglomération. Cependant, comme nous l'avons déjà exposé à la 2.3.1., cette méthode ne permet pas de distinguer les effets de composition des effets de ségrégation et elle est soumise au risque de l'erreur écologique. En conséquence, nous estimons un modèle de probabilité de chômage (voir 2.3.2. et équation [4]) pour l'ensemble des actifs âgés de 19 à 25 ans domiciliés chez leurs parents. Pour chaque individu, nous distinguons ses caractéristiques propres ainsi que les caractéristiques de la personne de référence de son ménage et les caractéristiques du quartier dans lequel il réside. Le tableau 2 (voir annexes) présente les résultats des régressions logistiques de la probabilité de chômage en prenant en compte différents groupes de variables : variables individuelles uniquement (modèle I) auxquelles on adjoint des caractéristiques du ménage (modèle II), puis des variables caractérisant la composition sociale du quartier de résidence et la déconnexion physique de ce quartier aux emplois de l'agglomération (modèles IIIa et IIIb). L'introduction de ces deux groupes de variables améliore significativement la qualité d'ajustement du modèle (voir le rapport de vraisemblance et le R^2 généralisé). Le sens et la significativité des paramètres variant peu d'un modèle à l'autre, seul le modèle complet (IIIa et IIIb) est commenté en détail.

En ce qui concerne les seules variables individuelles (sexe, âge, niveau d'éducation et nationalité), il apparaît qu'un homme a une probabilité plus faible d'être au chômage qu'une femme. De même pour les individus les plus âgés et les plus éduqués. La nationalité joue également un rôle discriminant : les Maghrébins et Turcs sont plus désavantagés que les étrangers de la CEE comparativement aux Belges. De plus, il est notable qu'un jeune belge de parents étrangers a une probabilité de chômage plus élevée qu'un jeune belge de parents belges. Ce résultat suggère qu'outre la nationalité, le nom ou le faciès interviennent dans l'obtention d'un emploi, ce qui est compatible avec l'existence d'une discrimination sur le marché du travail ou d'un accès à des réseaux sociaux de plus faible qualité pour les individus de parents étrangers.

La prise en compte des caractéristiques propres au ménage permet d'affiner l'analyse. La probabilité de chômage du jeune est plus faible lorsque la personne de référence de son ménage est un homme, ce qui peut suggérer que les ménages tenus par une femme (de type « mère célibataire » par exemple) sont plus sujets à des problèmes sociaux défavorables à l'obtention d'un emploi. La probabilité de chômage du jeune est également plus faible lorsque la personne de référence de son ménage est employée, que dans le cas où elle est inactive ou au chômage. Ceci est compatible avec notre remarque sur les réseaux sociaux (intra-

familiaux), les parents chômeurs ne pouvant aider leur enfant dans la recherche d'un emploi ou ne présentant pas une image de réussite sociale à laquelle les enfants pourraient s'identifier. La possession d'une automobile par le ménage baisse elle aussi la probabilité de chômage du jeune. Ce résultat peut traduire l'effet sur le marché du travail d'une mobilité réduite susceptible d'exacerber un mauvais appariement spatial. Néanmoins, comme nous l'avons commenté précédemment, la possession d'une automobile étant une mesure indirecte du revenu du ménage, ce résultat peut également signifier que, toutes choses égales par ailleurs, les enfants de familles riches trouvent plus facilement un emploi.

En ce qui concerne les caractéristiques du quartier de résidence, nous obtenons que le taux local de chômage et le pourcentage de ménages de type « mère célibataire » dans le quartier augmentent la probabilité de chômage du jeune. L'influence du taux de chômage du quartier peut s'expliquer par des réseaux sociaux dégradés, la masse des chômeurs ne pouvant aider les jeunes à s'insérer sur le marché du travail. Le pourcentage de mères célibataires représente à nos yeux une mesure des « déviations sociales » d'un quartier peu propices à l'obtention d'un emploi. Enfin, la distance aux emplois joue un rôle significatif dans notre régression mais dans un sens inattendu par rapport à la théorie et à nos régressions au niveau agrégé. En effet, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de chômage du jeune diminue lorsque la distance aux emplois augmente. La densité d'emplois n'a quant à elle pas d'effet significatif sur la probabilité de chômage du jeune. Ces résultats surprenants sont également observés lorsqu'on remplace la distance aux emplois et la densité d'emplois (modèle IIIa) par leurs équivalents pour les emplois peu qualifiés (modèle IIb). La distance aux emplois peu qualifiés diminue la probabilité de chômage du jeune de manière significative tandis que la densité d'emplois peu qualifiés augmente cette même probabilité de manière significative. En contrôlant pour toutes les autres variables, nous obtenons donc que les individus les plus éloignés des emplois connaissent des probabilités de chômage plus faibles.

4.3. Discussion

Les analyses statistiques menées sur données agrégées et individuelles présentent des différences importantes, tant du point de vue de l'interprétation que l'on peut donner aux tests effectués que du sens des résultats obtenus.

En ce qui concerne les tests que permettent d'effectuer les deux approches, la supériorité de l'analyse portant sur les données individuelles paraît évidente. En effet, comme nous l'avons déjà mentionné dans les paragraphes précédents, les régressions du taux de chômage réalisées à partir des données agrégées ne permettent pas de distinguer les effets de composition des effets de ségrégation dans l'explication du chômage. Ainsi, nous avons pu mettre en évidence que les taux de chômage élevés allaient de pair avec des taux élevés d'étrangers, de peu qualifiés, de jeunes et de ménages de type « mère célibataire », ce qui suggérerait que ces groupes étaient défavorisés sur le marché du travail, sans forcément confirmer le rôle de la concentration spatiale de ces groupes sur la formation du chômage. Par contre, l'analyse des données individuelles ne se heurte plus à ce

problème. Les effets de la concentration spatiale y sont clairement mesurés par la prise en compte des caractéristiques du quartier de résidence dans le calcul de la probabilité individuelle de chômage.

Sur le plan des résultats eux-mêmes, la plus grande différence observée entre les deux méthodes concerne le signe des variables mesurant la déconnexion physique entre emplois et résidences. En effet, toutes choses égales par ailleurs, l'éloignement physique aux emplois augmente le taux de chômage dans le cas des analyses au niveau agrégé (comme dans des études similaires sur données agrégées telles que GOBILLON et SELOD, 2003, et conformément à la théorie du *spatial mismatch*) mais diminue la probabilité de chômage dans le cas des analyses au niveau individuel. Nous devons alors nous demander comment ce qui joue dans un sens au niveau agrégé peut-il jouer dans un sens contraire au niveau individuel. On aurait pu penser que cette inversion de signe puisse résulter d'un changement de contour de la population étudiée lorsque l'on passe de l'analyse au niveau agrégé (où on s'intéresse au taux de chômage de tous les actifs âgés de 19 à 64 ans) à l'analyse au niveau individuel (où on s'intéresse au chômage des seuls 19-25 ans domiciliés chez leurs parents). Or, il n'en est rien puisque si l'on restreint l'estimation au niveau agrégé au taux de chômage des seuls 19-25 ans cohabitants (modèles IVa et IVb du tableau 1), la distance aux emplois continue d'aggraver le chômage. En d'autres termes, l'inversion du signe se produit donc aussi lorsqu'on considère le groupe des 19-25 ans cohabitants. Une explication possible de l'effet bénéfique de la distance aux emplois sur la probabilité de chômage des individus serait l'existence de caractéristiques inobservées propices sur le marché du travail et corrélées positivement avec la distance aux emplois. Une autre explication pourrait être que les employeurs stigmatisent les quartiers du centre (voir les théories exposées dans la 1.2.), et que, pour un niveau de ségrégation donnée, résider en périphérie constitue un atout dans le recrutement. Dans tous les cas, il nous semble donc qu'il serait un peu hâtif de conclure que la déconnexion physique aux emplois est bénéfique *per se* aux jeunes bruxellois.

- V -

CONCLUSION

L'explication du chômage tient traditionnellement à des causes relativement bien connues (notamment l'insuffisance d'éducation formelle ou l'inadaptation des qualifications des chômeurs). Des théories économiques alternatives suggèrent que le chômage trouve également une explication dans l'organisation spatiale des villes en concentrant des individus peu favorisés dans des zones de pauvreté et/ou en éloignant ces individus des opportunités d'emploi. Quelques études américaines tendent à confirmer ces intuitions. Notre article étudie le cas particulier de l'agglomération bruxelloise et montre dans quelle mesure l'organisation spatiale de cette ville affecte le marché du travail.

Dans un premier temps, en utilisant des données du Recensement de la Population de 1991 agrégées par quartier, nous avons montré que le taux de chômage s'explique à un niveau local par la composition sociale des quartiers

mais également, et de manière surprenante pour une ville telle que Bruxelles où les peu qualifiés résident à proximité des emplois, par des différentiels d'accessibilité physique de ces quartiers aux emplois de l'agglomération. Dans un second temps, nous avons estimé une probabilité de chômage sur des données individuelles en prenant en compte tant les caractéristiques des individus que celles de leur ménage et de leur quartier de résidence. Cette méthode a l'avantage de ne pas entretenir une confusion entre la mesure des effets de composition et les externalités liées à la ségrégation. Elle confirme d'ailleurs que la concentration spatiale d'individus peu favorisés sur le marché du travail exacerbe le chômage. Elle permet ainsi de mieux cerner les divers canaux par lesquels la ségrégation résidentielle pourrait jouer un rôle négatif : réseaux et statuts sociaux, possession d'une automobile par le ménage (qui peut jouer le rôle d'indicateur de mobilité), et peut-être également discrimination par les employeurs. Alors que sur données agrégées, nous obtenions qu'en contrôlant pour la composition sociale des quartiers l'éloignement aux emplois amplifie le chômage, ce résultat n'apparaît plus en utilisant les données individuelles. Au contraire, la distance aux emplois diminue significativement la probabilité de chômage du jeune, suggérant l'existence de caractéristiques inobservées corrélées avec la distance aux emplois et jouant un rôle bénéfique sur le marché du travail. Intuitivement, ce résultat sur données individuelles est d'ailleurs conforme à la structure spatiale de Bruxelles qui concentre des individus défavorisés dans des zones proches des emplois. De plus, l'absence de rôle négatif joué par l'éloignement aux emplois pourrait également s'expliquer par la taille modeste de l'agglomération bruxelloise, qui n'atteint peut-être pas un niveau suffisant pour que la distance devienne un problème d'accès à l'emploi.

Notre étude apporte donc un éclairage nouveau sur la formation du chômage bruxellois en mettant l'accent sur l'existence de mécanismes spatiaux affectant le marché du travail. Elle confirme ainsi que certains des mécanismes mis en avant dans l'étude des métropoles américaines sont valables pour l'agglomération bruxelloise. Cette question est cependant complexe car elle fait intervenir de multiples effets pouvant se renforcer ou se contrecarrer. Notre contribution appelle donc des travaux empiriques plus fins pour essayer de démêler ces effets. Dans cette perspective, l'accès à des bases de données individuelles permettant l'identification de la résidence d'un individu à un niveau fin de résolution spatiale (le quartier par exemple) est indispensable à la poursuite de ce type de recherche. Il serait également souhaitable de disposer de données permettant d'affiner l'analyse et de tester plus directement les mécanismes selon lesquels l'organisation spatiale est source de chômage. On pourrait s'intéresser ainsi à la façon dont la localisation affecte la recherche d'emplois ou bien la durée de chômage. Le développement et le maintien de bases de données spatialisées se présente donc comme un impératif pour continuer à étudier les mécanismes d'exclusion du marché du travail en milieu urbain, nécessaire à la formulation de politiques publiques adaptées.

BIBLIOGRAPHIE

ANSELIN L., 1988, *Spatial Econometrics : Methods and Models*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.

ARNOTT R., ROWSE J., 1987, « Peer group effect and the educational attainment », *Journal of Public Economics*, vol. 32, pp. 287-305.

BAUDER H., PERLE E., 1999, « Spatial and skills mismatch for labor-market segments », *Environment and Planning A*, vol. 31, pp. 959-977.

BENABOU R., 1993, « Workings of a city : location, education, and production », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 108, pp. 619-652.

BRUECKNER J., MARTIN R., 1997, « Spatial mismatch : an equilibrium analysis », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 27, pp. 693-714.

BRUECKNER J., ZENOU Y., 2003, « Space and unemployment : the labor-market effects of spatial mismatch », *Journal of Labor Economics*, à paraître.

BURGESS E.W., 1925, « The growth of the city », in PARK R.E., BURGESS E.W., MCKENZIE R.D., eds, *The City*, Chicago, University of Chicago Press, pp. 47-62.

CRANE J., 1991, « The epidemic theory of ghettos and neighborhood effects on dropping out and teenage childbearing », *American Journal of Sociology*, vol. 96, pp. 1226-1259.

CUTLER D.M., GLAESER E.L., 1997, « Are ghettos good or bad ? », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, pp. 827-872.

DAVIS S., HUFF D., 1972, « Impact of ghettoization on black employment », *Economic Geography*, vol. 48, pp. 421-427.

DUNCAN O.D., DUNCAN B., 1955, « A methodological analysis of segregation indexes », *American Sociological Review*, vol. 41, pp. 210-217.

ELLEN I.G., TURNER M.A., 1997, « Does neighborhood matter ? Assessing recent evidence », *Housing Policy Debate*, vol. 8, pp. 833-866.

FIELDHOUSE E.A., 1999, « Ethnic minority unemployment and spatial mismatch : the case of London », *Urban Studies*, vol. 36, pp. 1569-1596.

FOTHERINGHAM A.S., BRUNSDON C., CHARLTON M., 2000, *Quantitative Geography : Perspectives on Spatial Data Analysis*, London, Sage.

FUJITA M., 1989, *Urban Economic Theory. Land Use and City Size*, Cambridge, Cambridge University Press.

GOBILLON L., SELOD H., 2003, « Les déterminants spatiaux du chômage en Île-de-France », in FITOUSSI J.-P., MAURICE J., eds, *Rapport du Conseil d'Analyse Économique sur « Des obstacles à l'intégration et des moyens d'y remédier »*, La Documentation Française, à paraître.

GOBILLON L., SELOD H., ZENOU Y., 2002, « Spatial mismatch: from the hypothesis to the theories », *CEPR Discussion Papers Series* 3740.

GOFFETTE-NAGOT F., THOMAS I., ZENOU Y., 2000, « Structure urbaine et revenus des ménages », in BAUMONT C., COMBES P.-Ph., DERYCKE P.-H., JAYET H., eds, *Economie Géographique : Les Théories à l'Épreuve des Faits*, Paris, Economica, pp. 277-302.

HOLZER H., 1987, « Informal job search and black youth unemployment », *American Economic Review*, vol. 77, pp. 446-452.

HOLZER H., 1988, « Search method used by unemployed youth », *Journal of Labor Economics*, vol. 6, pp. 1-20.

HOYT H., 1939, *The Structure and Growth of Residential Neighborhoods in American Cities*, Washington D.C., Government Printing Office.

IHLANFELDT K., 1997, « Information on the spatial distribution of job opportunities within metropolitan areas », *Journal of Urban Economics*, vol. 41, pp. 218-242.

IHLANFELDT K., SJOQUIST D., 1990, « Job accessibility and racial differences in youth employment rates », *American Economic Review*, vol. 80, pp. 267-275.

IHLANFELDT K., SJOQUIST D., 1998, « The Spatial Mismatch Hypothesis : a review of recent studies and their implications for welfare reform », *Housing Policy Debate*, vol. 9, pp. 849-892.

IMMERGLUCK D., 1998, « Job proximity and the urban employment problem : Do suitable nearby jobs improve neighbourhood employment rates ? », *Urban Studies*, vol. 35, pp. 7-23.

Institut National de Statistiques, 1991a, Recensement Général de la Population et des Logements au 1^{er} mars 1991, Données individuelles retravaillées par le Point d'Appui Démographie (VUB).

Institut National de Statistiques, 1991b, Recensement Général de la Population et des Logements au 1^{er} mars 1991, Données agrégées par secteur statistique.

JAYET H., 1993, *Analyse Spatiale Quantitative. Une Introduction*, Paris, Economica.

KAIN J., 1968, « Housing segregation, negro employment and metropolitan decentralization », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 82, pp. 175-183.

KASARDA J.D., 1989, « Urban industrial transition and the underclass », *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, vol. 501, pp. 26-47.

KESTELOOT C., DE TURCK A., VANDERMOTTEN C., MARISSAL P., VAN HAMME G., 2001, *Structures sociales et quartiers en difficulté dans les régions urbaines belges*, rapport commandé par Charles Piqué, Ministre chargé de la Politique des Grandes Villes.

MÉRENNE-SCHOUMAKER B., VAN DER HAEGEN H., VAN HECKE E., 1998, « Urbanisation », *Recensement Général de la population et des Logements, Monographie n°11A*, Bruxelles, Institut National de Statistiques.

MORTENSEN D., VISHWANATH T., 1994, « Personal contacts and earnings. It is who you know ! », *Labour Economics*, vol. 1, pp. 187-201.

O'REGAN K.M., QUIGLEY J.M., 1996, « Spatial effects upon employment outcomes : the case of New Jersey teenagers », *New England Economic Review*, May/June, pp. 41-58.

O'REGAN K.M., QUIGLEY J.M., 1998, « Where youth live : economic effects of urban space on employment prospects », *Urban Studies*, vol. 35, pp. 1187-1205.

REINGOLD D., 1999, « Social networks and the employment problem of the urban poor », *Urban Studies*, vol. 36, pp. 1907-1932.

ROGERS C., 1997, « Job search and unemployment duration : implications for the spatial mismatch hypothesis », *Journal of Urban Economics*, vol. 42, pp. 109-132.

SELOD H., ZENOU Y., 2001, « Social interactions, ethnic minorities and urban unemployment », *Annales d'Économie et de Statistique*, vol. 63-64, pp. 183-214.

SELOD H., ZENOU Y., 2003, *Does city structure affect the labor market outcomes of blacks workers ?*, Document de travail.

SUMMERS A., WOLFE B., 1977, « Do schools make a difference ? », *American Economic Review*, vol. 67, pp. 639-652.

THOMAS I., TULKENS H., BERQUIN P., 2000, « Quelles frontières pour Bruxelles ? La réponse d'un exercice statistique, géographique et économique », in CIFOP, ed, *Quatorzième Congrès des Économistes belges de Langue Française*, Commission 3, Liège, Sart Tilman, pp.71-88.

THOMAS I., ZENOU Y., 1999, « Ségrégation urbaine et discrimination sur le marché du travail : le cas de Bruxelles », in CATIN M., LESUEUR J.Y., ZENOU Y., eds, *Emploi, Concurrence et Concentration Spatiale*, Paris, Economica, pp. 105-127.

TURNER S., 1997, « Barriers to a better break : employer discrimination and spatial mismatch in metropolitan Detroit », *Journal of Urban Affairs*, vol. 19, pp. 123-141.

VAN DER HAEGEN H., VAN HECKE E., JUCHTMANS G., 1996, « Les régions urbaines belges en 1991 », *Études Statistiques*, n° 104.

VANDERMOTTEN C., VERMOESEN F., DE LANNOY W., DE CORTE S., 1999, « Villes d'Europe. Cartographie comparative », *Bulletin du Crédit Communal*, n° 207-208.

WASMER E., ZENOU Y., 2002, « Does city structure affect search and welfare ? », *Journal of Urban Economics*, vol. 51, pp. 515-541.

WILSON W.J., 1987, *The Truly Disadvantaged : The Inner City, the Underclass, and Public Policy*, Chicago, The University of Chicago Press.

WILSON W.J., 1996, *When Work Disappears. The World of the New Urban Poor*, New-York, Alfred A. Knop.

ZENOU Y., BOCCARD N., 2000, « Labor discrimination and redlining in cities », *Journal of Urban Economics*, vol. 48, pp. 260-285.

RÉSUMÉ

Comment expliquer l'existence de poches de chômage élevé au sein des villes ? La théorie économique identifie deux explications concurrentes : les effets néfastes sur le marché du travail associés à la ségrégation résidentielle, et l'éloignement de ces zones aux lieux d'emplois. Notre travail statistique portant sur l'agglomération bruxelloise confirme l'hypothèse d'un chômage urbain exacerbé par la ségrégation résidentielle mais ne permet pas de conclure quant au rôle de la distance aux emplois.

SUMMARY

What causes pockets of high unemployment within cities ? Economists point out at two alternative explanations : residential segregation as well as physical disconnection to jobs may have harmful labor-market effects. Our empirical work carried out on the Brussels metropolitan area supports the view that residential segregation exacerbates urban unemployment but does not enable us to assess the possible role of distance to jobs.

NOTES

(1) L'Agglomération Urbaine Étendue est composée des 36 communes de l'agglomération opérationnelle définie par VAN DER HAEGEN, VAN HECKE et JUCHTMANS (1996) auxquelles on adjoint 5 communes (Lasne, La Hulpe, Rixensart, Hoeilaart et Overijse) conformément à MÉRENNE-SCHOUMAKER, VAN DER HAEGEN et VAN HECKE (1998) et à THOMAS et ZENOU (1999). Cette nouvelle entité reflète parfaitement le dualisme social opposant le centre et la périphérie de Bruxelles.

(2) Pour le pourcentage de peu qualifiés, de moins de 30 ans, de femmes et d'étrangers, la population de référence est la population âgée de 19 à 64 ans. De même, le taux de chômage est toujours mesuré par rapport aux actifs âgés de 19 à 64 ans. Ceci est dû au fait que ces variables ont été calculées par nos soins en agrégeant les individus selon les quartiers. Or, notre base de données individuelles se limite aux individus âgés de 19 à 64 ans.

(3) Ceci revient à assimiler chaque quartier à un disque et à faire l'hypothèse que les emplois sont localisés en un point central tandis que la population est uniformément répartie dans le quartier.

(4) L'indice de dissimilarité est donné par :

$$\frac{1}{2} \sum_i \left| \frac{Etr_i}{Etr} - \frac{Bel_i}{Bel} \right|$$

où Etr_i et Bel_i sont le nombre d'étrangers et de Belges dans le quartier i tandis que Etr et Bel sont le nombre d'étrangers et de Belges pour toute l'agglomération (voir DUNCAN et DUNCAN, 1955).

- Annexes -

Tableau 1 : Traitement des données agrégées : régressions du taux de chômage.

Modèle	I	II	IIIa	IIIb	IVa	IVb
Variable expliquée	Taux de chômage des 19-64 ans				Taux de chômage des 19-25 ans domiciliés chez leurs parents	
Nombre d'observations	316				315	
Pseudo-R ²	0,853	0,713	0,875	0,876	0,499	0,496
Critère d'Information d'Akaike (AIC)	1448	1652	1403	1400	2143	2145
Constante	-15,545***	27,513***	7,588 ^{NS}	7,763 ^{NS}	30,347*	28,590*
Composition/Ségrégation						
% d'étrangers	0,180***		0,172***	0,172***	0,259***	0,256***
% de peu éduqués	0,163***		0,114***	0,113***	-0,200***	-0,196***
% de femmes	0,070 ^{NS}		-0,091 ^{NS}	-0,089 ^{NS}	-0,044 ^{NS}	-0,027 ^{NS}
% de jeunes (moins de 30 ans)	0,242***		0,103**	0,102**	0,115 ^{NS}	0,121 ^{NS}
% de ménages de type « mère célibataire »	0,446***		0,453***	0,452***	0,633***	0,635***
Accès à l'emploi/Mobilité						
% de ménages ayant au moins une voiture		-0,303***	-0,132***	-0,132***	-0,291***	-0,282***
Distance aux emplois		0,223***	0,130***		0,482***	
Densité d'emplois		-0,330*	-0,584***		-0,739*	
Distance aux emplois peu qualifiés				0,123***		0,474***
Densité d'emplois peu qualifiés				-0,891***		-0,916 ^{NS}
Coefficient autorégressif	0,023***	0,039***	0,017***	0,017***	0,027***	0,027***

*** significatif au seuil de 1 % ; ** 5 % ; * 10 % ; ^{NS} non significatif au seuil de 10 %.

Tableau 2 : Traitement des données individuelles : régressions logistiques de la probabilité de chômage.

Modèle	I	II	IIIa	IIIb
Nombre d'observations	29 689			
Rapport de vraisemblance	1 626	1 997	2 103	2 105
R ² généralisé	0,079	0,102	0,107	0,107
Constante	0,790***	1,589***	0,362 ^{NS}	0,291 ^{NS}
<u>Variabiles individuelles</u>				
Homme	-0,091***	-0,061*	-0,061*	-0,061*
Âge	-0,090***	-0,090***	-0,091***	-0,091***
Éducation				
Inférieure	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>
Intermédiaire	-0,496***	-0,421***	-0,392***	-0,392***
Supérieure	-0,623***	-0,497***	-0,456***	-0,455***
Nationalité				
Belge (de parents Belges)	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>
Belge (de parents CEE)	0,403***	0,432***	0,352***	0,351***
Belge (de parents Maghrébins ou Turcs)	0,819***	0,726***	0,507***	0,507***
Belge (de parents autres)	1,204***	1,168***	1,031***	1,035***
CEE	0,453***	0,403***	0,240***	0,238***
Maghrébin ou Turc	1,074***	0,997***	0,756***	0,756***
Autre	1,155***	1,045***	0,927***	0,928***
<u>Variabiles du ménage</u>				
Sexe du chef de ménage (Homme)		-0,361***	-0,337***	-0,377***
Statut d'emploi du chef de ménage				
Chômeur		<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>
Employé		-0,307***	-0,273***	-0,274***
Inactif		-0,193***	-0,179***	-0,180***
Possession d'une automobile		-0,406***	-0,349***	-0,348***
<u>Variabiles du quartier</u>				
<u>(1) Ségrégation</u>				
Taux de chômage			0,014***	0,014***
% de mères célibataires			0,046***	0,048***
<u>(2) Spatial mismatch</u>				
Distance aux emplois			-0,014***	
Densité d'emplois			0,015 ^{NS}	
Distance aux emplois peu qualifiés				-0,012**
Densité d'emplois peu qualifiés				0,051**

*** significatif au seuil de 1 % ; ** 5 % ; * 10 % ; ^{NS} non significatif au seuil de 10 %.