



HAL
open science

Péri-urbanisation, ségrégation spatiale et accès aux services publics

Sylvie Charlot, Xavier Amet, Gaelle Contesti, Mohamed Hilal, Virginie Piguët, Bertrand B. Schmitt, Harris Selod, Michel Visalli

► **To cite this version:**

Sylvie Charlot, Xavier Amet, Gaelle Contesti, Mohamed Hilal, Virginie Piguët, et al.. Péri-urbanisation, ségrégation spatiale et accès aux services publics. [Contrat] Marché à procédure adaptée : F04.56 (CO04000086) du 29/10/2004, 2006. hal-02817287

HAL Id: hal-02817287

<https://hal.inrae.fr/hal-02817287>

Submitted on 6 Jun 2020

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

CONSULTATION DE RECHERCHE
« POLARISATION SOCIALE DE L'URBAIN ET SERVICES PUBLICS 2004-2006 »
Ministère de l'Équipement, des transports, de l'Aménagement du territoire,
du Tourisme et de la Mer

Direction générale de l'urbanisme de l'habitat et de la construction
Plan Urbanisme Construction Architecture

Marché à procédure adaptée : F04.56 (CO04000086) du 29/10/2004

RAPPORT FINAL

***PERIURBANISATION, SEGREGATION SPATIALE ET
ACCES AUX SERVICES PUBLICS***

Sylvie Charlot^α
Responsable scientifique

Xavier Amet^α

Gaëlle Contesti^α

Mohamed Hilal^α

Virginie Piguet^α

Bertrand Schmitt^α

Harris Selod^β

Michel Visalli^α

(α) CESAER UMR INRA-ENESAD, 26 bd Docteur-Petitjean, BP 87999, 21079 Dijon Cedex

(β) LEA INRA, ENS, 48 bd Jourdan, 75014 Paris

Novembre 2006

Remerciements

Ce rapport a été réalisé grâce à l'appui de quelques partenaires qui nous ont facilité le travail, en fournissant des données ou en apportant des conseils ou des remarques utiles. Il s'agit de : la *Direction de l'Evaluation et de la Prospective (DEP) du Ministère de l'Education Nationale, de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche*, de la *Direction Régionale des Affaires Sanitaires et Sociales (DRASS) de Bourgogne, du Grand Dijon (Communauté d'Agglomération de Dijon)*, de l'*Agence d'Urbanisme de l'Agglomération de Besançon (AUDAB)*, des *Inspections académiques 21, 25, 39 et 70*, de la *Ville de Besançon*, des *Directions des services fiscaux de la Côte-d'Or et du Doubs* et de la *Direction régionale de l'INSEE Bourgogne*.

Nous remercions l'ensemble de ces partenaires, qui ne sont évidemment pas engagés par les développements ou les conclusions de cette recherche dont les signataires sont seuls responsables.

Table des matières

1.	<i>Introduction</i> -----	9
1.1.	Problématique : la théorie et les faits -----	9
1.1.1.	La périurbanisation -----	10
1.1.2.	La ségrégation -----	11
1.1.3.	Les services publics -----	12
1.2.	Méthodologie -----	13
1.2.1.	Cadrage national -----	13
1.2.2.	Etudes locales -----	14
<div style="border: 1px solid black; padding: 10px; margin: 20px auto; width: fit-content;"><p><i>Première partie : Cadrage national Ségrégation, périurbanisation et concentration des services éducatifs et sanitaires en France</i></p></div>		
2.	<i>Données disponibles et méthodologie générale du cadrage national</i> -----	17
2.1.	Bases de données -----	17
2.2.	Echelles spatiales de travail -----	18
2.3.	Mesures de la ségrégation et indices -----	21
3.	<i>Préliminaires méthodologiques</i> -----	23
3.1.	Effet du découpage sur la mesure de la ségrégation -----	23
3.2.	Variables « Positions Professionnelles » (PP) versus « Catégorie Sociales » (CS) -----	24
3.3.	Comparaison des résultats de l'indice de dissimilarité et de l'indice de ségrégation -----	25
4.	<i>Ségrégation dans les aires urbaines françaises</i> -----	27
4.1.	Le constat -----	28
4.2.	Ségrégation inter versus intra zonages -----	31
4.3.	Evolution de la ségrégation au sein des aires et de chaque type d'espace -----	32
5.	<i>Ségrégation et périurbanisation</i> -----	35
5.1.	Description de la (im)mobilité géographique au sein des aires urbaines -----	35
5.2.	Impact de la périurbanisation sur la ségrégation urbaine -----	40
6.	<i>Concentration spatiale des services éducatifs, sanitaires et sociaux, ségrégation et flux de périurbanisation</i> -----	47
6.1.	Mesure de la concentration spatiale des services éducatifs et sanitaires et sociaux -----	47
6.2.	Les grandes tendances -----	48
6.3.	Concentration des services et ségrégation -----	49
6.4.	Concentration des services et périurbanisation -----	50

Deuxième partie : Etudes locales
Aires urbaines de Dijon et Besançon

7.	<i>Description et caractérisation des aires urbaines de Besançon et Dijon</i>	55
7.1.	Les deux régions d'étude	55
7.2.	Migrations et Périurbanisation	58
7.3.	Structure sociale, ségrégation et concentration des services éducatifs et sanitaires	67
8.	<i>Marché immobilier et caractéristiques des acquéreurs</i>	69
8.1.	La base de données immobilières	69
8.2.	Le marché immobilier de 1999 à 2003	70
8.3.	Caractéristiques des acquéreurs	72
8.4.	Les disparités géographiques	73
8.4.1.	Localisation des transactions	73
8.4.2.	Surfaces médianes échangées par commune	75
8.4.3.	Lieux d'achat selon la catégorie socioprofessionnelle des acquéreurs	75
9.	<i>Effets réciproques du marché foncier et des services éducatifs et sanitaires</i>	77
9.1.	Modèle et méthode	77
9.2.	Résultats	80
10.	<i>Conclusion</i>	85
<i>Annexe A. Bases de données et définitions des variables</i>		87
A.1.	Les variables issues des Recensements de Population	87
A.1.1.	Définition des <i>Catégories Socioprofessionnelles</i> et des <i>Positions Professionnelles</i> dans les RP 1990 et 1999	87
A.1.2.	Regroupements effectués à partir des <i>Catégories Socioprofessionnelles</i> et des <i>Positions Professionnelles</i>	88
A.1.3.	Emplois dans les services administrés	89
A.2.	Echelles et découpages spatiaux	90
A.2.1.	Zonages INSEE	90
A.2.2.	Zonage spécifique à l'étude	91
A.3.	Liste des 163 aires urbaines de l'étude (code INSEE et nom)	92
<i>Annexe B. Résultats détaillés des préliminaires méthodologiques</i>		95
B.1.	Compléments concernant l'effet du découpage sur la mesure de la ségrégation	95
B.1.1.	Calcul des écarts des indices sur les deux découpages, pour les 3 oppositions de Positions Professionnelles, sur les pôles urbains et les aires urbaines.	95
B.1.2.	Evolution 90-99 des indices sur les deux découpages, pour les 3 oppositions de PP, sur les aires urbaines, pôles urbains et couronnes périurbaines	99
B.1.3.	Corrélations entre les évolutions 90-99 des indices de dissimilarité calculés sur le découpage d'étude et ceux calculés sur les communes-triris.	100
B.2.	Calcul des écarts d'indices obtenus avec les variables Positions professionnelles et Catégorie Sociales	100
B.3.	Comparaison des indices de dissimilarité obtenus en prenant en compte ou non les retraités selon leur ancienne CS	104

Annexe C. Compléments sur la ségrégation dans les aires urbaines-----	105
C.1. Décomposition spatiale de l'indice d'entropie-----	105
C.2. Aires urbaines les plus et les moins ségréguées -----	106
Annexe D. Compléments sur les flux migratoires entre catégories spatiales et sur les liens périurbanisation – ségrégation-----	109
Annexe E. Compléments sur la concentration spatiale des services éducatifs et de santé-----	125
E.1. L'indice de Gini spatialisé : mode de calcul et propriétés-----	125
E.2. Liste des 30 pôles urbains non utilisés pour le calcul des coefficients de Gini-----	126
E.3. Coefficients de corrélation entre la concentration des services éducatifs et de santé et les indices de ségrégation sur les 133 pôles urbains -----	126
Annexe F. Compléments sur les études locales -----	127
F.1. Géoréférencement des transactions foncières -----	127
F.1.1. Agglomération de Dijon -----	127
F.1.2. Ville de Besançon-----	127
F.1.3. Autres communes-----	128
F.2. Cartes scolaires des collèges des aires urbaines de Dijon et Besançon-----	128
Bibliographie -----	131

1. Introduction

Deux évolutions majeures caractérisent les agglomérations françaises depuis plusieurs décennies : (i) *le développement résidentiel continu des couronnes périurbaines* (initié dès la fin des années 1960 pour l’Ile-de-France et dans les années 1970 pour la province) et (ii) *l’apparition d’une ségrégation résidentielle de plus en plus visible* (mais dont la prise de conscience dans le débat public ne date que du début des années 1980). La périurbanisation a ainsi progressivement modifié la structure socio-spatiale des agglomérations si bien que 12,3 millions d’individus, soit près d’une personne sur cinq, vivent aujourd’hui dans un espace périurbain qui s’étend sur près du tiers du territoire national (Bessy-Pietri et Sicamois, 2001, Cavailhès, 2004)¹. Quant à la ségrégation, elle se constate à différents niveaux spatiaux. L’étalement urbain s’accompagne tout d’abord d’un tri social qui est plus ou moins fonction de la distance au centre-ville. Ceci est très net dans l’agglomération parisienne où la ville-centre compte plus de trois cadres pour un ouvrier alors que le rapport est inversé dans les communes périurbaines les plus lointaines qui comptent seulement un cadre pour trois ouvriers. Ce phénomène s’observe dans toutes les agglomérations françaises mais est d’autant moins prononcé que l’aire urbaine est de petite taille (Cavailhès et Selod, 2003). Mais la ségrégation se caractérise aussi, et peut-être surtout, par des concentrations locales à un niveau fin de ménages défavorisés, notamment dans les quartiers prioritaires qui ont été identifiés par les pouvoirs publics dans le cadre de la politique de la ville, et pour lesquels on dispose de statistiques précises. En 1999, ces quartiers regroupent 4,7 millions d’habitants dont 2,8 millions dans des villes-centres et 1,9 million dans des banlieues de pôles urbains (Goldberger *et al.*, 1998).²

Divers auteurs ont mis en parallèle les phénomènes de périurbanisation et de ségrégation et formulé l’hypothèse que le mouvement de périurbanisation pourrait être une source importante de la ségrégation, notamment du fait du départ de ménages issus des classes moyennes des pôles urbains vers les couronnes périurbaines. L’objectif de notre travail est d’étudier dans quelle mesure cette hypothèse est vérifiée.

1.1. Problématique : la théorie et les faits

La structure spatiale des villes et la composition sociale des quartiers s’expliquent par diverses causes historiques et institutionnelles (telles que le développement initial autour d’un lieu géographique singulier, l’existence de règles d’urbanisme particulières, les choix collectifs relatifs à la localisation des logements sociaux, etc.) mais également, et surtout, par d’importantes forces économiques. Pour comprendre comment ces forces économiques déterminent la structure spatiale des villes et ses évolutions, l’économie urbaine fournit un cadre théorique simple dans lequel les ménages urbains sont en concurrence les uns avec les autres pour l’occupation du sol. L’arbitrage de chaque ménage entre la taille du logement et la proximité au centre de l’agglomération conduit à une structure spatiale où les prix fonciers au m², qui capitalisent l’accessibilité offerte en chaque lieu, sont plus élevés au centre des villes, et où les ménages occupent des logements plus spacieux lorsqu’ils résident en périphérie. L’augmentation des coûts de transports auxquels sont confrontés les ménages lorsqu’ils s’éloignent du centre est donc compensée par la jouissance d’un logement plus grand (voir Fujita, 1989, pour une description détaillée de ce modèle). L’intérêt pour notre propos de cadre analytique est de rendre compte à la fois des phénomènes de périurbanisation et de ségrégation résidentielle.

¹ L’INSEE classe les communes en deux ensembles : l’espace à dominante urbaine et l’espace à dominante rurale. D’après le recensement de 1999, l’espace à dominante urbaine compte 48 millions d’habitants. Au sein de cet espace, les pôles urbains comptent 35,7 millions d’habitants. Les communes des couronnes périurbaines regroupent quant à elles 9,3 millions d’habitants. Le reste de l’espace à dominante urbaine regroupe des communes multipolarisées qui comptent 3 millions d’individus au total. L’espace à dominante rurale compte 10,6 millions d’habitants (Bessy-Pietri et Sicamois, 2001). Les définitions de ces catégories sont reportées dans l’Annexe A.2.

² A notre connaissance, les pouvoirs publics n’ont pas défini de quartiers prioritaires dans le périurbain mais cela ne signifie pas qu’il n’y existe pas aussi des zones pauvres, notamment à grande distance des centres-villes. En effet, lorsqu’on scinde les communes périurbaines en deux ensembles de même taille selon leur distance à vol d’oiseau au centre-ville, on observe que le revenu net imposable moyen dans les communes du « périurbain lointain » est souvent inférieur à celui des communes les moins aisées du pôle urbain (Cavailhès et Selod, 2003).

1.1.1. La périurbanisation

En ce qui concerne la périurbanisation, deux évolutions continues ont progressivement poussé à l'étalement urbain.

En premier lieu, l'augmentation du revenu, en induisant une demande de consommation de logement plus importante, a éloigné la frontière de la ville en déplaçant les ménages vers la périphérie des agglomérations où le prix de la terre est plus faible (Anas *et al.*, 1998; Brueckner, 2000). En France, on estime ainsi qu'une augmentation de 1% du revenu conduit généralement à une hausse de la consommation de la surface de logement de 0,7 à 0,8% (Cavailhès, 2004). En second lieu, la baisse continue du coût d'usage des automobiles -elle-même due à la réduction du prix des véhicules individuels, à l'amélioration du réseau de transport routier, et à la baisse du prix relatif du carburant malgré des périodes de hausses- a rendu plus attractives des localisations distantes et permis un développement du nombre de ménages périurbains, ces derniers pouvant désormais s'affranchir des transports publics³. Des politiques publiques sont venues renforcer ces deux forces d'étalement urbain, d'une part, en visant à faciliter l'accession à la propriété (le modèle social du « pavillon de banlieue »), et, d'autre part, en faisant la promotion de l'usage de l'automobile (le « tout automobile »). Une hausse du taux de motorisation a donc accompagné l'étalement urbain : alors qu'en 1960 moins d'un ménage sur trois possède une automobile, plus de deux sur trois en possèdent une en 1980, et plus de quatre sur cinq depuis la fin des années quatre-vingt-dix (Testard-Vaillant, 2006). En 2000, 29% des ménages sont multi-motorisés. Ce chiffre est de 61% pour les couples avec deux enfants (INSEE : enquête permanente sur les conditions de vie).

Conformément aux prévisions du modèle standard d'économie urbaine, ces évolutions ont bien été accompagnées par une périurbanisation continue des agglomérations⁴. Alors qu'en 1990, les communes périurbaines regroupent 9 millions d'habitants (17% de la population totale des aires urbaines) sur 22% du territoire national (10 000 communes sur les 36 500 que compte la France), les communes périurbaines regroupent, en 1999, 12,3 millions d'habitants (21% de la population urbaine) sur un tiers du territoire. Cette évolution correspond conjointement à une croissance démographique des communes déjà périurbaines qui ont gagné près de 700 000 habitants⁵ et à une extension spatiale des agglomérations puisque près de 4 000 communes dans lesquelles résident 3 millions de personnes sont dans l'intervalle devenue « périurbaines » (Bessy-Pietri et Sicamois, 2001 ; Cavailhès et Schmitt, 2002).

La périurbanisation qui, dans une large mesure, reflète d'importants flux migratoires de ménages urbains venant résider dans les périphéries (mêmes lointaines) des villes tout en conservant un emploi urbain, se manifeste par une augmentation du nombre de migrants alternants et un allongement des distances parcourues. D'après les chiffres du recensement, alors qu'en 1982 seuls 46% des actifs occupés travaillent hors de leur commune de résidence, la proportion de migrants alternants est de 52% en 1990 et de 61% en 1999. Pour les habitants des communes périurbaines, la proportion atteint 79%. En ce qui concerne les distances, alors qu'un migrant alternant résidait à 13 km de son lieu de travail en 1982, cette distance est passée à 14 km en 1990, puis à 15 km en 1999. En d'autres termes, les actifs qui travaillent hors de leur commune de résidence se sont éloignés de l'emploi qu'ils occupent d'environ 100 m par an (à vol d'oiseau) sur les deux dernières décennies (Cavailhès, 2004).

Enfin, conformément à la théorie, la périurbanisation s'est accompagnée également d'une consommation de logements plus spacieux que dans le passé : 35 m² en 1996 contre 22 m² en 1970 (Cavailhès, 2004).

³ On ajoute parfois à ces deux facteurs d'étalement urbain des facteurs démographiques (l'augmentation de la population et l'évolution de la structure des ménages) ou bien l'évolution des préférences des consommateurs, notamment en matière d'aménités naturelles (Péguy *et al.*, 2000, Brueckner, Thisse et Zenou, 1999).

⁴ Même si on observe un ralentissement depuis quelques années.

⁵ Ce sont d'ailleurs les communes périurbaines qui ont connu la plus forte croissance démographique entre 1990 et 1999 : 1,5% par an, dont 1,1% dû à un solde migratoire positif (Gascon, 2001). La croissance de la population est en général plus élevée au fur et à mesure qu'on s'éloigne du centre ville. Entre 1990 et 1999, le pic de croissance se situe à 15 km du centre-ville. Depuis 1999, il est passé à 25 km. La croissance démographique survient aujourd'hui au sein des communes rurales de l'espace à dominante urbaine (Morel et Redor, 2006).

1.1.2. La ségrégation

Le phénomène de ségrégation est sans doute ancien et antérieur au mouvement de périurbanisation, mais ce n'est qu'à partir des années 1980 qu'il a donné lieu à un débat public et que les gouvernements ont pris conscience du « problème des banlieues » et de la « relégation » des populations défavorisées en périphérie des pôles urbains. Si la ségrégation dans les « banlieues » est assez bien décrite (Tabard, 1993), ses causes sont moins analysées, l'idée la plus répandue étant qu'elle résulte des programmes sociaux de « grands ensembles », bâtis dans les années 1960 et 1970 et concentrés dans l'espace. Cette explication est sans doute fondée, mais occulte les causes économiques que permet de comprendre le modèle standard de l'économie urbaine. Dans ce cadre analytique, les ménages appartenant à différentes classes de revenu font des arbitrages différenciés entre coûts fonciers et coûts de déplacements et ne se localisent donc pas aux mêmes endroits. En ce sens, la ségrégation apparaît comme un résultat spontané du fonctionnement des marchés fonciers. Tous les facteurs qui expliquent des différences d'arbitrage alimentent ce type de ségrégation. Ces facteurs incluent la différenciation de la valeur du temps de déplacement (LeRoy et Sonstelie, 1983, Brueckner et Selod, 2006) ou des préférences différentes pour les aménités naturelles et historiques (Brueckner *et al.*, 1999). De plus, le découpage en communes peut accentuer la stratification spatiale lorsque les groupes sociaux se rassemblent selon leurs affinités pour un bien public financé localement (par exemple, les communes avec des crèches sont plus attractives pour les ménages avec enfants que sans). Enfin, il peut exister des affinités ou répulsions entre groupes sociaux, de sorte que la sur-représentation de l'un d'eux (par exemple les étrangers) peut entraîner un phénomène cumulatif de fuite des autres. On perçoit ici la possibilité d'un effet « boule de neige » nourrissant des disparités spatiales qui peuvent devenir importantes.

Le mouvement de périurbanisation peut amplifier les ségrégations au sein des aires urbaines dans la mesure où il opère un tri sélectif entre les populations. En effet, certains ménages, qui n'ont pas eu les moyens d'acquérir une automobile et encore moins d'accéder à la propriété, n'ont pu suivre le mouvement. Alors qu'ouvriers qualifiés et professions intermédiaires se sont installés dans le périurbain, d'autres ménages (ouvriers non qualifiés, immigrés, chômeurs) sont restés dans les communes du pôle urbain, souvent en banlieue. La mobilité résidentielle intra-urbaine, liée au cycle de vie et à la taille des familles, a également un rôle actif dans la mesure où les jeunes couples des classes moyennes ont tendance à se périurbaniser au moment de l'agrandissement de la famille (Goffette-Nagot, 1996, Cavailhès et Goffette-Nagot, 2001), laissant ainsi le territoire des pôles urbains se répartir entre, d'une part, les ménages des couches supérieures et, d'autre part, ceux aux revenus les plus modestes. Ces forces ségrégatives conduisent à des différences marquées dans la composition résidentielle des villes-centres, pôles et couronnes périurbaines. La configuration spatiale qui résulte de ces choix de (re)localisation est la suivante : localisation centrale des ménages les plus aisés, localisation périphérique des ménages à revenu moyen (ouvriers qualifiés et professions intermédiaires) et localisation intermédiaire des ménages les plus pauvres (Schmitt *et al.*, 1998, Goffette-Nagot, 2001), structure qualifiée par certains de « ville à trois vitesses » (Béhar *et al.*, 2004). Un travail récent suggère que la ville pourrait être à « quatre vitesses » avec un périurbain lointain où vivent des ménages pauvres n'ayant pas les moyens d'occuper des localisations plus centrales (Cavailhès et Selod, 2003)⁶.

Il apparaît donc que la contribution de la périurbanisation à la ségrégation urbaine passe par des flux migratoires sélectifs entre espaces urbains et périurbains. L'analyse de ces flux reste néanmoins encore largement à faire. Dans un dépouillement particulier du recensement, Schmitt *et al.* (1998) établissent que le solde migratoire des communes périurbaines (qui a, entre 1990 et 1999, concerné un million de personnes) masque un flux de départs des pôles urbains vers les communes périurbaines de 2,1 millions de personnes en partie compensé par un flux de 1,1 million d'individus ayant quitté le périurbain pour aller s'installer dans un pôle urbain. Toute la question est d'analyser la composition de ces flux et de mesurer de quelle façon ces flux correspondent effectivement à un important tri social et participent à la ségrégation au sein des aires urbaines. A une échelle plus fine, une étude des mobilités résidentielles originaires des Zones Urbaines Sensibles entre 1990 et 1999 révèle ainsi que 29% des mobilités résidentielles hors des quartiers prioritaires se traduisent par l'acquisition d'un pavillon dans des communes périurbaines et rurales

⁶ Pour souligner cette fragilité, le vice-président du conseil général de Seine-et-Marne relevait récemment que « les jeunes couples qui s'installent sur les franges rurales prennent de gros risques financiers. Ils peinent à financer leur pavillon. Les deux parents travaillent ; il leur faut deux voitures. Si l'un d'eux se retrouve au chômage, tout peut basculer très vite » (cité par Jérôme, 2006).

(Observatoire National des Zones Urbaines Sensibles, 2005). Dans les quartiers prioritaires, cette mobilité vers le périurbain concerne majoritairement des cadres et des professions intermédiaires, souvent des couples ayant connu une naissance. Elle contribue à modifier la composition socioprofessionnelle des ZUS, notamment en y accentuant le poids des employés non qualifiés.

Les flux au sein du pôle urbain (gentrification des centres-villes, fuite des classes moyennes hors de certains quartiers) sont venus amplifier les effets du tri sélectif induit par la périurbanisation sur la concentration des ménages défavorisés dans certains quartiers urbains de banlieue.

Enfin, il est notable que l'envolée des prix immobiliers sur les dix dernières années a été concomitante avec d'importantes modifications de la géographie sociale (Landrin, 2005).

1.1.3. Les services publics

Les services publics jouent un rôle particulier dans le processus de stratification spatiale comme le faisait remarquer l'économiste Tiebout (1956) dès les années cinquante en suggérant que les contribuables locaux « votaient avec leurs pieds » à la recherche d'une offre de biens publics locaux en adéquation avec leurs attentes (et avec leur faculté de financer ces biens publics). En France, on peut cependant considérer que jusqu'à maintenant, le fonctionnement du budget public étant fortement centralisé, l'intensité de ce phénomène reste faible même s'il a été mis en évidence dans certaines communes (Guengant *et al.*, 1995).

On observe avec le mouvement de périurbanisation, l'apparition d'importantes tensions sur les services publics, l'offre de services et d'équipement ayant du mal à suivre le rythme de la périurbanisation. La dispersion de la population vers les communes périurbaines induit un mouvement simultané de relocalisation de services de proximité (Goffette-Nagot et Schmitt, 1999). On sait que la localisation des services de proximité à caractère privé (boulangerie, épicerie...) est assez directement déterminée par la demande potentielle sur le marché local et donc par les dynamiques de population. Du côté des services publics à gestion centralisée, l'objectif d'équité spatiale, traduit en termes d'accessibilité aux services publics, peut conduire à une décision de redéploiement vers les zones périurbaines de services publics de proximité. Les autorités publiques disposant de ressources limitées, doivent déterminer la répartition géographique des moyens mis en œuvre, à budget plus ou moins constant. On constate que, dans les dernières années, certains équipements se sont fortement redéployés vers les zones périurbaines afin de répondre à leurs évolutions démographiques, même si en raison de l'intensité de ces évolutions, le périurbain reste parfois sous-équipé (Darriau et Gadais, 2001) et on accuse parfois les pouvoirs publics de négliger le périurbain (Béhar *et al.*, 2004). Le risque est ici que ce redéploiement ne se fasse au détriment de certaines franges urbaines. Ainsi, par exemple, l'école primaire est un des équipements publics qui a le plus suivi le mouvement de périurbanisation (Bessy-Pietri et Sicamois, 2001), et parallèlement le nombre moyen d'élèves par classe était plus élevé dans les villes que dans le périurbain en 1994 (Schmitt *et al.*, 1998). On peut donc se demander si les quartiers les plus pauvres ne seraient pas les premiers à pâtir du redéploiement de services publics vers le périurbain. L'équipement éducatif étant, en outre, un élément déterminant de la dynamique de ségrégation sociale, puisqu'il peut intensifier ce processus ou permettre une intégration sociale, en infléchissant les trajectoires professionnelles (Selod, 2004), il reste un des services publics le plus en lien avec la ségrégation urbaine et demande donc une attention particulière.

En retour, pour un ménage, le choix d'une localisation résidentielle dépend non seulement du coût du logement dans la localité et du coût de transport au centre d'emplois, mais aussi de l'accès direct à un certain nombre de services à la population, privés ou publics. Ainsi, une localité pourra être préférée à une autre si le logement y est coûteux mais les services de proximité disponibles en plus grande quantité. On peut alors voir émerger des centres secondaires, dont l'offre de services aux ménages est élevée, concentrant les localisations résidentielles en périphérie des villes (Goffette-Nagot et Schmitt, 1999). Dans ce cas, une concurrence sur le marché du logement se développe autour de ces pôles secondaires et se répercute, à terme, sur le prix du logement, qu'il s'agisse de l'achat ou de la location. On assiste alors à un phénomène de « capitalisation foncière », le prix du logement intégrant la plus grande accessibilité aux services (Yinger, 1982 ; Starret, 1981). La capitalisation foncière renforce alors les disparités en intensifiant le processus de ségrégation décrit précédemment, entre banlieues et quartiers des villes et zones périurbaines, mais aussi au sein même de ces dernières. Ainsi, de manière indirecte (via le marché

du logement), l'offre de services, qu'ils soient privés ou publics, peut venir renforcer les phénomènes de ségrégation.

La question de l'offre de transports est également centrale. De véritables « campagnes-dortoirs » se développent à la périphérie de l'Ile-de-France et posent d'importants problèmes d'accessibilité. Les transports publics ne sont pas adaptés à ces nouvelles configurations et la congestion automobile devient insupportable dans certaines zones.⁷

Sur le plan politique, l'insuffisance de services publics est vécue comme une injustice. 30 000 personnes manifestaient récemment à Paris pour la défense des services publics dans les banlieues et les zones rurales (Le Monde, 2005).

1.2. Méthodologie

La problématique générale de la recherche est donc d'apprécier, d'une part, les effets de l'étalement urbain sur le processus de polarisation sociale urbaine et ses conséquences en termes d'accès aux services publics et, d'autre part, les effets en retour de la ségrégation sociale et de l'offre locale de services publics sur les processus de localisation résidentielle des ménages, *via* la capitalisation foncière.

A partir d'une sélection des services publics étudiés, nous nous proposons de développer deux approches : un cadrage national dont les résultats sont larges mais exhaustifs à l'échelle des plus grandes aires urbaines françaises, et la comparaison des situations de deux villes, permettant d'affiner les résultats du cadrage national et d'aborder de nouvelles questions.

1.2.1. Cadrage national

L'objectif du cadrage national est essentiellement d'étudier dans quelles mesures la périurbanisation a renforcé les disparités socio-spatiales au sein des agglomérations et de mettre en relation ces évolutions avec celles de l'offre de services publics.

Pour ce faire, nous avons, tout d'abord, identifié les disparités socio-spatiales au sein des aires urbaines⁸ en travaillant à une échelle infra-communale (celle des triris) dans les pôles urbains, lorsque cela a été possible et à une échelle communale dans les zones périurbaines. La caractérisation sociale des quartiers urbains et des couronnes périurbaines est appréhendée par un indicateur de disparités sociales que l'on construit sur la base des profils socioprofessionnels de la population (Recensements de population de 1990 et 1999). L'analyse de l'évolution de cet indicateur entre 1990 et 1999 permet d'observer l'accroissement des disparités socio-spatiales, au sein des aires urbaines considérées et de leur pôle.

Ensuite, l'évolution de ces disparités est mise en relation avec la géographie des flux migratoires entre les pôles urbains et les couronnes périurbaines afin de mesurer l'effet de ces flux sur la ségrégation urbaine, mesurée par les indicateurs décrits précédemment.

Dans un troisième temps de ce cadrage, nous mettons en relation ces évolutions socio-démographiques avec l'évolution des dotations communales en services publics. Pour cela, nous utilisons, d'une part, les données concernant les emplois « publics » disponibles dans les Recensements de Population de 1990 et 1999, en isolant les emplois liés aux secteurs éducatif et de santé. D'autre part, nous mobilisons les sources disponibles auprès du Ministère de la Santé (DREES), concernant les infirmiers libéraux et médecins.

Ce cadrage général permet d'avoir une vision des phénomènes de ségrégation, de périurbanisation, de concentration des services sanitaires et éducatifs et de leurs interdépendances à l'échelle de la France. Il est

⁷ En Ile-de-France, un élu local notait récemment que « les bouchons sur les routes commencent désormais à 60 kilomètres, et non plus à 30 kilomètres de Paris » (Jérôme, 2006).

⁸ Au sens du zonage en aires urbaines mis en place par l'INSEE en 1996 (Le Jeannic T., 1996), une aire urbaine est composée d'un pôle urbain (une ville-centre et ses communes de banlieue) et d'une couronne périurbaine (Cf. Annexe A.2 pour plus de détails).

cependant très synthétique sur ces interdépendances et ne permet pas de prendre en considération le rôle du marché foncier et de mettre en évidence l'effet « boule de neige » entre structure sociale, état du marché foncier et qualité des services publics à l'échelle locale.

1.2.2. Etudes locales

L'objectif est ici double : d'une part, ces études permettent, à partir de deux villes, d'affiner l'analyse effectuée dans le cadrage national en termes de flux migratoires et d'offre locale de services publics et, d'autre part, d'élargir la problématique en étudiant les conséquences des phénomènes observés sur le marché foncier et réciproquement, en zones urbaines et périurbaines.

Les deux villes étudiées sont Dijon et Besançon. Le choix de ces villes, qui ne se différencient pas fortement du point de vue de leur taille, résulte essentiellement des sources locales déjà disponibles et des facilités d'accès à ces sources. La comparaison de ces deux aires s'avère ne pas être inintéressante puisque, si a priori elles sont assez identiques, de fait la structure sociale, la ségrégation, le phénomène de périurbanisation, la structure du marché foncier et les effets de la structure sociale locale et des établissements scolaires sont assez différenciés.

Le bouclage de notre problématique sur les conséquences de la ségrégation urbaine et de l'évolution de l'offre locale de services publics sur le marché foncier (et donc sur les processus de localisation résidentielle) a été effectué en testant des modèles hédonistes visant à séparer les effets des équipements publics et de la structure socio-spatiale sur la variation des prix du logement. Cette analyse a été menée à partir des transactions immobilières répertoriées dans le fichier notarial (PERVAL) et qui permet de disposer de l'adresse de ces transactions immobilières, de leur prix et de certaines caractéristiques du bien faisant l'objet de la transaction. En raison du coût d'achat de ces données et de leur coût de géoréférencement, les études locales ont été menées sur une période restreinte, de 1998 à 2004.

Grâce à leur adresse, ces transactions ont été localisées de manière très précise permettant ensuite de les rattacher à un collège public, à partir de la carte scolaire et de calculer un certain nombre de distances entre chaque transaction et certains équipements publics (Poste...).

Ces informations ont également été combinées et confrontées avec les données recueillies et analysées au cours des étapes précédentes sur les différents quartiers ou zones périurbaines des deux aires urbaines considérées, permettant ainsi, entre autres, de déterminer la structure sociale dans l'environnement du bien immobilier acheté.

Première partie : Cadrage national
Ségrégation, périurbanisation et concentration
des services éducatifs et sanitaires en France

2. Données disponibles et méthodologie générale du cadrage national

L'objectif du cadrage national étant d'obtenir une image la plus exhaustive possible de la ségrégation au sein des villes françaises et de leur couronne périurbaine, l'analyse est effectuée essentiellement à partir des Recensements de Population de 1990 et 1999. Ils sont complétés par une base de données fournie par le Ministère de la Santé, dénombrant les professionnels de santé privés en 1994 et 2002.

2.1. Bases de données

Les recensements de population (RP) permettent de dénombrer la population par *Catégories Socioprofessionnelles* et *Positions Professionnelles*, variables approchant le plus la catégorie sociale des individus. Les RP constituent donc notre source principale d'information pour mesurer la ségrégation urbaine sur l'ensemble du territoire, et son évolution. Ils permettent également de mesurer le phénomène de périurbanisation grâce à la reconstitution des migrations définitives des villes vers leurs couronnes, entre deux RP. On se restreint ici à la définition théorique de la périurbanisation : les individus ne changent pas de lieu de travail mais de lieu de résidence et migrent donc de la ville vers le périurbain, sans changer d'aire d'influence de la ville. L'ampleur de ce phénomène de périurbanisation peut être mesurée par catégorie sociale.

En termes de mesure de la ségrégation urbaine, nous nous focalisons sur les RP de 1990 et 1999, qui datent un peu mais les derniers recensements ne sont pas exhaustifs à l'échelle de la France. Pour appréhender les effets de la périurbanisation passée sur la ségrégation, nous mobilisons également la résidence antérieure déclarée lors du RP, pour calculer les migrations entre deux recensements.

Les nomenclatures des *Catégories Socioprofessionnelles* et *Positions Professionnelles* ont été regroupées en grandes catégories qui nous semblaient pertinentes : ouvriers, employés, cadres et professions intermédiaires. Les nomenclatures de ces variables ainsi que les regroupements effectués sont détaillés en Annexe A.1. Il est d'ores et déjà nécessaire de remarquer, d'une part, que la *Catégorie Socioprofessionnelle* n'est renseignée que pour un quart de la population et, d'autre part, que cette variable est cependant a priori plus fiable que la *Position Professionnelle*. En effet, alors que cette dernière est issue d'une question fermée (et donc peu ou pas contrôlée), la *Catégorie Socioprofessionnelle* est construite à partir d'une série de questions ouvertes (c'est-à-dire contrôlées et fiables)⁹.

Les RP permettent également de disposer des emplois ventilés par secteur, mais exclusivement dans les RP au ¼. On dispose donc des emplois du secteur des services administrés, en particulier des emplois des services éducatifs, d'une part, et sanitaires et sociaux, d'autre part. Ainsi cette variable est une approximation de l'offre de services éducatifs et sanitaires et sociaux. Il s'agit effectivement d'une mesure très approximative de l'offre de ces services et de sa qualité mais elle a l'avantage, en étant issue de la même source que les variables précédentes, d'être disponible pour l'ensemble de la France pour des dates identiques. Le détail de la définition de cette variable est également donné en Annexe A.1.

Dans la dernière section de cette partie de cadrage national, nous détaillons la façon dont elle est mobilisée pour étudier l'évolution de la concentration de l'offre de ces services au sein des villes comparativement à leur couronne périurbaine, à l'échelle des communes.

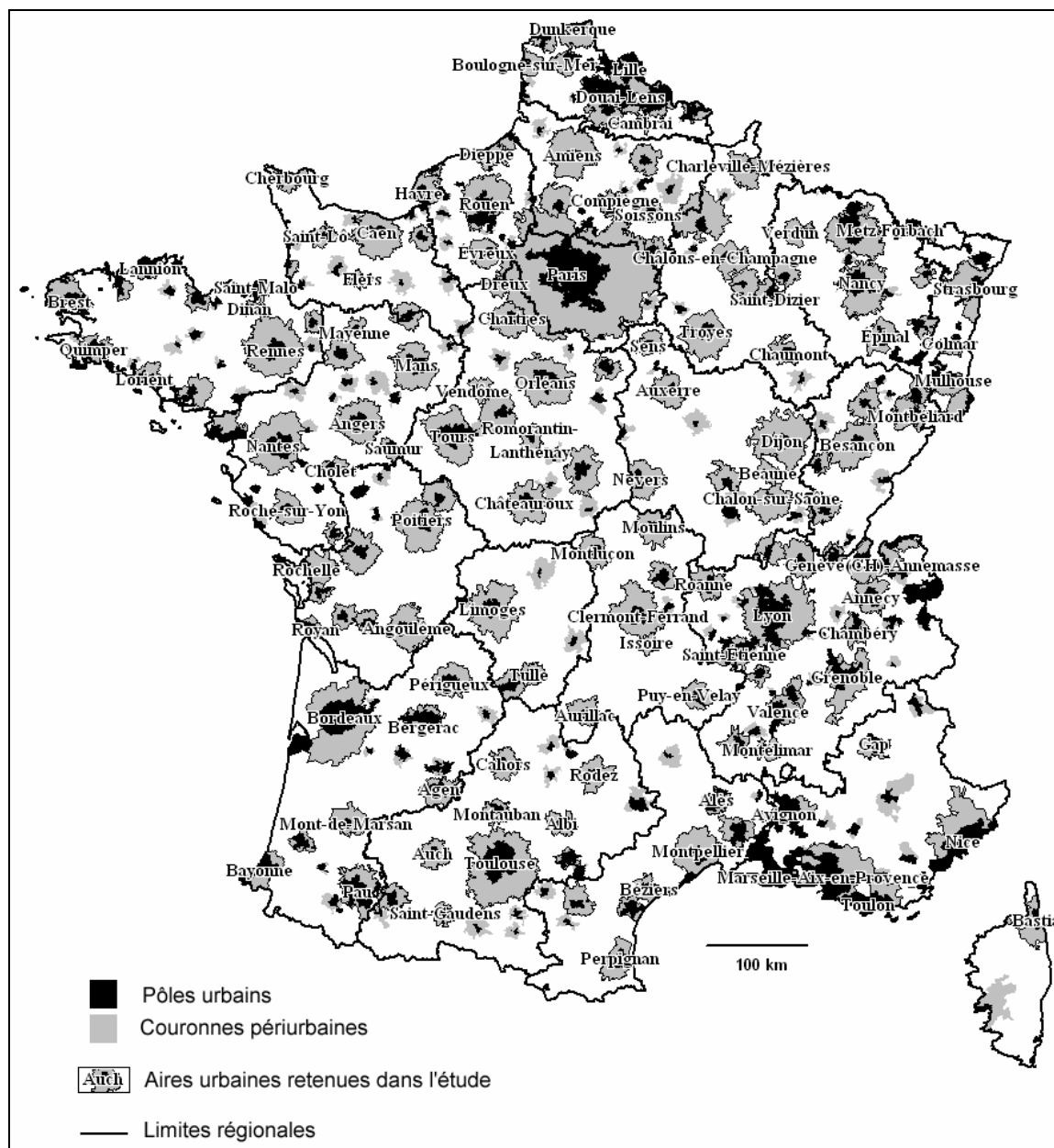
Grâce aux services du Ministère de la Santé, nous disposons également du dénombrement des professions de santé du secteur privé, en particulier des médecins généralistes et infirmiers libéraux en 1994 et 2002, à l'échelle des communes. Ces variables permettent d'évaluer les évolutions du secteur sanitaire privé, en termes de concentration spatiale, et de les comparer à celle du secteur public grâce aux données des RP décrites précédemment.

⁹ Il faut en outre noter que les *Positions Professionnelles* ne sont pas stables dans le temps dans la mesure où les catégories proposées évoluent entre 1990 et 1999.

2.2. Echelles spatiales de travail

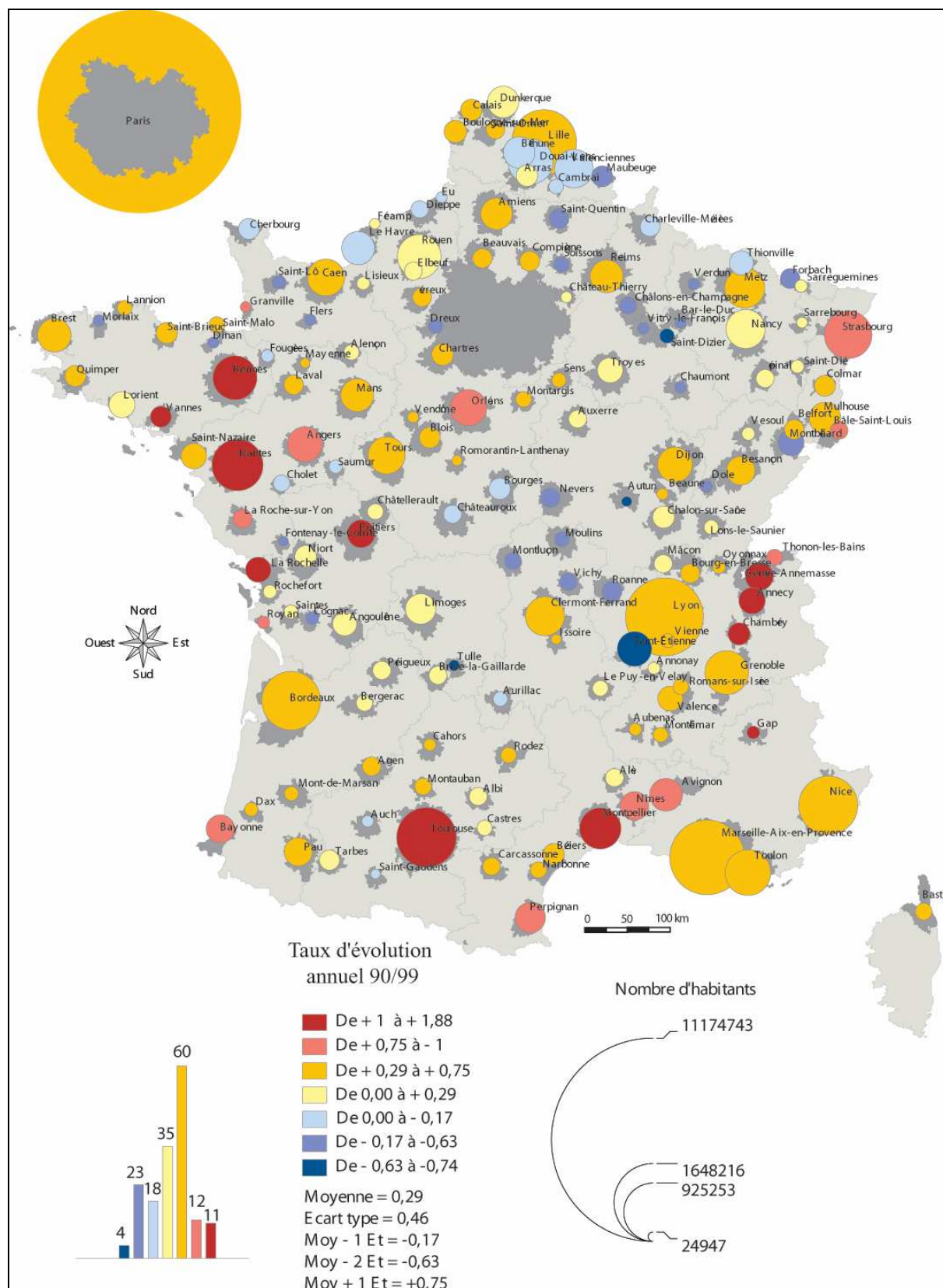
Afin de mesurer la ségrégation urbaine, son évolution, et l'effet de la périurbanisation sur celle-ci, le zonage qui semble le plus adapté est celui issu du *Zonage en Aires Urbaines* (ZAU), puisque les aires urbaines sont caractérisées par un *Pôle Urbain*, agglomération définie à partir de la continuité du bâti, et sa *couronne périurbaine*, composée des communes contiguës dans lesquelles au moins 40 % des actifs occupés travaillent dans une autre commune de l'aire. Le ZAU est décrit en Annexe A.2.

Carte 2.1 - Les pôles urbains et leur couronne périurbaine en 1999



Etant donné le phénomène d'étalement urbain, en termes de continuité d'habitat et de communes correspondant aux critères de définition de la couronne périurbaine, le ZAU n'est pas stable dans le temps. Afin d'étudier l'évolution de la ségrégation, il a fallu choisir un découpage spatial fixe dans le temps pour pouvoir comparer des situations à différentes dates. On a donc choisi de travailler avec le ZAU 1999, en distinguant, soit deux grands types de zones : les pôles urbains et leurs couronnes périurbaines, soit trois grands types d'espace : les villes centres, leurs banlieues et leurs couronnes périurbaines. La Carte 2.1 représente les aires urbaines en précisant celles retenues dans notre étude tandis que la Carte 2.2 illustre les évolutions de population entre 1990 et 1999 des aires urbaines de l'étude.

Carte 2.2 – Evolution de la population entre 1990 et 1999 des aires urbaines de l'étude



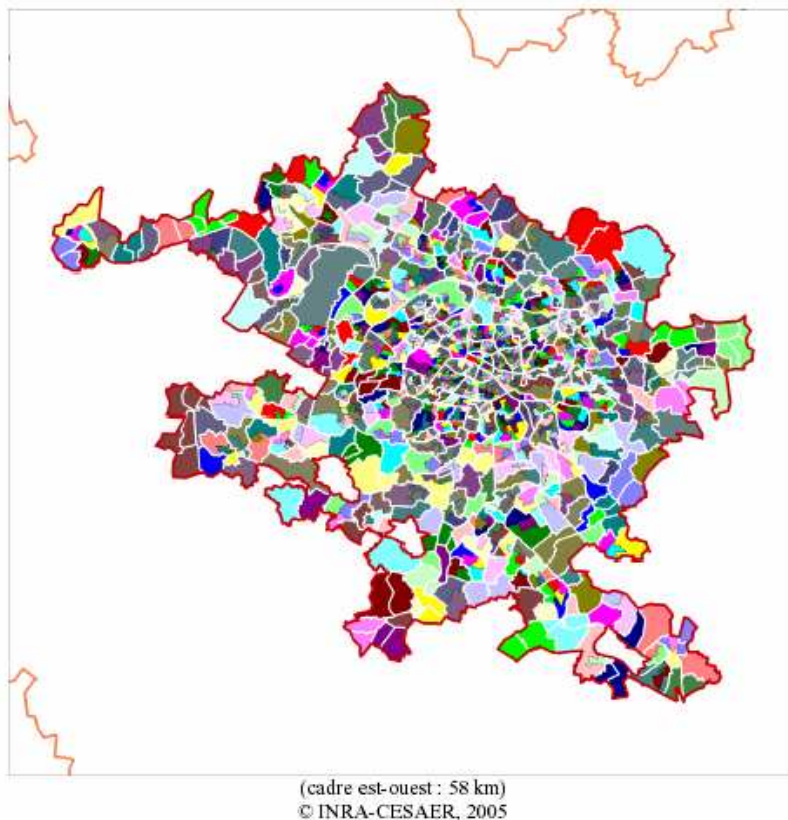
En 1999, il existait 354 aires urbaines pour lesquelles nous disposons de données communales et à l'échelle des Iris, quartiers infra communaux, lorsque les communes (essentiellement au sein des pôles urbains) ont été « irisées » (Cf. Annexe A.2, en particulier pour la définition des Iris). Un « *Iris 2000* » est un quartier infra communal qui contient au moins 2 000 habitants, dont les frontières ont été définies par les Directions Régionales de l'INSEE concernées. Ce découpage respecte une certaine homogénéité en termes d'organisation socio-économique.

Les données du RP sont exhaustives sur l'ensemble de la population, sauf les variables de catégorie socioprofessionnelle et d'emploi par secteur, variables fondamentales pour notre analyse. Ces variables ne sont recensées que pour ¼ de la population (« *Recensement au quart* »). Pour pouvoir utiliser ces variables fondamentales, sans problème de représentativité statistique, nous avons dû travailler à l'échelle des Triris, regroupant trois Iris contigus, pour les communes irisées, et regrouper les communes de moins de 4 000 habitants (essentiellement dans les espaces périurbains) en zones de plus de 4 000 habitants. Les combinaisons de regroupement possibles pour chaque aire urbaine étant presque infinies, nous avons opté pour un algorithme qui privilégie la contiguïté des communes regroupées, la compacité des regroupements (évitant des regroupements en forme de « serpent »), et qui maximise le nombre de regroupements et donc le nombre d'observations disponibles au sein de chaque aire (cf. Annexe A.2 pour le détail de la construction et des caractéristiques de ce découpage spatial).

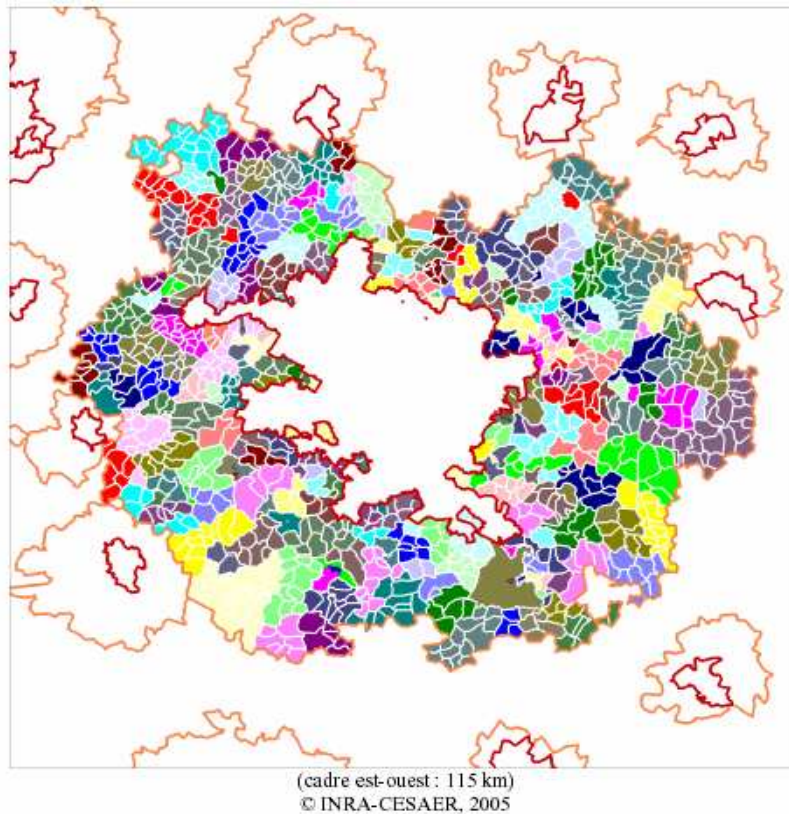
A titre d'exemple, les Cartes 2.3 et 2.4 représentent notre découpage, chaque zone étant représentée par une couleur différente, et les Triris ou communes qu'il regroupe (frontières en transparence), pour l'aire urbaine de Paris. La première carte représente le pôle urbain et la seconde sa couronne périurbaine.

Notre découpage est donc construit à partir de règles exclusivement géométriques et n'intègre aucun critère d'homogénéité socio-économique. Ce choix est le résultat de contraintes objectives, nous ne disposions pas de l'information nécessaire à la mise en œuvre d'un découpage respectant les caractéristiques sociales des communes sur l'ensemble des aires urbaines de France, mais il est également délibéré. En effet, s'il était envisageable de mettre en place un découpage qui respecte un tel critère d'homogénéité sociale avec la même intensité pour chaque pôle et couronne de chaque aire urbaine, la ségrégation mesurée à l'échelle de chacun d'entre eux devrait être totale. De plus, ne disposant pas de marge de manœuvre sur les frontières mêmes des unités spatiales de base, la notion d'homogénéité sociale au sein de chacune de ces unités ne peut être universelle. Ne pouvant donc garantir la comparabilité entre les différentes aires urbaines d'une telle règle, nous avons préféré établir un découpage qui regroupe de manière aléatoire, en termes de caractéristiques sociales, des entités spatiales dont les limites nous sont imposées.

Carte 2.3 - Aire urbaine de Paris, pôle urbain



Carte 2.4 - Aire urbaine de Paris, couronne périurbaine



2.3. Mesures de la ségrégation et indices

Afin d'étudier l'évolution de la ségrégation urbaine en France, il est nécessaire de construire au préalable une mesure de la ségrégation et de son évolution au sein des aires urbaines. Nous avons opté pour un indicateur synthétique mesuré à l'échelle de chaque aire et comparable entre ces aires. La logique de ces indices est de comparer la structure sociale de l'ensemble des unités spatiales de base (quartiers, communes) et de donner une image synthétique de leur hétérogénéité, ou homogénéité, en termes de structure sociale.

Divers indicateurs de ségrégation auraient pu être utilisés (Apparicio, 2000). Notre choix parmi ces indicateurs est le résultat d'une double contrainte : (i) disposer d'un indicateur synthétique sur chaque aire urbaine française afin de les hiérarchiser et déterminer de manière statistique les facteurs explicatifs de cette ségrégation, et (ii) disposer d'un indicateur qui permette une décomposition spatiale de la ségrégation entre grands types d'espace (ville-centre/banlieue/périurbain et urbain/périurbain) et au sein de chaque type d'espace.

La plupart des travaux sur la ségrégation se contentent de calculer un indicateur de Duncan et Duncan (1955) ou « indice de dissemblance ». Appliqué à la ségrégation cadres/ouvriers, cet indicateur s'écrit de la manière suivante :

$$\text{ID (cadres, ouvriers)} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \left| \frac{C_i}{C} - \frac{O_i}{O} \right|$$

où N est le nombre d'unités spatiales de base dans la zone considérée (par exemple le nombre d'unités spatiales de base dans l'aire urbaine, si l'on mesure la ségrégation à l'échelle de l'aire urbaine), C_i et O_i sont respectivement le nombre de cadres et le nombre d'ouvriers dans l'unité spatiale i , C et O sont

respectivement le nombre de cadres et le nombre d'ouvriers dans l'ensemble de la zone considérée. Cet indicateur, compris entre 0 et 1, peut être calculé séparément pour le pôle urbain et pour la couronne périurbaine ou pour l'aire urbaine dans sa totalité. Il indique le pourcentage d'individus d'un des deux groupes qu'il faudrait replacer dans d'autres unités spatiales de base afin d'obtenir un mélange uniforme des deux catégories socioprofessionnelles identiques dans toutes les unités spatiales de base de la zone considérée.

Cependant, cet indicateur, bien que facilement interprétable, présente un inconvénient majeur dans la mesure où il n'est pas décomposable spatialement. L'indicateur de dissemblance ne permet donc pas de distinguer la part de la ségrégation à l'échelle de l'aire urbaine due à la ségrégation au sein du pôle, de celle due à la ségrégation au sein de la couronne périurbaine, et de la ségrégation entre ces deux grandes zones. Cette question est pourtant centrale si on cherche à comprendre le rôle de la périurbanisation dans l'exacerbation de la ségrégation résidentielle. Pour pallier ce problème, nous avons également recours à un indicateur inspiré de Theil et Finizza (1971) et proposé par Mora et Ruiz-Castillo (2003) dans un autre contexte. Appliqué à la ségrégation cadres/ouvriers, cet indicateur d'entropie prend la forme suivante :

$$I(\text{cadres, ouvriers}) = \sum_{i=1}^N \frac{T_i}{T} \left[\frac{C_i}{T_i} \log \left(\frac{\frac{C_i}{T_i}}{\frac{C}{T}} \right) + \frac{O_i}{T_i} \log \left(\frac{\frac{O_i}{T_i}}{\frac{O}{T}} \right) \right]$$

avec les mêmes notations que précédemment et avec T_i le nombre d'individus (ouvriers plus cadres) dans l'unité spatiale i , T le nombre d'ouvriers et de cadres dans l'ensemble de la zone considérée. Cet indicateur, lorsqu'il sera calculé au niveau de l'aire urbaine, pourra être décomposé en deux termes : une « ségrégation *intra* » interne au pôle urbain et au périurbain et une « ségrégation *inter* » entre le pôle urbain et le périurbain (Cf. Section 4).

I est toujours compris entre 0 et $E = \frac{C}{T} \log \frac{T}{C} + \frac{O}{T} \log \frac{T}{O}$ et I se rapproche de E quand ouvriers et cadres tendent à ne jamais résider dans les mêmes unités spatiales de base. En raison de son mode de construction, cet indice n'est pas directement comparable entre aires urbaines dont le nombre d'unités spatiales de base, N , diffère. En revanche, le ratio I/E , qui est compris entre 0 et 1, est comparable entre différentes zones.

Pour calculer ces indices, il est nécessaire de disposer d'au moins deux unités géographiques de base dans chaque catégorie spatiale. Pour les calculer à partir des catégories socioprofessionnelles, il a fallu restreindre le nombre d'aires urbaines à celles qui comportaient plus de deux unités de base dans le pôle urbain et dans le périurbain, soit 163 aires urbaines. Pour distinguer, au sein du pôle urbain, la banlieue de la ville centre, la contrainte des deux unités d'observation étant la même, les indices n'ont pu être calculés que sur 98 aires urbaines (Cf. Annexe A.3).

3. Préliminaires méthodologiques

Afin de mener à bien la démarche d'analyse proposée à l'aide des données et des découpages à notre disposition, il nous a fallu examiner de près certains points méthodologiques. En effet, le problème qui s'est posé à nous était de trancher entre l'usage d'une variable jugée de médiocre qualité (les Positions Professionnelles, PP) mais disponible à l'exhaustif et donc permettant le recours au découpage le plus fin possible (communes-triris) et le recours à une variable de bonne qualité (les Catégories Sociales, CS) mais disponible uniquement dans les échantillons au ¼ des recensements de population et nécessitant de ce fait la mobilisation d'un découpage assurant la fiabilité de l'information à l'aide de regroupements spatiaux de plus de 2 000 habitants (seuil de fiabilité défini par l'INSEE).

Le recours aux CS présente en outre l'avantage de ne pas limiter l'analyse de la ségrégation aux seuls actifs mais de l'élargir en permettant de reclasser les retraités selon leur ancienne CS, ce qui n'est pas possible avec les PP. Pour ce faire, on a étudié en détail les éventuels biais qu'une analyse menée avec un découpage permettant de traiter avec fiabilité les données de l'échantillon au ¼ des recensements de population (c'est-à-dire les regroupements communaux que nous avons conçus à cet effet et présentés ci-dessus) pouvaient engendrer. On a mené cette analyse en deux temps : effet du changement de découpage à partir des PP et effet du changement de variable, PP *versus* CS, à découpage identique. A ces deux étapes, on a adjoint une comparaison des résultats obtenus à l'aide des indices de dissimilarité classiques et ceux obtenus au moyen de notre indice de ségrégation décomposable.

3.1. Effet du découpage sur la mesure de la ségrégation

On a tout d'abord cherché à évaluer l'éventuelle déformation que pouvait produire notre découpage sur la mesure de la ségrégation. Pour ce faire, on a calculé les classiques indices de dissimilarité sur les deux découpages à notre disposition (le découpage en triris et communes, d'une part, et notre découpage, d'autre part) sur les PP. En dépit des doutes qui pèsent sur sa capacité à appréhender de réelles positions sociales, c'est en effet la seule variable disponible à l'exhaustif pour une telle analyse. Les trois principales oppositions sociales que nous étudierons par la suite, à savoir cadres *versus* ouvriers, cadres *versus* employés et cadres *versus* ouvriers-employés, ont été considérées.

Les corrélations entre ces indices calculés à partir de notre découpage spécifique et ceux calculés à partir des triris ou des communes sont présentées au Tableau 3.1. Bien que toutes significatives au seuil de 1 %, ces corrélations diffèrent cependant selon le niveau d'agrégation utilisé. Elles sont logiquement très fortes (et très proches de 1) lorsque l'analyse est menée au niveau des pôles urbains, dans la mesure où le découpage d'étude que nous avons construit pratique des regroupements communaux dans les zones les moins densément peuplées, c'est-à-dire essentiellement dans les couronnes périurbaines. Elles sont également très élevées (et presque aussi robustes que dans le cas précédent) lorsque le niveau d'analyse est l'aire urbaine. A l'inverse, les corrélations entre indices de dissimilarité calculés selon le découpage communes-triris et notre découpage deviennent très ténues quand elles sont mesurées à l'échelle des seules couronnes périurbaines. Ainsi, les regroupements communaux pratiqués pour rendre utilisables les informations des échantillons au ¼ des recensements de population peuvent modifier fortement l'image que l'on peut avoir de la ségrégation dans les couronnes périurbaines sans pour autant altérer l'image de la ségrégation sociale obtenue par des analyses menées au niveau des aires urbaines et *a fortiori* des pôles urbains.

Des analyses complémentaires menées pour repérer, d'une part, les aires urbaines, pôles urbains et couronnes périurbaines pour lesquelles cette déformation peut être importante et, d'autre part, l'effet de ce changement de découpage sur l'évolution 1990-1999 des indices de dissimilarité, sont reportées en Annexe B.1 du présent rapport. Elles confirment le faible nombre d'aires et de pôles urbains dont les indices de dissimilarité sont affectés par le changement de découpage et le nombre important de couronnes périurbaines pour lesquelles ce changement de découpage pourrait devenir problématique. De même, les évolutions 1990-1999 des indices de dissimilarité sont également très fortement corrélées pour les aires et pôles urbains et faibles (voire très faibles) pour les couronnes périurbaines.

Tableau 3.1 - Coefficients de corrélation entre les indices de dissimilarité calculés dans le découpage communes-triris et le découpage de cette étude selon différentes oppositions sociales et différents niveaux d'agrégation des informations

	Au RP 1999	Au RP 1990
Agrégation en aires urbaines :		
Cadres <i>vs</i> ouvriers	0,976	0,971
Cadres <i>vs</i> employés	0,965	0,955
Cadres <i>vs</i> ouvriers-employés	0,850	0,918
Agrégation en pôles urbains :		
Cadres <i>vs</i> ouvriers	0,990	0,989
Cadres <i>vs</i> employés	0,989	0,985
Cadres <i>vs</i> ouvriers-employés	0,877	0,934
Agrégation en couronnes périurbaines :		
Cadres <i>vs</i> ouvriers	0,730	0,615
Cadres <i>vs</i> employés	0,451	0,386
Cadres <i>vs</i> ouvriers-employés	0,410	0,459

* variable utilisée : Positions professionnelles

** toutes corrélations significatives au seuil de 1 %

Source : INSEE, Recensements de la population de 1990 et 1999 à l'exhaustif

Ainsi, les deux découpages peuvent être utilisés indifféremment pour l'analyse de la ségrégation sociale au niveau des aires urbaines et des pôles urbains. Les indices sont plus sensibles au changement de découpage pour les couronnes périurbaines. De même, l'opposition cadres *vs* ouvriers-employés est plus sensible aux différents découpages que les deux autres oppositions sociales utilisées.

En résumé, nous restreindrons donc aux aires urbaines et aux pôles urbains l'analyse de la ségrégation et de son évolution lorsque celle-ci s'appuiera sur notre découpage d'étude, la cohérence avec les résultats obtenus par mobilisation d'un découpage plus fin (communes-triris) n'étant pas assurée lorsque l'analyse se limite aux seules couronnes périurbaines.

3.2. Variables « Positions Professionnelles » (PP) *versus* « Catégorie Sociales » (CS)

Parallèlement à l'analyse des effets de découpage, on a cherché à évaluer l'effet du changement de variables entre les Positions Professionnelles (PP) et les Catégories Sociales (CS). Pour ce faire, on a comparé les indices de dissimilarité calculés à partir de ces deux typologies sociales. Afin d'isoler les effets de ce choix, la comparaison devait être effectuée à découpage identique, le seul assurant la fiabilité de l'information était alors notre découpage d'étude. Cette étape a donc vocation à examiner la façon dont le recours à la variable Positions Professionnelles peut éventuellement déformer l'image de la ségrégation que l'on peut obtenir à l'aide des CS.

L'analyse des corrélations entre les indices obtenus avec ces deux variables, à découpage identique, présentée dans le Tableau 3.2, complétée par l'analyse des écarts entre ces indices, reportée en Annexe B.2, met en évidence une dégradation dans le temps de la qualité de l'ajustement. Ceci laisse à penser que les Positions Professionnelles cernaient mieux les Catégories Sociales (CS) en 1990 qu'en 1999. En outre, le lien, fort en ce qui concerne les oppositions cadres *versus* ouvriers, tend à se dégrader quand l'opposition examinée est cadres *versus* employés et devient même très faible quand les catégories ouvriers et employés sont opposées ensemble aux cadres. La dégradation en question est notamment très sensible quand l'analyse se limite aux seules couronnes périurbaines où les corrélations finissent par devenir non significatives.

Tableau 3.2 - Coefficients de corrélation entre les indices de dissimilarité calculés avec les Positions Professionnelles (PP) et les Catégories Sociales (CS) selon différentes oppositions sociales et différents niveaux d'agrégation des informations

	Au RP 1999	Au RP 1990
Agrégation en aires urbaines :		
Cadres vs ouvriers	0,960	0,954
Cadres vs employés	0,924	0,905
Cadres vs ouvriers-employés	0,782	0,879
Agrégation en pôles urbains :		
Cadres vs ouvriers	0,965	0,973
Cadres vs employés	0,922	0,886
Cadres vs ouvriers-employés	0,826	0,909
Agrégation en couronnes périurbaines :		
Cadres vs ouvriers	0,923	0,778
Cadres vs employés	0,757	0,562
Cadres vs ouvriers-employés	0,123 ^{NS}	0,321

* découpage utilisé : découpage spécifique

** toutes corrélations significatives au seuil de 1 % sauf ^{NS}

Source : INSEE, Recensements de la population de 1990 et 1999

En conséquence, et en raison de la meilleure qualité de la variable Catégories Sociales, nous privilégierons l'usage de cette variable dans le découpage d'étude que nous avons proposé plus haut, le recours à la variable Positions Professionnelles risquant d'altérer l'image de la ségrégation même si elle permet de mobiliser le découpage plus fin en triris et communes. La mobilisation de la variable CS imposant le recours à notre découpage, nous limiterons les analyses qui suivent aux seules aires urbaines et pôles urbains, laissant de côté, pour des raisons de cohérence de la mesure, l'analyse de la ségrégation au sein des seules couronnes périurbaines.

3.3. Comparaison des résultats de l'indice de dissimilarité et de l'indice de ségrégation

On a cherché ici à comparer les résultats obtenus à partir des indices classiques de dissimilarité avec ceux obtenus avec l'indice de ségrégation décomposable que nous avons proposé dans la section précédente, ce dernier présentant l'avantage de sa décomposabilité par catégorie d'espace. La comparaison a été réalisée en recourant aux Catégories Sociales (CS) et à notre découpage d'étude. On a en outre introduit ici la mesure rendue possible avec les CS en reclassant les retraités selon leur ancienne CS.¹⁰ On reporte dans le Tableau 3.3 les coefficients de corrélation entre les deux indices avec ces différentes options de mesure de la ségrégation.

En restreignant, comme convenu précédemment, l'analyse aux aires urbaines et aux pôles urbains, on montre donc que :

- Les indices de dissimilarité et de ségrégation sont très fortement corrélés en 1999 (entre 0,87 et 0,92 pour les pôles urbains et entre 0,88 et 0,93 pour les aires urbaines) ;
- Les corrélations augmentent légèrement lorsque les retraités sont exclus de l'analyse (de 0,01 environ) ;

¹⁰ On trouvera en Annexe B.3 le résultat des comparaisons (effectuées sous forme de coefficients de corrélation) des indices de dissimilarité obtenus avec ou sans retraités. On retiendra ici que ces deux mesures sont très corrélées.

- Elles diminuent très légèrement quand on passe de l'opposition cadres *versus* employés (0,92 pour les pôles urbains et 0,93 pour les aires urbaines) à l'opposition cadres *versus* ouvriers (0,90 pour les pôles urbains et 0,91 pour les aires urbaines) et finalement à l'opposition cadres *versus* ouvriers-employés (0,87 pour les pôles urbains et 0,88 pour les aires urbaines), et ceci que l'on prenne ou non en compte les retraités ;
- Les corrélations restent de même grandeur en 1990 et 1999.

Tableau 3.3 - Coefficients de corrélation entre indice de dissimilarité et indice de ségrégation calculés avec les Catégories Sociales (CS) selon différentes oppositions sociales et différents niveaux d'agrégation des informations

	Au RP 1999		Au RP 1990	
	Sans retraités	Avec retraités	Sans retraités	Avec retraités
En aires urbaines :				
Cadres <i>vs</i> ouvriers	0,926	0,914	0,907	0,899
Cadres <i>vs</i> employés	0,930	0,927	0,933	0,930
Cadres <i>vs</i> ouvriers-employés	0,892	0,884	0,884	0,883
En pôles urbains :				
Cadres <i>vs</i> ouvriers	0,913	0,904	0,900	0,895
Cadres <i>vs</i> employés	0,922	0,918	0,925	0,922
Cadres <i>vs</i> ouvriers-employés	0,880	0,872	0,877	0,875

* découpage utilisé : découpage spécifique

** toutes corrélations significatives au seuil de 1 %

Source : INSEE, Recensements de la population de 1990 et 1999 au 1/4

Finalement, dans la mesure où ces deux indices sont très fortement corrélés, qu'ils soient calculés au niveau des aires urbaines ou des pôles urbains, leur usage est indifférent pour l'analyse de la ségrégation et de son évolution. On préférera cependant le recours à l'indice de ségrégation (I/E) car il permet une meilleure comparabilité des niveaux de ségrégation entre aires urbaines et qu'il est spatialement décomposable.

Ainsi, dans la suite, on focalisera l'analyse sur cet indice de ségrégation, calculé pour les aires urbaines et les pôles urbains à partir des trois oppositions de CS (avec ou sans retraités) sur notre découpage d'étude, et, lorsque cela est possible, en distinguant les villes centres de leur banlieue.

4. Ségrégation dans les aires urbaines françaises

Au regard des préliminaires méthodologiques décrits dans la section précédente, nous focalisons notre analyse sur l'indice d'entropie mesuré à partir des Catégories Socioprofessionnelles, permettant ainsi une décomposition spatiale et l'introduction des retraités dans chacune des grandes catégories sociales. Plus précisément, nous utiliserons le rapport entre cet indice d'entropie et son maximum théorique (I/E) que nous mesurerons à l'échelle des aires urbaines et des seuls pôles urbains. En revanche, comme nous l'avons vu plus haut, nous ne pourrions le calculer à l'échelle des seules couronnes périurbaines.

Après quelques calculs, l'indicateur d'entropie I peut-être décomposé de la façon suivante (Cf. Annexe C.1 pour la démonstration) :

$$I(\text{cadres, ouvriers}) = A + B \text{ avec } A = \sum_{h=1}^H \frac{T^h}{T} I^h \text{ et } B = \sum_{h=1}^H \frac{T^h}{T} \left[\frac{C^h}{T^h} \log \left(\frac{C^h}{\frac{T^h}{C}} \right) + \frac{O^h}{T^h} \log \left(\frac{O^h}{\frac{T^h}{O}} \right) \right]$$

où H est le nombre de découpages h dans l'aire urbaine (par exemple, h=1 pour la ville-centre, h=2 pour la banlieue et h=3 pour le périurbain, soit H=3). C^h , O^h , T^h sont respectivement le nombre de cadres, le nombre d'ouvriers, le nombre total de cadres et d'ouvriers dans le type d'espace h. C, O, T sont respectivement le nombre de cadres, le nombre d'ouvriers et le nombre total de cadres et d'ouvriers dans l'aire urbaine. Enfin, I^h est la valeur de l'indicateur calculé seulement pour le type d'espace h.

Le terme $A = \sum_{h=1}^H \frac{T^h}{T} I^h$ est la valeur de I lorsque les types d'espace h ont les mêmes proportions de cadres et d'ouvriers que l'ensemble de l'aire urbaine ($C^h/T^h = C/T$ et $O^h/T^h = O/T$ d'où B=0). A est la moyenne pondérée par les effectifs de la ségrégation au sein de chaque découpage. A mesure la « ségrégation *intra* » au sein des types d'espace.

Le terme $B = \sum_{h=1}^H \frac{T^h}{T} \left[\frac{C^h}{T^h} \log \left(\frac{C^h}{\frac{T^h}{C}} \right) + \frac{O^h}{T^h} \log \left(\frac{O^h}{\frac{T^h}{O}} \right) \right]$ est la valeur que prendrait l'indice de ségrégation

I si, au sein de chaque type d'espace, cadres et ouvriers étaient mélangés de façon uniforme dans les unités spatiales de base ($I^h=0$ pour tout h, d'où A=0). B mesure la « ségrégation *inter* » entre les types d'espace.

Le calcul et l'étude des ratios A/I et B/I permettent d'affiner l'analyse du tri socio-spatial au sein des aires urbaines et des pôles urbains. En effet, A/I représente le pourcentage de ségrégation dû à l'hétérogénéité interne à chaque grande catégorie spatiale. B/I mesure le pourcentage de ségrégation dû au tri spatial entre grandes catégories d'espace. C'est également le complément de A/I puisque $A/I + B/I = 1$.

En raison des limites méthodologiques dont notre découpage spatial propre fait l'objet, en particulier l'impossibilité de calculer directement les indices de ségrégation à l'échelle des seules couronnes périurbaines, ces indices et leur décomposition en ségrégation inter et intra ont été calculés sur deux grands types de découpages spatiaux. Dans un premier temps, A/I et B/I sont calculés à partir de la distinction pôle urbain *versus* couronne périurbaine, puis trois grands découpages sont considérés : ville-centre, banlieue et couronne périurbaine. La comparaison de chacun de ces indices permet de tirer indirectement des conclusions sur la ségrégation au sein des couronnes périurbaines sans calculer directement I/E à l'échelle de celles-ci.

4.1. Le constat

Dans un premier temps, nous analysons la ségrégation sociale en France, à l'échelle des aires urbaines. Le Tableau 4.1 présente les statistiques de base des distributions des indices I/E calculés pour chacune des 163 aires urbaines de l'étude, pour chaque type d'opposition, avec ou sans les retraités, en 1990 et 1999.

Notons tout d'abord que les indices I sont relativement faibles par rapport à leur valeur théorique maximale E. Cette dernière serait atteinte s'il n'y avait aucune mixité sociale, c'est-à-dire lorsque dans chaque unité spatiale de base ne réside qu'une classe sociale. Cependant, la valeur de l'indice I/E est difficilement interprétable dans l'absolu et seules les comparaisons et l'analyse des évolutions sont pertinentes.

Tableau 4.1 - Indices de ségrégation, 163 aires urbaines

<i>Définition I/E</i>	<i>Année</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Premier quartile</i>	<i>Médiane</i>	<i>Dernier quartile</i>
<i>C/O sans retraités</i>	1990	0,0634	0,0450	0,0285	0,0516	0,0889
<i>C/O sans retraités</i>	1999	0,0634	0,0471	0,0271	0,0520	0,0944
<i>C/O avec retraités</i>	1990	0,0588	0,0423	0,0269	0,0480	0,0810
<i>C/O avec retraités</i>	1999	0,0589	0,0441	0,0246	0,0486	0,0846
<i>C/E sans retraités</i>	1990	0,0311	0,0232	0,0134	0,0251	0,0453
<i>C/E sans retraités</i>	1999	0,0324	0,0246	0,0124	0,0277	0,0473
<i>C/E avec retraités</i>	1990	0,0265	0,0209	0,0106	0,0214	0,0397
<i>C/E avec retraités</i>	1999	0,0281	0,0220	0,0110	0,0218	0,0412
<i>C/(O+E) sans retraités</i>	1990	0,0403	0,0297	0,0167	0,0335	0,0578
<i>C/(O+E) sans retraités</i>	1999	0,0403	0,0308	0,0166	0,0334	0,0591
<i>C/(O+E) avec retraités</i>	1990	0,0357	0,0271	0,0148	0,0293	0,0490
<i>C/(O+E) avec retraités</i>	1999	0,0360	0,0280	0,0145	0,0297	0,0531

Quelles que soient les oppositions choisies pour construire I/E, l'année ou le traitement des retraités, la médiane de chaque indice est toujours inférieure à sa moyenne, montrant que cet indice est élevé dans relativement peu d'aires urbaines. Cette tendance à la présence de quelques aires urbaines tirant la distribution vers le haut, est confirmée par des valeurs de dernier quartile relativement élevées par rapport à celles du premier quartile et de la médiane. *Ainsi la distribution des indices I/E est asymétrique, avec des aires urbaines relativement peu nombreuses mais dans lesquelles la ségrégation est très forte, comparativement à la moyenne et un nombre élevé d'aires urbaines où la ségrégation apparaît peu intense.*

De manière relativement peu surprenante, la ségrégation est en moyenne plus importante lorsqu'elle est mesurée sur l'opposition cadres *versus* ouvriers que lorsqu'elle l'est sur l'opposition cadres *versus* employés et ouvriers et a fortiori sur l'opposition cadres *versus* employés. *Les cadres et les employés semblent donc vivre plus souvent dans les mêmes espaces que les cadres et les ouvriers.* Diverses explications peuvent être avancées pour étayer ce constat. Soit les familles de cadres et d'employés, en particulier pour des raisons financières pesant sur la structure du marché foncier, ont tendance à effectivement vivre dans les mêmes espaces. Notre indice étant calculé à partir de la catégorie sociale des individus et non des chefs de ménage, on peut aussi envisager que les cadres ont plus tendance à former ménage avec des employés qu'avec des ouvriers. On peut enfin supposer que les emplois de cadres sont plus proches géographiquement de ceux des employés que ceux des ouvriers.

Quelle qu'en soit l'explication, à date fixe et à définition constante (prise en compte ou absence des retraités), l'indice I/E passe quasiment du simple au double lorsqu'il est calculé sur l'opposition cadres *versus* ouvriers et lorsqu'il est calculé sur l'opposition cadres *versus* employés.

Plus important, la ségrégation mesurée par notre indice est également plus forte lorsque les retraités ne sont pas réintégrés à la catégorie sociale à laquelle ils appartenaient que lorsqu'ils le sont. *Ceci met en lumière d'importants effets générationnels et donc temporels : la ségrégation sociale au sein des aires urbaines est nettement plus importante lorsque l'on ne considère que les actifs et donc les plus jeunes. Cette tendance à l'augmentation de la ségrégation pour les plus jeunes est a priori confirmée par le léger accroissement des indices, à définition constante entre 1990 et 1999.*

Les indices de ségrégation, I/E, calculés sur les seuls pôles urbains sont, en moyenne, beaucoup plus élevés que ces mêmes indices calculés sur les aires urbaines dans leur totalité¹¹. Ainsi, dans le Tableau 4.2, les statistiques de base calculées sur les seuls pôles urbains montrent qu'effectivement leur moyenne est toujours plus élevée que lorsqu'ils étaient calculés sur les aires, *tendant à montrer une plus grande ségrégation au sein des villes qu'au sein de leur zone d'influence*. L'écart entre leur médiane et leur moyenne est également plus important montrant que, dans quelques pôles, la ségrégation est très forte.

Tableau 4.2 - Indices de ségrégation, 163 pôles urbains

<i>Définition I/E</i>	<i>Année</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Premier quartile</i>	<i>Médiane</i>	<i>Dernier quartile</i>
<i>C/O sans retraités</i>	1990	0,0645	0,0519	0,0222	0,0533	0,0934
<i>C/O sans retraités</i>	1999	0,0688	0,0562	0,0248	0,0516	0,1069
<i>C/O avec retraités</i>	1990	0,0586	0,0481	0,0157	0,0470	0,0875
<i>C/O avec retraités</i>	1999	0,0627	0,0517	0,0218	0,0509	0,0952
<i>C/E sans retraités</i>	1990	0,0333	0,0272	0,0105	0,0276	0,0506
<i>C/E sans retraités</i>	1999	0,0365	0,0296	0,0132	0,0266	0,0550
<i>C/E avec retraités</i>	1990	0,0284	0,0238	0,0081	0,0239	0,0432
<i>C/E avec retraités</i>	1999	0,0315	0,0258	0,0120	0,0245	0,0475
<i>C/(O+E) sans retraités</i>	1990	0,0419	0,0342	0,0136	0,0354	0,0654
<i>C/(O+E) sans retraités</i>	1999	0,0446	0,0367	0,0161	0,0344	0,0658
<i>C/(O+E) avec retraités</i>	1990	0,0367	0,0307	0,0102	0,0310	0,0562
<i>C/(O+E) avec retraités</i>	1999	0,0393	0,0327	0,0145	0,0306	0,0625

Les tableaux reportés en Annexe C.2 donnent la liste des aires urbaines les plus ségréguées, d'une part, et, d'autre part, les moins ségréguées, avec leur rang en fonction de la définition de I/E. Ces tableaux conduisent à une conclusion principale : *alors que les aires urbaines les plus ségréguées le sont de manière stable dans le temps et pour toutes les définitions de l'indice (oppositions sociales et traitement des retraités), les aires urbaines les moins ségréguées sont plus volatiles*. Ainsi, si l'on peut conclure que Rouen, Le Havre, Paris, Lille, Marseille, Lyon, Strasbourg et Grenoble sont les aires urbaines françaises au sein desquelles la ségrégation sociale est la plus forte (elles font toujours partie des dix aires où les I/E sont les plus élevés), il est difficile d'établir une liste stable des aires les moins ségréguées. Ces dernières varient en effet fortement en fonction du mode de calcul de la ségrégation et de l'année.

¹¹ Pour mémoire, l'indice de ségrégation ne peut être calculé sur les seules couronnes périurbaines, en raison des limites méthodologiques de notre découpage spatial spécifique.

Ces classements tendent à faire penser que la ségrégation est croissante avec la taille de l'aire urbaine considérée. Nous avons donc calculé, pour chaque type d'indice, leur corrélation avec leur taille, en termes de population, à la même date (Tableau 4.3).

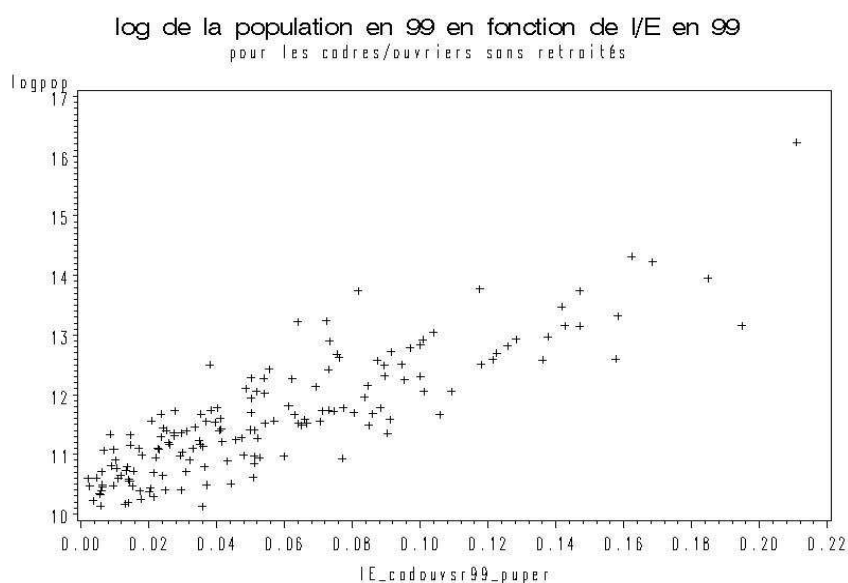
Tableau 4.3 - Corrélation entre I/E et la population de l'aire urbaine

	Année	Sans retraités	Avec retraités
Cadres vs Ouvriers	1990	0,396	0,398
	1999	0,437	0,439
Cadres vs Employés	1990	0,409	0,413
	1999	0,446	0,453

* toutes corrélations significatives au seuil de 1 %

Cette corrélation entre I/E et la taille de la population est toujours hautement significative (eu égard au nombre d'observations) et de l'ordre de 40 %. Elle est donc non négligeable mais pas aussi importante que les listes d'aires urbaines appartenant au premier et dernier décile peuvent le laisser croire. Elle est plus importante lorsque les retraités sont pris en compte dans le calcul de l'indice, lorsque l'opposition considérée est celle entre cadres et employés et elle augmente dans le temps, puisque plus forte en 1999 qu'en 1990. Ainsi, ces premiers résultats tendraient à montrer que *la ségrégation au sein des aires urbaines est d'autant plus forte que l'aire urbaine considérée est de taille importante*. Le Graphique 4.1 représente les indices I/E, pour l'opposition cadres *versus* ouvriers, sans retraités pour l'année 1999, en fonction du logarithme népérien de la population.

Graphique 4.1 - Relation entre l'indice de ségrégation et la taille des aires urbaines en 1999



La linéarité de la relation positive entre cet indice et le log de la population de l'aire est remarquable. Ainsi, en 1999, plus l'aire urbaine est grande, en termes de population, plus la ségrégation y est forte. L'explication la plus directe est celle qui passe par l'analyse du fonctionnement du marché foncier : avec une plus forte densité, la pression foncière devient telle qu'elle pousse les familles à revenu moyen qui cherchent à devenir propriétaire, à s'éloigner de cette pression et donc du centre, contribuant ainsi à un tri spatial des différentes catégories sociales.

Au-delà des effets de taille, on peut envisager les effets d'hystérésis comme élément déterminant de la ségrégation au sein de chaque aire urbaine ou pôle. Les villes et leurs couronnes les plus marquées socialement, d'une manière ou d'une autre, pour des raisons historiques ou de spécialisation économique, peuvent être sujettes à moins de ségrégation.

Le Tableau 4.4 donne l'ensemble des corrélations entre les indices I/E et la part des cadres, chefs d'entreprises et artisans présents dans l'ensemble de l'aire urbaine, pour l'année 1999.

Tableau 4.4 - Corrélation entre I/E et la présence de la classe supérieure dans l'aire urbaine en 1999

	Sans retraités	Avec retraités
Cadres vs Ouvriers	0,391	0,392
Cadres vs Employés	0,345	0,368

* toutes corrélations significatives au seuil de 1 %

La ségrégation est plus fortement corrélée avec la proportion de cadres, artisans et chefs d'entreprise pour l'opposition cadres *versus* ouvriers que pour l'opposition cadres *versus* employés. Cette corrélation est plus importante en intégrant les retraités dans leur catégorie sociale d'origine.

L'ensemble de ces résultats montre que, en moyenne, (i) la ségrégation s'accroît avec le temps, (ii) qu'elle est plus élevée au sein des pôles urbains que sur l'ensemble de leur aire d'influence, (iii) qu'il existe des effets générationnels importants, visibles à travers les effets de l'introduction des retraités, et (iv) qu'elle croît également avec la taille des aires urbaines. On constate également que certaines grandes villes (pas systématiquement les plus grandes) sont très ségréguées, et ce de manière stable dans le temps. Ainsi, ceci constitue un faisceau d'indices corroborant l'hypothèse d'un fort impact du phénomène de périurbanisation, *via* les mécanismes oeuvrant sur le marché foncier, sur la ségrégation urbaine en France. La grande pression foncière dans les grandes villes poussant d'autant plus à la périurbanisation des classes moyennes, la ségrégation y serait d'autant plus élevée. Ces seuls mécanismes ne peuvent bien entendu pas suffire à expliquer la ségrégation des villes françaises ; il existe également des effets d'hystérésis dont on mesure l'ampleur à travers le rôle de la structure sociale initiale et la variation des niveaux de ségrégation en coupe.

4.2. Ségrégation inter versus intra zonages

Le travail sur deux types de découpage, pôles urbains *versus* couronne périurbaine puis villes centre/banlieues/couronnes périurbaines, permet de localiser plus précisément les lieux de ségrégation. Le Tableau 4.5 donne les moyennes, minima et maxima de A/I pour l'ensemble des découpages, oppositions, traitements des retraités et années.

Alors que la décomposition pôle urbain/couronne périurbaine est possible sur l'ensemble des 163 aires urbaines, elle ne l'est que pour 98 aires urbaines pour la distinction ville centre/banlieue/couronne périurbaine. La nécessité d'avoir au moins deux unités spatiales de base dans chaque type d'espace réduisant le nombre d'aires, de fait ces 98 aires sont parmi les plus grandes, en termes de population.

La ségrégation due à l'hétérogénéité au sein des catégories spatiales représente entre 80 % et 95 % de la ségrégation globale alors que la ségrégation due au tri spatial entre zones des découpages représente seulement 5 % à 20 % de la ségrégation globale (suivant les oppositions et les années choisies avec les retraités inclus ou non). *Ainsi, de manière générale, la ségrégation est due en majeure partie à l'hétérogénéité de la population au sein de chaque catégorie d'espace considérée alors que le tri spatial entre les différents grands découpages n'intervient que très peu.*

La part de cette ségrégation au sein de chaque catégorie d'espace est plus forte pour le découpage pôle urbain/couronne périurbaine que pour le découpage ville centre/banlieue/couronne périurbaine, montrant ainsi une forte ségrégation au sein des pôles urbains entre ville centre et banlieue.

L'indice A/I a également augmenté, en moyenne, entre 1990 et 1999 pour l'opposition cadres *versus* ouvriers alors qu'elle a stagné ou diminué pour les cadres *versus* employés, avec ou sans retraités. Ceci confirme que les cadres vivent plus souvent dans les mêmes grands types d'espace que les employés alors qu'ils se détournent de plus en plus des lieux de vie, en termes de catégories larges d'espace, des ouvriers.

Tableau 4.5 - Part de ségrégation due au tri spatial au sein de chaque catégorie d'espace

<i>Définition A/I</i>	<i>Année</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>
Décomposition Pôle urbain/couronne périurbaine (98 aires urbaines)				
<i>C/O sans retraités</i>	1990	0,88	0,52	1
<i>C/O sans retraités</i>	1999	0,90	0,62	1
<i>C/O avec retraités</i>	1990	0,88	0,44	1
<i>C/O avec retraités</i>	1999	0,90	0,62	1
<i>C/E sans retraités</i>	1990	0,94	0,66	1
<i>C/E sans retraités</i>	1999	0,94	0,66	1
<i>C/E avec retraités</i>	1990	0,95	0,57	1
<i>C/E avec retraités</i>	1999	0,95	0,62	1
Décomposition Ville centre/banlieue/couronne périurbaine (98 aires urbaines)				
<i>C/O sans retraités</i>	1990	0,81	0,35	1
<i>C/O sans retraités</i>	1999	0,83	0,32	1
<i>C/O avec retraités</i>	1990	0,80	0,23	1
<i>C/O avec retraités</i>	1999	0,82	0,31	1
<i>C/E sans retraités</i>	1990	0,88	0,34	1
<i>C/E sans retraités</i>	1999	0,88	0,39	1
<i>C/E avec retraités</i>	1990	0,89	0,32	1
<i>C/E avec retraités</i>	1999	0,88	0,34	1

La part de la ségrégation entre grandes catégories d'espace est généralement plus faible si on inclut les retraités. Ainsi l'introduction des retraités dans chaque catégorie sociale rend la ségrégation au sein des villes-centres/banlieues/couronnes périurbaines plus faible, confirmant également des effets temporels non négligeables dans le processus de ségrégation : la présence d'ouvriers retraités réduit le processus d'embourgeoisement de certains quartiers urbains.

4.3. Evolution de la ségrégation au sein des aires et de chaque type d'espace

En termes d'évolution, on peut relever à partir du premier tableau de cette section (Tableau 4.1) que les indices de ségrégation ont tendance en moyenne, soit à stagner, soit à augmenter légèrement entre 1990 et 1999. Une analyse plus fine de la distribution des aires urbaines en fonction de l'évolution de leurs indices est conduite à partir du Tableau 4.6.

Tableau 4.6 - Part des 163 aires urbaines ayant subi une croissance (décroissance) de leur indice de ségrégation (I/E) entre 1990 et 1999

Opposition cadres versus ...	Retraités	Ségrégation croissante entre 90 et 99	Ségrégation décroissante entre 90 et 99
ouvriers	sans	52,76 %	47,24 %
	avec	50,92 %	49,08 %
employés	sans	42,94 %	57,06 %
	avec	38,65 %	61,35 %

Même si l'évolution de la ségrégation est plutôt faible, elle est croissante pour l'opposition cadres versus ouvriers tandis qu'elle est décroissante pour l'opposition cadres versus employés dans la majorité des aires urbaines. De plus, la prise en compte des retraités diminue le nombre d'aires urbaines où la ségrégation a augmenté quelle que soit l'opposition considérée.

Si, maintenant, l'on se penche sur l'évolution de la ségrégation au sein de chaque type d'espace, on constate, à partir du Tableau 4.5, que *A/I est croissant pour l'opposition cadres versus ouvriers (avec ou sans retraités), alors qu'il est stable pour l'opposition cadres versus employés*. Le Tableau 4.7 donne la part d'observations, parmi les 98 aires urbaines, pour lesquelles A/I est croissant entre 1990 et 1999.

Tableau 4.7 - Part des aires ayant subi une croissance de la ségrégation au sein de chaque grand type d'espace (A/I) entre 1990 et 1999

Opposition cadres versus ...	Retraités	Pôle/périurbain	Ville centre/banlieue/périurbain
ouvriers	sans	60,20%	63,27%
	avec	71,43%	75,51%
employés	sans	45,92%	46,94%
	avec	45,92%	38,78%

Le nombre d'aires dans lesquelles la ségrégation intra entre cadres et ouvriers a augmenté est très élevé et il l'est d'autant plus dans le cas d'un découpage spatial fin distinguant les villes centre, leur banlieue et leur couronne et d'autant plus si l'on inclut les retraités.

En revanche, une minorité d'aires urbaines sont concernées par une augmentation de la ségrégation au sein de chaque espace lorsqu'elle est approchée par une opposition cadres versus employés. Les cadres et les employés, surtout les employés retraités, semblent donc bien avoir tendance à se localiser dans les mêmes grandes zones.

La prise en compte des retraités dans l'opposition cadres *versus* ouvriers rend l'évolution de la ségrégation interne à chaque grande zone plus souvent positive, au contraire, de l'opposition cadres *versus* employés.

Notons, pour mémoire, que l'analyse de coefficients de corrélation, non présentée ici, a montré que A/I n'est corrélée ni avec la taille des aires, ni avec la proportion de cadres, artisans et chefs d'entreprise dans l'aire. Il en est de même pour les évolutions 90-99 des indices I/E et de A/I. Il n'y a donc pas d'effet lié à la structure sociale ou la taille de l'aire ni sur l'évolution de la ségrégation, ni sur la part de la ségrégation interne à chaque grand espace, ni sur l'évolution de celle-ci.

Cette analyse, en termes d'évolution, apporte de nouveaux éclairages : si en moyenne, la *ségrégation ne semble pas avoir augmenté, une croissance des indices concerne souvent une majorité des aires. La ségrégation interne à chaque catégorie d'espace, telle que nous les avons définies, croît pour les ouvriers opposés aux cadres dans une grande partie des aires urbaines alors qu'elle diminue pour les employés, surtout si l'on intègre les retraités.*

5. Ségrégation et périurbanisation

L'analyse du rôle de la périurbanisation dans la ségrégation sociale des aires urbaines et pôles urbains en France est précédée d'une description fine des flux migratoires, visant (i) à appréhender le poids du mouvement de périurbanisation parmi les divers flux migratoires ayant affecté la population urbaine et (ii) d'en examiner l'éventuelle différenciation sociale. C'est sur ces bases que nous montrerons le rôle joué par la périurbanisation de certaines catégories sociales dans les processus de ségrégation urbaine à l'œuvre en France.

5.1. Description de la (im)mobilité géographique au sein des aires urbaines

L'analyse des flux migratoires 1982-1990 et 1990-1999 qui suit, s'appuie sur les résultats des recensements 1990 et 1999 et exploite la réponse à la question de la commune de résidence lors du recensement précédent. Ainsi, les flux migratoires sont examinés au travers du changement de commune de résidence entre deux recensements et de la position dans le ZAUER (délimitation 1999) de ces communes de résidence. L'image des mobilités est, pour partie, biaisée par le caractère déclaratif des réponses (et le recours à la mémoire qu'il suggère) ainsi que par la non prise en compte des possibles mobilités multiples au cours de chaque période intercensitaire et l'absence des migrations vers l'étranger. Quoiqu'il en soit, ces données permettent une analyse fine de ces flux, de leur orientation et de leur différenciation sociale. Les données détaillées sur lesquelles s'appuie cette analyse sont rassemblées dans les Tableaux D.1 et D.2 de l'Annexe D.

**Tableau 5.1 - Taux de mobilité entre deux recensements (82-90 & 90-99)
de la population des 163 aires urbaines d'étude
(en % de la population en début de période et hors migrations internationales)**

	Population > 15 ans		Actifs		Retraités	
	82-90	90-99	82-90	90-99	82-90	90-99
Sans changement de commune	70,7	69,2	64,4	62,1	84,5	84,7
Changement de commune dans la même aire urbaine	16,1	16,2	20,9	21,3	6,3	6,3
Changement de commune entre les aires d'étude	7,9	8,7	9,2	10,2	3,7	3,6
Changement de commune hors aires d'étude	5,3	5,9	5,5	6,5	5,5	5,4
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Population initiale, 163 aires urbaines de l'étude (milliers)	30 670	32 409	17 016	18 059	5 791	6 769

Source : INSEE, Recensements de la population de 1990 et 1999

Le Tableau 5.1 qui, à partir des éléments détaillés, propose une analyse des taux de mobilité 82-90 et 90-99 de la population de plus de 15 ans, fait tout d'abord apparaître qu'environ 30 % de la population de plus de 15 ans résidant en début de période dans une des 163 aires urbaines de l'étude a changé de commune de résidence. Et les mouvements migratoires, au sein d'une même aire urbaine, concernent plus de la moitié de ces changements de commune. En outre, les mouvements entre aires urbaines sont plus importants que les mouvements qui sortent des aires urbaines de l'étude : entre 8 % et 9 % de la population résidant en début de période dans une aire urbaine de l'étude réside en fin de période dans une autre aire urbaine alors que seulement 5-6 % migrent vers des espaces extérieurs à ces aires urbaines.

Comme on le sait par ailleurs, les actifs sont nettement plus mobiles que les retraités, la mobilité se réduisant avec l'âge : ainsi, entre 1990 et 1999, ce sont 38 % des actifs des 163 aires urbaines qui ont changé de commune de résidence contre seulement 15 % des retraités. Le taux de mobilité à l'intérieur de la même aire urbaine atteint pour les actifs 21 % des résidents de début de période contre seulement 6 % des retraités et les mobilités entre aires urbaines touchent 10 % des actifs des aires urbaines de l'étude contre moins de 4 % des retraités. Il faut même noter que les retraités ont plus tendance à migrer à l'extérieur des aires urbaines de l'étude plutôt qu'entre ces mêmes aires urbaines : ils sont presque aussi nombreux à suivre cette trajectoire de sortie des aires urbaines qu'à migrer à l'intérieur de la même aire urbaine (5 % contre 6 %).

Tableau 5.2 - Différenciation selon la CS de la mobilité entre deux recensements (82-90 & 90-99) de la population des 163 aires urbaines d'étude (en % de la population en début de période et hors migrations internationales)

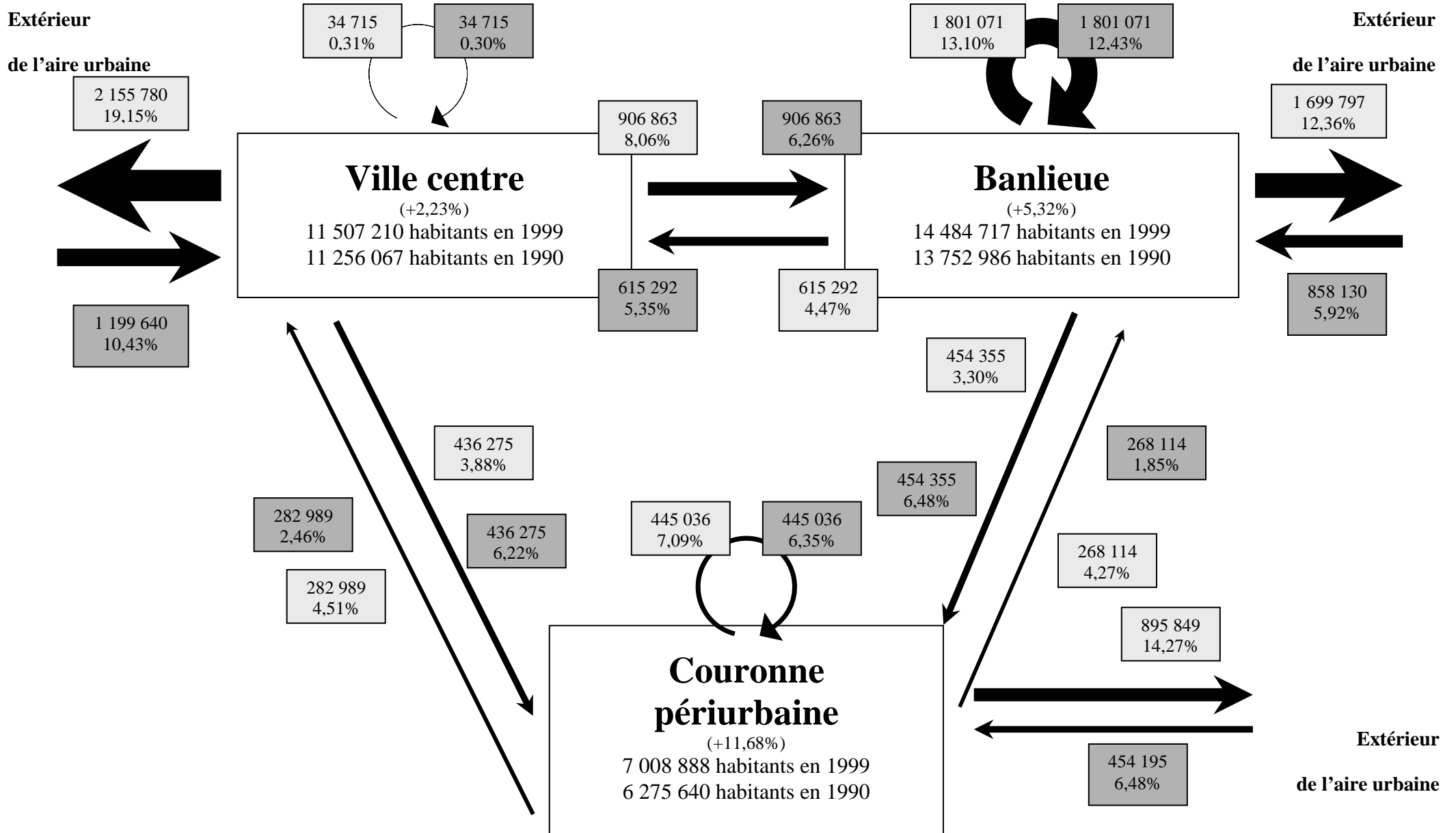
	Cadres		Professions intermédiaires		Ouvriers		Employés	
	82-90	90-99	82-90	90-99	82-90	90-99	82-90	90-99
Sans changement de commune	57,6	54,3	59,6	57,1	69,4	68,2	64,0	63,4
Changement de commune dans la même aire urbaine	20,6	21,7	22,8	23,4	20,1	19,9	22,0	21,4
Changement de commune entre les aires d'étude	16,9	18,6	11,6	12,7	5,1	5,3	8,8	9,0
Changement de commune hors aires d'étude	4,8	5,5	5,9	6,8	5,4	6,5	5,2	6,2
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Population initiale, 163 aires urbaines de l'étude (milliers)	2 198	2 592	3 529	4 310	4 808	4 367	5 012	5 529

Source : INSEE, Recensements de la population de 1990 et 1999

Comme on pouvait le supposer, la mobilité des actifs dépend également de leurs catégories sociales d'appartenance (Tableau 5.2). Ainsi, les cadres ont tendance à être plus mobiles que les professions intermédiaires : 46 % des cadres ont, entre 1990 et 1999, changé de commune de résidence contre 40 % des professions intermédiaires, ces taux de mobilité ayant eu tendance à augmenter entre les deux périodes intercensitaires étudiées. A l'inverse, les ouvriers et, dans une moindre mesure, les employés ont tendance à changer moins souvent de commune de résidence : seuls 36 % des premiers et 31 % des seconds ont, entre 1990 et 1999, changé de commune de résidence, ces taux n'évoluant que peu entre les deux périodes intercensitaires. L'analyse un peu plus fine des destinations fait apparaître que la différence de comportement migratoire entre, d'une part, les cadres et professions intermédiaires et, d'autre part, les ouvriers et les employés, se joue sur les migrations à longue distance. En effet, la part des résidents de nos 163 aires urbaines qui changent de commune à l'intérieur de leur aire urbaine d'origine varie peu selon les catégories sociales des actifs : la plage de variation de ces taux de mobilité interne aux aires urbaines s'étale entre 20 et 23 % quelle que soit la période intercensitaire considérée. A l'inverse, les mobilités entre aires urbaines touchent près de 17 % des cadres entre 1982 et 1990 et près de 19 % d'entre eux entre 1990 et 1999, ce taux de mobilité entre aires urbaines s'établit à 12-13 % pour les professions intermédiaires et passe à 9 % pour les employés et à 5 % pour les ouvriers. Enfin, les taux de sortie des aires urbaines de l'étude ne différencie que peu les catégories sociales entre elles puisqu'ils s'étalent entre 5 et 7 %, quelle que soit la période considérée.

Graphique 5.1 - Flux migratoires 90-99 de la population de plus de 15 ans des 163 aires urbaines de l'étude

Remarque : Les parts sont rapportées au nombre d'habitants résidant en 1990 (gris clair) ou en 1999 (gris foncé) dans la zone considérée.



**Tableau 5.3 - Orientation des flux migratoires (82-90 & 90-99)
de la population ayant changé de communes au sein et entre les 163 aires urbaines d'étude
(en % de la population ayant migré au sein et entre les aires urbaines d'étude)**

	Population > 15 ans		Actifs		Retraités	
	82-90	90-99	82-90	90-99	82-90	90-99
Ville-Centre → Ville-Centre	9,4	9,3	8,7	8,6	8,5	7,5
<i>Au sein de même AU</i>	0,5	0,4	0,5	0,4	0,6	0,5
<i>Vers une autre AU</i>	8,9	8,9	8,2	8,1	7,9	7,0
Ville-Centre → Banlieue	19,5	17,0	19,8	17,5	20,0	17,3
<i>Au sein de même AU</i>	13,1	11,2	13,5	11,7	14,0	11,9
<i>Vers une autre AU</i>	6,3	5,7	6,3	5,8	6,0	5,4
Banlieue → Banlieue	27,9	26,9	29,0	27,9	24,0	24,9
<i>Au sein de même AU</i>	23,4	22,3	24,9	23,6	18,3	19,2
<i>Vers une autre AU</i>	4,5	4,6	4,1	4,3	5,7	5,7
Banlieue → Ville-centre	11,9	12,9	11,5	12,2	12,4	13,4
<i>Au sein de même AU</i>	7,2	7,6	7,5	7,7	6,9	7,8
<i>Vers une autre AU</i>	4,7	5,3	4,0	4,5	5,5	5,7
Pôle urbain → Couronne périurbaine	16,4	15,9	16,2	16,5	19,6	18,8
<i>Au sein de même AU</i>	12,0	11,0	12,2	11,7	11,6	11,0
<i>Vers une autre AU</i>	4,4	4,9	3,9	4,8	8,0	7,8
Couronne périurbaine → Pôle urbain	9,4	11,3	9,1	10,5	9,0	10,6
<i>Au sein de même AU</i>	5,9	6,8	6,0	6,7	6,0	7,0
<i>Vers une autre AU</i>	3,5	4,5	3,1	3,8	2,9	3,6
Total des flux internes et entre les 163 AU de l'étude (en milliers)	7 358	8 076	5 116	5 684	580	670

Source : INSEE, Recensements de la population de 1990 et 1999

L'analyse fine de l'orientation de ces flux, telle qu'elle peut être lue au travers du ZAUER (Graphique 5.1 et Tableau 5.3), fait apparaître le faible poids représenté par les flux de périurbanisation. En adoptant une définition restrictive de ceux-ci, c'est-à-dire en les restreignant aux flux migratoires des pôles urbains (ville-centre et banlieue) vers les couronnes périurbaines de la même aire urbaine, ces flux ne représentent que 11 % des changements de communes réalisés entre 1990 et 1999 par la population de plus de 15 ans des 163 aires urbaines de l'étude. Bien sûr, ces flux sont nettement plus élevés que les flux inverses (des couronnes périurbaines vers les pôles urbains), qui ne rassemblent que 7 % de l'ensemble des flux, cette différence de poids entre ces flux réciproques expliquant sans difficulté l'augmentation importante de la population périurbaine (+ 12 % entre 1990 et 1999, contre + 4 % pour les pôles urbains). Mais ils pèsent peu au regard des flux internes aux pôles urbains, et notamment aux flux entre communes de banlieue d'une même aire urbaine (22 % des flux migratoires) auxquels il faut ajouter les flux entre ville-centre et communes de banlieue (11 % du centre vers la banlieue et 8 % de la banlieue vers le centre).

Même en tenant compte des flux entre les aires urbaines de l'étude et en les décomposant selon la catégorie spatiale des communes de départ et d'arrivée, les flux de périurbanisation ne représentent que 16 % de l'ensemble des flux et restent largement devancés par les flux entre communes de banlieue des 163 aires urbaines de l'étude (27 % des flux) et les flux de décentralisation urbaine (17 % des flux concernant le mouvement des villes-centres vers les communes de banlieue). Les flux de communes de banlieue à ville-centre ont même tendance à être de même ampleur (13 % des flux) et les flux entre villes-centres commencent, dans ce cas de figure, à peser puisqu'ils représentent 9 % de l'ensemble des flux.

**Tableau 5.4 - Différenciation selon la CS de l'orientation des flux migratoires (82-90 & 90-99)
de la population ayant changé de communes au sein et entre les 163 aires urbaines d'étude
(en % de la population ayant migré au sein et entre les aires urbaines d'étude)**

	Cadres		Professions intermédiaires		Ouvriers		Employés	
	82-90	90-99	82-90	90-99	82-90	90-99	82-90	90-99
Ville-Centre → Ville-Centre	14,5	13,8	9,6	9,0	5,6	5,4	7,7	7,4
<i>Au sein de même AU</i>	0,2	0,2	0,4	0,3	0,8	0,7	0,5	0,5
<i>Vers une autre AU</i>	14,2	13,7	9,2	8,6	4,9	4,7	7,2	6,9
Ville-Centre → Banlieue	22,4	20,8	19,6	17,2	18,8	15,8	19,6	16,8
<i>Au sein de même AU</i>	12,8	11,9	12,6	11,1	14,7	12,2	13,7	11,5
<i>Vers une autre AU</i>	9,6	8,9	7,0	6,1	4,1	3,5	6,0	5,3
Banlieue → Banlieue	27,0	26,4	29,4	27,9	29,1	28,4	30,1	29,1
<i>Au sein de même AU</i>	21,2	20,0	24,9	23,3	26,4	25,7	26,1	24,8
<i>Vers une autre AU</i>	5,8	6,4	4,6	4,6	2,7	2,7	4,0	4,2
Banlieue → Ville-centre	14,0	14,5	11,7	12,0	9,9	10,7	11,7	12,3
<i>Au sein de même AU</i>	7,7	7,8	7,2	7,3	7,4	7,9	7,8	8,1
<i>Vers une autre AU</i>	6,3	6,7	4,6	4,8	2,5	2,8	3,9	4,2
Pôle urbain → Couronne périurbaine	12,8	13,2	16,3	17,5	18,2	17,7	15,7	16,1
<i>Au sein de même AU</i>	8,1	7,6	11,7	11,9	15,2	14,2	12,2	11,8
<i>Vers une autre AU</i>	4,7	5,5	4,6	5,5	3,1	3,4	3,6	4,3
Couronne périurbaine → Pôle urbain	6,9	8,0	8,9	10,6	9,7	11,4	10,0	11,5
<i>Au sein de même AU</i>	3,4	3,8	5,3	6,2	7,4	8,7	6,8	7,7
<i>Vers une autre AU</i>	3,5	4,2	3,6	4,3	2,3	2,7	3,2	3,8
Total des flux internes et entre les 163 AU de l'étude (en milliers)	830	1 047	1 227	1 553	1 212	1 103	1 543	1 683

Source : INSEE, Recensements de la population de 1990 et 1999

L'analyse par catégorie sociale (CS) de ces flux migratoires ne fait apparaître que peu de divergences entre catégories sociales dans l'orientation des flux migratoires (Tableau 5.4 et Graphiques D.1 à D.4 en Annexe D). Si les flux de périurbanisation circonscrits à l'aire urbaine d'appartenance pèsent plus lourds chez les ouvriers que dans les autres catégories sociales, ils ne touchent cependant que 14 % des flux migratoires ouvriers et restent très en deçà des 25 % de flux ouvriers entre communes de banlieue de la même aire, auxquels s'ajoutent, en migrations intra-pôles urbains, les 12 % de flux de la ville-centre vers la banlieue et les 8 % de flux inverses (la banlieue vers la ville-centre). A l'inverse, ce sont les cadres qui se périurbanisent le moins : seuls 7,6 % des flux migratoires de cadres sont concernés par ce mouvement lorsqu'il est circonscrit à la même aire urbaine ; et ce taux passe à 13 % lorsque l'on y ajoute les flux de périurbanisation avec changement d'aire urbaine de résidence. Si, dans le cas des cadres, les flux de banlieue à banlieue sont également largement dominants (ils représentent 26 % des flux, que ceux-ci soient vus à courte ou à longue distance), les flux de villes-centres à banlieue et les flux entre villes-centres sont également très caractéristiques de cette catégorie sociale. Les premiers représentent un cinquième des flux migratoires de cette catégorie (contre 17,5 % pour l'ensemble des actifs) alors que les seconds représentent 14 % des mêmes flux (contre 8,6 % pour l'ensemble des actifs).

Quant aux professions intermédiaires et aux employés, leurs comportements migratoires se situent en position intermédiaire entre ces cas polaires. Si les flux de périurbanisation internes à l'aire urbaine concernent environ 12 % des flux de ces deux catégories (taux plus proche des ouvriers, 14 %, que des cadres, 8 %), elles se rapprochent des situations ouvrières également par le poids important des migrations

entre communes de la banlieue d'une même aire urbaine (entre 23 % et 25 % de leurs flux). En revanche, elles se rapprochent des cadres par l'importance qu'y ont les flux entre aires urbaines, ce qui, par rapport aux ouvriers, accroît le poids des migrations de centre à centre (9 % des migrations des professions intermédiaires et 7 % des migrations des employés).

Notons enfin la position particulière des retraités, que les fichiers d'analyse des migrations accessibles ne permettent pas de reclasser selon leur ancienne CS. Au-delà de leur faible taux de mobilité que nous avons signalé plus haut, ils ne se distinguent vraiment des actifs que sur un point particulier. Le poids plus important des flux de périurbanisation, notamment ceux qui s'accompagnent d'un changement d'aire urbaine de résidence (Tableau 5.3) : près de 8 % des flux de retraités (contre 5 % des actifs) sont des flux de « périurbanisation à longue distance ».

Il ressort de cette rapide analyse des flux migratoires entre catégories de communes des aires urbaines de l'étude que les mouvements migratoires de périurbanisation pèsent finalement peu en comparaison des mobilités internes aux pôles urbains ou entre pôles urbains. De plus, même si ce mouvement de périurbanisation se différencie un peu socialement (il concerne plus spécifiquement les ouvriers que les cadres), les écarts qui en résultent ne remettent pas en cause la forte domination des flux intra- et inter-pôles urbains. En conséquence, on peut se demander si, pris globalement et contrairement à nos hypothèses initiales, le brassage et/ou le tri social qui peut s'opérer au travers des flux internes aux pôles urbains, ne domine pas la répartition spatiale des catégories sociales que peut entraîner le mouvement de périurbanisation, dans le processus d'accroissement de la ségrégation sociale urbaine mis en évidence dans la section précédente.

5.2. Impact de la périurbanisation sur la ségrégation urbaine

Afin de répondre à cette question, il y a lieu maintenant de s'intéresser à l'analyse du rôle des flux migratoires dans le processus de ségrégation spatiale qui touche les aires et les pôles urbains français. Dans cette étude, il apparaît donc nécessaire de s'interroger sur le rôle respectif joué par le mouvement de périurbanisation de certaines catégories sociales et les mouvements internes aux pôles urbains qui peuvent les affecter.

Au moyen de régressions linéaires assez simples, on a cherché à expliquer par un ensemble de variables les niveaux atteints en 1990 et 1999 par les indices de ségrégation calculés et analysés dans la section 4 de ce rapport. Ces variables, leur définition et leur mode de construction, sont détaillées dans l'Encadré 5.1. Certaines d'entre elles jouent le rôle de variables de contrôle : taille de l'aire urbaine ou du pôle et son « taux d'embourgeoisement ». Aux côtés de ces variables de contrôle, on a introduit des variables d'intérêt décrivant le poids respectif de la périurbanisation et des mobilités internes au pôle urbain des catégories sociales moyennes et supérieures, à savoir ceux des cadres et des professions intermédiaires. Dans la mesure où ces variables avaient tendance, comme on s'en doute, à être très corrélées entre elles, on les a introduites successivement dans l'analyse et non conjointement. On a en outre introduit des variables « muettes » en vue de contrôler les caractéristiques spécifiques de certaines aires urbaines ou pôles urbains : la liste de ces aires et pôles spécifiques est indiquée systématiquement en note des tableaux de présentation des résultats et le processus de détermination de ces aires et pôles spécifiques s'appuie sur une batterie de tests statistiques décrits dans l'Encadré 5.2.

Les résultats de ces régressions sont rassemblés dans le Tableau 5.6 pour ce qui concerne les indices de ségrégation « cadres *versus* ouvriers » (retraités inclus ou non) calculés en 1990 et 1999 au niveau des aires urbaines et dans le Tableau 5.7 pour ce qui concerne ces mêmes indices évalués au niveau des seuls pôles urbains. En outre, on a reporté en Annexe D (Tableaux D.4 et D.5) les résultats obtenus avec les indices de ségrégation « cadres *versus* employés » ; les résultats étant fortement convergents entre ces deux séries d'estimations, on n'a pas jugé utile de proposer, en complément aux lecteurs, les résultats obtenus avec les oppositions « cadres *versus* ouvriers et employés ».

Encadré 5.1 - Les variables introduites dans les régressions

Le jeu de variables explicatives du niveau de ségrégation sociale atteint en 1990 et en 1999 dépend de l'échelle à laquelle se situe l'analyse et varie selon que l'on mesure la ségrégation au niveau des aires urbaines ou des pôles urbains.

Plusieurs **variables de contrôle** ont été introduites, visant à tenir compte des principales caractéristiques des aires urbaines ou des pôles urbains susceptibles d'influencer leur niveau de ségrégation sociale indépendamment du rôle joué par les flux migratoires :

- **La population sans double compte** (PSDC) de l'aire urbaine ou du pôle urbain, en logarithme et à la date de la mesure de la ségrégation (1990 ou 1999) ;
- **Une mesure d'un degré d'« embourgeoisement »** de l'aire urbaine ou du pôle urbain, calculée comme suit à la date de la mesure de la ségrégation : $Z = (cpis + acce) / popact$, où le nombre de cadres et professions intellectuelles supérieures (*cpis*) augmenté des artisans, commerçants et chefs d'entreprise (*acce*) est rapporté au nombre d'actifs (*popact*), et Z^2 représente le carré de Z .

Les **variables d'intérêt** introduites dans ces estimations visent à appréhender les **flux migratoires des cadres et des professions intermédiaires selon leur orientation**. On a cherché à isoler les flux de périurbanisation des cadres et professions intermédiaires de leurs mobilités internes au pôle urbain, les premières influant sur la ségrégation sociale par extraction du pôle des catégories sociales moyennes et supérieures et les secondes pouvant induire un phénomène de tri social interne au pôle.

Dans le cas des **régressions sur les aires urbaines**, ces variables d'intérêt se sont traduites par deux jeux de variables explicatives :

- **Intensité de la périurbanisation des cadres et professions intermédiaires :**

$$\frac{cadPU \rightarrow PER_{t-1,t}}{cadPU_{t-1}} \text{ et } \frac{prof\text{in}PU \rightarrow PER_{t-1,t}}{prof\text{in}PU_{t-1}}$$
, nombre de cadres ou de professions intermédiaires s'étant déplacés du pôle urbain vers la couronne périurbaine de la même aire au cours de la période intercensitaire précédant la date de la mesure de la ségrégation (82-90 pour 1990 et 90-99 pour 1999), rapporté au nombre de cadres ou de professions intermédiaires résidant dans le pôle urbain en début de période (1990 et 1999) ;
- **Poids des migrations internes au pôle urbain :** $\frac{cadPU \rightarrow PU_{t-1,t}}{cadPU_{t-1}}$ et $\frac{prof\text{in}PU \rightarrow PU_{t-1,t}}{prof\text{in}PU_{t-1}}$, nombre de cadres ou de professions intermédiaires ayant changé de communes de résidence tout en restant à l'intérieur du pôle urbain de la même aire, au cours de la période intercensitaire 82-90 (pour 1990) ou 90-99 (1999), rapporté au nombre de cadres ou de professions intermédiaires résidant dans le pôle urbain en 1990 ou 1999.

Dans le cas des **régressions sur les pôles urbains**, si la description de la périurbanisation des catégories supérieures et moyennes se traduit par l'introduction de la même variable que pour les aires urbaines, la description des flux migratoires internes au pôle est ici décomposée en deux mouvements :

- **Poids des migrations ville-centre vers banlieue :** $\frac{cadVC \rightarrow B_{t-1,t}}{cadPU_{t-1}}$ et $\frac{prof\text{in}VC \rightarrow B_{t-1,t}}{prof\text{in}PU_{t-1}}$, nombre de cadres ou de professions intermédiaires s'étant déplacés de la ville-centre vers une commune de la banlieue du même pôle urbain, au cours de la période intercensitaire 82-90 (pour 1990) ou 90-99 (1999), rapporté au nombre de cadres ou de professions intermédiaires résidant dans le pôle urbain en 1990 ou 1999 ;
- **Poids des migrations de banlieue à banlieue :** $\frac{cadB \rightarrow B_{t-1,t}}{cadPU_{t-1}}$ et $\frac{prof\text{in}B \rightarrow B_{t-1,t}}{prof\text{in}PU_{t-1}}$, nombre de cadres ou de professions intermédiaires ayant changé de communes de banlieue à l'intérieur du même pôle urbain, au cours de la période intercensitaire 82-90 (pour 1990) ou 90-99 (1999), rapporté au nombre de cadres ou de professions intermédiaires résidant dans le pôle urbain en 1990 ou 1999.

Encadré 5.2 - Les tests réalisés pour les régressions

Pour chaque modèle estimé, on a tout d'abord évalué la significativité et la robustesse du modèle par le coefficient de détermination R^2 , la variance des résidus, un test de multicolinéarité entre régresseurs, l'hétéroscédasticité avec le test de White, les tests de normalité des résidus et 6 autres tests permettant de détecter les observations influentes.

Test de multi-colinéarité (option *collin* de la proc *reg* sous SAS) : Si tous les *condition index* sont inférieurs à 100, il n'y a alors pas de colinéarité entre les régresseurs.

Test de White (option *spec* de la proc *reg* sous SAS) : Il permet de détecter s'il y a un problème d'hétéroscédasticité. L'hypothèse nulle est l'homoscédasticité (égalité des variances), elle est testée à l'aide d'une statistique suivant un Chi^2 .

Tests de normalité des résidus (QQ-plot, tests de Shapiro-Wilk et de Jarque-Bera) : La comparaison graphique de la distribution des résidus observés par rapport aux résidus théoriques d'une loi normale permet de voir si les résidus du modèle suivent une loi normale. Mais, l'analyse graphique de la normalité des résidus reste subjective. C'est pourquoi deux tests numériques ont été utilisés pour compléter cette analyse visuelle. Le **test de Shapiro-Wilk** (donné par la proc *univariate* sous SAS) est utilisable dans les cas à moins de 2.000 observations. L'hypothèse nulle est la normalité des résidus. Le **test de Jarque-Bera**, qu'il faut programmer, est plus sensible aux valeurs extrêmes. La statistique de ce test suit un Chi^2 à 2 degrés de liberté. L'hypothèse nulle en est la normalité des résidus. C'est ce test qui est systématiquement reporté dans nos tableaux de résultats.

Tests de recherche des observations influentes :

Les leviers : Soit la matrice $H = X(X'X)^{-1}X'$ (appelée Hat matrice). Sa diagonale est formée par des valeurs appelées « *leverages* ». Un levier représente l'influence d'une observation sur sa valeur ajustée. Si les leviers étaient tous égaux, la valeur serait $(p+1)/n$ avec p le nombre de variables et n le nombre d'observations. Concrètement, si un *leverage* est supérieur à $2(p+1)/n$, l'observation correspondante est considérée comme suspecte.

Les résidus studentisés internes : Un résidu *studentisé* interne est suspect si sa valeur absolue est supérieure à 2.

Les résidus studentisés externes : Ils sont calculés de la même façon que les internes mais en enlevant une par une les observations dans le modèle. Ils sont suspects si leur valeur absolue est supérieure à 2.

La distance de Cook : La distance de Cook étant normée, elle est suspecte si elle est supérieure à 1, même si cette borne peut laisser passer des valeurs influentes.

La précision des estimateurs (*covratio*) : La quantité MSE est la variance des résidus, elle mesure la précision globale de l'estimation. Un *covratio* supérieur à 1 indique que le fait de mettre l'observation augmente la précision tandis qu'une valeur inférieure à 1 indique une diminution de la précision.

Si $|1 - \text{covratio}| > 3(p+1)/n$, alors la valeur est suspecte.

L'influence sur la valeur ajustée (*Dffits*) : Chaque $(Dffits)_i$ donne la différence entre la valeur ajustée pour l'observation i et la valeur prédite de la variable dépendante Y pour i dans le modèle estimé sans cette observation i . Un écart important indique une forte modification dans la valeur ajustée par le modèle quand l'observation i est retirée. *Dffits* est suspect si sa valeur absolue est supérieure à $2\sqrt{(p+1)/n}$.

Pour chacun des modèles estimés, nous avons identifié, au moyen des tests ci-dessus, les **aires urbaines ou pôles urbains influant le plus sur la régression**. Une aire/pôle a été considérée comme *influente* si au moins 4 des 6 tests précédents n'étaient pas vérifiés. Lorsqu'une aire ou un pôle a été jugé *influent*, nous avons introduit une variable *dummy* correspondant à cette aire ou ce pôle en uniformisant le groupe d'aires influentes pour tous les modèles. Ainsi, le groupe des aires/pôles urbains spécifiques est constitué des aires/pôles influentes dans plusieurs des modèles estimés.

Tableau 5.6 - Résultats des estimations des indices de ségrégation calculés pour les 163 aires urbaines d'étude (cadres versus ouvriers ; 1990 et 1999)

	I/E en 1990				I/E en 1999				
	Cadres vs Ouvriers (retraités exclus) ¹		Cadres vs Ouvriers (retraités inclus) ²		Cadres vs Ouvriers (retraités exclus) ³		Cadres vs Ouvriers (retraités inclus) ⁴		
PSDC (90 ou 99, en log)	0,043 *** (15,09)	0,043 *** (15,70)	0,040 *** (14,80)	0,040 *** (15,38)	0,041 *** (13,26)	0,044 *** (14,70)	0,038 *** (12,84)	0,041 *** (14,39)	
Z (90 ou 99)	1,051 ** (1,99)	1,004 * (1,93)	0,987 ** (2,00)	0,946 * (1,95)	0,217 (0,44)	0,244 (0,50)	0,327 (0,70)	0,301 (0,65)	
Z ² (90 ou 99)	-3,436 ** (-2,16)	-3,336 ** (-2,14)	-3,287 ** (-2,21)	-3,194 ** (-2,19)	-0,781 (-0,53)	-0,941 (-0,65)	-1,178 (-0,85)	-1,160 (-0,84)	
Périurbanisation des cadres	0,067 (1,06)	—	0,064 (1,08)	—	0,194 ** (2,57)	—	0,186 *** (2,64)	—	
Mobilité intra-pôle des cadres	-0,073 * (-1,73)	—	-0,048 (-1,21)	—	-0,050 (-0,99)	—	-0,004 (-0,09)	—	
Périurbanisation des prof. intermédiaires	—	0,131 ** (2,32)	—	0,114 ** (2,15)	—	0,099 * (1,79)	—	0,075 (1,44)	
Mobilité intra-pôle des prof. intermédiaires	—	-0,052 (-1,37)	—	-0,033 (-0,91)	—	-0,082 ** (-2,08)	—	-0,049 (-1,33)	
AU spécifiques	0,009 (0,75)	0,009 (0,80)	0,009 (0,79)	0,009 (0,82)	0,032 *** (3,16)	0,032 *** (3,17)	0,016 * (1,86)	0,014 (1,60)	
R ²	0,74	0,75	0,74	0,75	0,75	0,76	0,76	0,76	
Mean Square Error	0,013	0,023	0,022	0,022	0,024	0,024	0,022	0,022	
Jarque-Bera	jb ~ Chi ² (2)	5,253	6,010	5,922	5,950	8,782	9,454	2,637	3,935
	pvalue	0,072	0,050	0,052	0,051	0,012	0,009	0,267	0,140

* : significatif à 10 % ; ** : 5 % ; *** : 1 %

¹ Aires spécifiques : Paris, Nice, Rouen, Le Havre, Béthune

² Aires spécifiques : Paris, Nice, Toulon, Rouen, Le Havre

³ Aires spécifiques : Lille, Nice, Rouen, Le Havre, Bâle-St-Louis, St-Dizier

⁴ Aires spécifiques : Paris, Nice, Toulon, Rouen, Le Havre, St-Nazaire, Bâle-St-Louis, St-Dizier

Comme on pouvait s'y attendre au vu des analyses proposées dans la section 4 de ce rapport, les résultats des régressions font tout d'abord apparaître le rôle important joué par la taille de l'aire urbaine ou du pôle urbain dans le niveau de ségrégation sociale de ces aires et pôles. Plus la taille de l'aire ou du pôle augmente, plus la ségrégation cadres *versus* ouvriers s'accroît, tout comme la ségrégation cadres *versus* employés. Cette forte liaison se retrouve tant en 1990 qu'en 1999, que les retraités soient reclassés selon leur ancienne CS ou non. L'intensité de l'effet taille urbaine est en fait de grande ampleur, comme en témoignent les élasticités au point moyen que l'on peut calculer en pondérant les paramètres estimés par les valeurs moyennes atteintes par les variables expliquées et explicatives (les données correspondantes sont rassemblées au sein du Tableau D.3 en Annexe D). Ainsi, lorsque le logarithme de la population d'un pôle ou d'une aire urbaine s'accroît de 1 %, l'intensité de la ségrégation urbaine, mesurée par les différents indices de ségrégation utilisés ici, s'accroît de 0,9 % à 1 % selon les cas.

A l'inverse, le « taux d'embourgeoisement » de la zone urbaine d'étude, appréhendé ici par la part, atteinte au recensement précédent, des CS *Cadres-professions intellectuelles supérieures* et *Artisans-commerçants-chefs d'entreprise* dans la population active, ne joue qu'exceptionnellement un rôle dans le niveau de ségrégation atteint dans un pôle ou une aire urbaine. Quand il joue, son rôle est positif, c'est-à-dire qu'une aire urbaine ou un pôle où la part des catégories sociales supérieures est élevée, aura tendance à être socialement plus ségrégué. L'introduction de cette variable sous forme quadratique révèle cependant l'existence d'un seuil maximal au-delà duquel cet effet s'atténue ; il faut cependant noter que ce seuil apparaît très élevé. Mais, cet effet du poids des catégories sociales supérieures sur le degré de ségrégation

urbaine ne se fait ressentir (*ie*, le paramètre estimé n'est significatif) que dans certains des cas de l'opposition Cadres *versus* ouvriers : c'est principalement le cas pour 1990, quand la ségrégation est appréhendée au niveau de l'aire urbaine, les résultats de 1999 n'étant qu'exceptionnellement concernés par cette influence de la composition sociale de l'aire ou du pôle urbain sur son niveau de ségrégation. En outre, comme l'attestent les résultats reportés en Annexe D (Tableaux D.4 et D.5), cet effet n'est jamais significatif dans les cas où l'on oppose Cadres et Employés.

Si on se penche à présent sur le rôle des mouvements migratoires sur l'intensité de la ségrégation urbaine, le rôle des mouvements de périurbanisation des catégories sociales moyennes ou supérieures apparaît assez clairement. Quelle que soit l'estimation que l'on considère (qu'elle oppose les Cadres aux Ouvriers ou les Cadres aux Employés, qu'elle inclut ou non les retraités, reclassés selon leur ancienne CS, qu'elle concerne le recensement de 1990 ou celui de 1999, qu'elle appréhende la ségrégation au niveau de l'aire urbaine ou du seul pôle), plus la périurbanisation a pesé lourd dans les migrations des cadres ou des professions intermédiaires au cours de la période intercensitaire précédente, plus le degré de ségrégation urbaine est élevé.

Tableau 5.7 - Résultats des estimations des indices de ségrégation calculés au niveau pôles urbains des 163 aires urbaines de l'étude (cadres versus ouvriers ; 1990 et 1999)

	I/E en 1990				I/E en 1999					
	Cadres vs Ouvriers (retraités exclus) ¹		Cadres vs Ouvriers (retraités inclus) ¹		Cadres vs Ouvriers (retraités exclus) ²		Cadres vs Ouvriers (retraités inclus) ³			
PSDC (90 ou 99, en log)	0,049 *** (14,80)	0,050 *** (15,56)	0,045 *** (14,89)	0,045 *** (15,38)	0,045 *** (12,80)	0,049 *** (13,97)	0,041 *** (13,06)	0,045 *** (13,99)		
Z (90 ou 99)	0,824 (1,46)	0,684 (1,26)	0,805 (1,57)	0,723 (1,45)	0,560 (1,11)	0,579 (1,18)	0,882 * (1,93)	0,884 * (1,95)		
Z ² (90 ou 99)	-2,823 * (-1,70)	-2,556 (-1,60)	-2,781 * (-1,85)	-2,656 * (-1,82)	-1,844 (-1,26)	-2,004 (-1,41)	-2,908 ** (-2,19)	-2,978 ** (-2,26)		
Flux cadres de VC- Banlieue	0,037 (0,36)	—	0,031 (0,33)	—	0,013 (-0,10)	—	0,094 (0,80)	—		
Flux cadres de Banlieue-Banlieue	-0,363 *** (-3,16)	—	-0,265 ** (-2,54)	—	-0,159 (-1,18)	—	-0,169 (-1,39)	—		
Périurbanisation des cadres	0,209 *** (2,76)	—	0,193 *** (2,80)	—	0,502 *** (5,73)	—	0,442 *** (5,61)	—		
Flux prof. interméd. de VC-Banlieue	—	0,077 (0,80)	—	0,056 (0,64)	—	-0,067 (-0,61)	—	0,025 (0,25)		
Flux prof. interméd Banlieue-Banlieue	—	-0,256 *** (-2,75)	—	-0,160 * (-1,88)	—	-0,114 (-1,20)	—	-0,118 (-1,34)		
Périurbanisation des prof. interméd.	—	0,308 *** (4,67)	—	0,273 *** (4,53)	—	0,378 *** (5,81)	—	0,311 *** (5,20)		
AU spécifiques	0,034 ** (2,26)	0,030 ** (2,07)	0,029 ** (2,11)	0,025 * (1,89)	0,105 *** (7,36)	0,101 *** (7,12)	0,074 *** (6,26)	0,070 *** (5,75)		
R ²	0,72	0,74	0,73	0,75	0,77	0,77	0,78	0,77		
Mean Square Error	0,028	0,027	0,025	0,025	0,028	0,028	0,025	0,025		
Jarque- Bera	jb ~ Chi ² (2) pvalue		7,899 0,0193		4,332 0,115		13,95 0,001		4,205 0,122	
	4,084 0,130		2,498 0,287		3,747 0,154		2,205 0,332			

* : significatif à 10 % ; ** : 5 % ; *** : 1 %

¹ Aires spécifiques : Paris, Rouen, Le Havre, Dieppe

² Aires spécifiques : Rouen, Le Havre, Auxerre, St-Dizier

³ Aires spécifiques : Paris, Rouen, Le Havre, Auxerre, St-Dizier

Au-delà de ce constat général, certaines nuances peuvent être décelées. Tout d'abord, lorsque la ségrégation est analysée au niveau de l'aire urbaine (Tableau 5.6), c'est la périurbanisation des professions intermédiaires entre 1982 et 1990 qui influe positivement le niveau de ségrégation atteint en 1990 alors que ce sont les mouvements de périurbanisation des cadres au cours de la période suivante qui expliquent le plus les niveaux de ségrégation atteints en 1999. L'influence de la périurbanisation des cadres sur la ségrégation en 1999 est de même ampleur que celle des professions intermédiaires sur la ségrégation en 1990, les élasticités au point moyen étant de niveau similaire (1,82 et 1,83 selon que les retraités soient inclus ou non dans le premier cas contre 1,97 et 1,78 dans le second).

En revanche, lorsque l'on focalise sur la ségrégation urbaine interne au seul pôle urbain (Tableau 5.7), la périurbanisation de chacune de ces deux catégories sociales amplifie la ségrégation tant en 1990 qu'en 1999. Si, en 1990, la périurbanisation des professions intermédiaires joue plus fortement que celle des cadres (les élasticités au point moyen étant de 4,64 et 4,28 pour les premiers contre 2,40 et 2,30 pour les seconds), leur influence est identique en 1999, les élasticités au point moyen étant alors de 4,70 et 4,35 pour les cadres contre 5,6 et 4,90 pour les professions intermédiaires.

Enfin, ce sont ces mêmes mouvements migratoires qui influent également sur la ségrégation urbaine entre Cadres et Employés mais l'effet de la périurbanisation des catégories moyennes et supérieures y est moins nettement significatif (Tableaux D.4 et D.5). Il est en outre de moindre ampleur, les élasticités au point moyen étant alors divisées par 2.

En revanche, les migrations internes au pôle urbain (qu'elles soient ou non décomposées en flux centre-banlieue et flux banlieue-banlieue) n'influencent qu'exceptionnellement la ségrégation urbaine. Très rares sont en effet les paramètres estimés de ces variables qui soient significativement différents de zéro, même à un seuil de 10 % : les effets les plus forts concernent les flux de banlieue à banlieue des cadres ou des professions intermédiaires qui influencent significativement le niveau 1990 de la ségrégation au sein des pôles urbains entre cadres et ouvriers et entre cadres et employés. Encore faut-il remarquer que lorsque cette influence se fait significativement sentir, le sens de l'effet va à l'inverse de celui mis en évidence dans le cas de la périurbanisation des catégories sociales moyennes ou supérieures : ainsi, une plus forte mobilité interne aux pôles urbains de ces catégories sociales semble se traduire par une moindre ségrégation du pôle, voire de l'aire urbaine. Les mouvements internes aux pôles ne semblent donc pas, au contraire des flux de périurbanisation, se traduire par un tri social, responsable de la ségrégation sociale.

Il ressort de cette analyse que, bien que de faible ampleur et peu différencié socialement, le mouvement de périurbanisation des catégories sociales moyennes et/ou supérieures semble à la base d'une part importante de la ségrégation sociale accrue que l'on observe au sein des pôles urbains et des aires urbaines françaises. Si ce fut la périurbanisation des professions intermédiaires de la période 1982-1990 qui pesa le plus fortement sur la ségrégation urbaine de 1990, ce sont, au cours de la période plus récente, les mouvements de relocalisation en dehors des pôles urbains des cadres et des professions intermédiaires qui intensifient cette ségrégation spatiale entre catégories sociales. A l'inverse, et contre toute attente, la relocalisation de ces mêmes catégories sociales à l'intérieur des pôles urbains n'intensifie pas, et même dans certains cas, atténue, la ségrégation urbaine entre cadres et ouvriers et entre cadres et employés.

Il faut cependant noter que ces résultats, obtenus en coupe, c'est-à-dire pour l'ensemble des 163 aires urbaines françaises de notre étude examinées à une date donnée (soit 1990, soit 1999), ne se retrouvent que difficilement lorsque l'analyse est menée sur l'évolution entre 1990 et 1999 des indices de ségrégation que nous utilisons ici. Ainsi, nous pouvons en conclure que les flux de périurbanisation passés des catégories sociales moyennes et supérieures expliquent les niveaux de ségrégation atteint tant en 1990 qu'en 1999 au sein de chaque aire urbaine ou pôle urbain mais pas leur évolution entre 1990 et 1999. Une étude plus détaillée de la décomposition de l'évolution de cet indice selon le comportement migratoire des différentes catégories sociales serait nécessaire pour affiner notre résultat. Une telle étude, fort complexe dans sa formalisation, dépasse largement le cadre fixé à cette partie de l'étude, dont le rôle est de fixer à grands traits les tendances et les causes du phénomène de ségrégation à la française et d'en examiner les conséquences éventuelles en termes de répartition spatiale des services publics.

6. Concentration spatiale des services éducatifs, sanitaires et sociaux, ségrégation et flux de périurbanisation

Cette section a pour objectif de caractériser la distribution spatiale des services publics et de la mettre en parallèle avec les mesures de ségrégation résidentielle et de périurbanisation que nous avons décrites dans les sections précédentes. Pour cela, nous mobilisons les données des différents Recensements de Population au ¼ qui fournissent les localisations d'emplois par secteur d'activité.

Les RP de 1990 et 1999 nous permettent de distinguer les emplois des services administrés des secteurs éducatifs et sanitaires et sociaux, que ces emplois soient publics ou non. Bien que les emplois de ces secteurs ne constituent pas des indicateurs de la qualité de l'offre de services, ils permettent toutefois de donner une image synthétique de la localisation de ces services.

Aussi, afin de caractériser l'adéquation entre offre et demande de services, nous avons calculé des coefficients de Gini spatialisés, pondérés par la population des zones. Nous avons ainsi pu étudier la concentration de ces services, au regard de la population concernée, et son évolution.

Pour ce qui concerne le secteur sanitaire, outre les emplois de ce secteur pris dans sa globalité, nous disposons également du dénombrement précis des médecins et infirmiers libéraux. Les coefficients de Gini ont donc aussi été calculés pour les médecins et infirmiers libéraux en 1994 et 2002, ce qui nous a permis de compléter l'analyse en termes d'offre de « médecine de ville ».

Nos mesures de la concentration spatiale des services éducatifs et sanitaires sont ensuite analysées en lien avec les indices de ségrégation puis avec les mouvements de périurbanisation par catégories socioprofessionnelles afin d'en évaluer les tendances communes, sans toutefois faire un examen explicite qui démontrerait des liens de cause à effet.

6.1. Mesure de la concentration spatiale des services éducatifs et sanitaires et sociaux

Dans la littérature économique, le coefficient de Gini est surtout utilisé pour comparer les distributions de revenus d'individus ou de ménages dans la mesure où le poids de chaque observation peut être considéré comme identique. Dans le cadre d'unités géographiques de tailles différentes, la question de l'équivalence entre observations se pose. La prise en compte de cette question nécessite de pondérer les variables d'intérêt par la taille de l'espace considéré (Jayet, 1993). Pour ce qui nous concerne, nous avons choisi comme poids la population de chaque unité spatiale puisque nous nous intéressons à l'offre de services d'éducation, sanitaires et sociaux qui s'adresse directement à la population. Nous cherchons donc à déterminer dans quelle mesure l'offre de ces services est plus ou moins concentrée spatialement que la population. Le coefficient de Gini de l'offre de services publics rapportée à la population est un indicateur qui mesure, au sein d'une aire urbaine ou d'un pôle, l'inégalité dans la répartition spatiale des services publics par tête. Il s'écrit de la manière suivante (Cf Annexe E.1 pour plus de détails) :

$$G = 1 - \sum_{i=1}^{k-1} (Y_{i+1} + Y_i)(X_{i+1} - X_i)$$

avec k le nombre d'unités spatiales observées, X_i la part de la population localisée dans la zone i , Y_i la part de la variable d'intérêt dans la zone i et en ayant trié les unités spatiales par valeur croissante de Y_i/X_i .

L'intérêt du coefficient de Gini spatialisé réside essentiellement dans sa capacité à fournir une image très synthétique de la concentration spatiale au sein de l'espace observé, qu'il s'agisse d'une aire urbaine ou d'un pôle. La contrepartie de cet avantage est bien entendu une perte d'information dans la mesure où plusieurs distributions peuvent conduire à un même coefficient de Gini et donc à une même mesure de concentration spatiale.

Pour l'objectif de notre étude qui est de déterminer si les services de santé et d'éducation ont tendance à suivre les mouvements de population, à l'échelle des aires urbaines et des pôles urbains, l'utilisation de cet indice et de son évolution reste néanmoins pertinente.

6.2. Les grandes tendances

Ne disposant pas de données irisées pour les emplois, le calcul des coefficients de Gini n'a pu être mené qu'en prenant les communes ou les regroupements de communes comme unités spatiales de base. Ainsi, nous avons calculé des coefficients de Gini pour l'intégralité des 163 aires urbaines de notre étude, mais seulement pour 133 pôles urbains, ceux qui disposent d'au moins deux communes ou regroupements de communes de plus de 4 000 habitants. Les 30 pôles urbains pour lesquels le calcul n'a pas été possible sont reportés en Annexe E.2. En outre, pour être comparables d'une aire urbaine à l'autre, ces coefficients doivent être rapportés à leur maximum théorique, puisque ce dernier peut différer d'une aire à l'autre.

La principale limite d'une telle approche réside dans la forte concentration d'emplois administratifs qui ne sont pas en lien direct avec le public : rectorats d'académie pour les services éducatifs et DRASS pour les services sanitaires et sociaux.

Les moyennes des coefficients de Gini normalisés (rapportés à leur maximum) sont données dans le Tableau 6.1.

Tableau 6.1 - Moyenne des coefficients de Gini normalisés pour les services éducatifs, sanitaires et sociaux, les médecins et infirmiers libéraux

	Année	163 Aires urbaines	133 Aires urbaines	133 Pôles urbains
Services éducatifs	1990	0,326	0,331	0,211
	1999	0,339	0,345	0,219
Services sanitaires et sociaux	1990	0,401	0,417	0,276
	1999	0,343	0,353	0,237
Médecins	1994	0,201	0,199	0,129
	2002	0,211	0,210	0,137
Infirmiers	1994	0,201	0,214	0,135
	2002	0,199	0,205	0,147

En 1990, les emplois des services de santé sont en moyenne plus inégalement répartis que ceux des services éducatifs. En 1999, l'écart de concentration spatiale est plus faible entre ces deux types d'emplois car les services éducatifs se sont concentrés (hausse de l'indice de Gini) tandis que les services de santé se sont plus également répartis relativement à la population.

De manière générale et quelle que soit la période, l'offre de services de santé privés, médecins et infirmiers est beaucoup moins concentrée que l'offre des services administrés, suivant ainsi les mouvements de population et répondant ainsi à une logique de demande locale. Il est à noter que la forte concentration des emplois des services sanitaires et sociaux s'explique pour partie par la localisation des hôpitaux.

En termes d'évolution, les médecins se sont concentrés au cours de la période, à l'échelle des pôles et des zones périurbaines. L'offre d'infirmiers libéraux s'est en revanche concentrée au sein des pôles tandis qu'on peut penser qu'elle se répartit plus également au sein des couronnes périurbaines, l'indice de Gini ayant baissé sur la période à l'échelle de l'ensemble de l'aire urbaine.

Les services de santé administrés ont eu tendance à se répartir de façon plus égale relativement à la population, que ce soit au sein des pôles urbains qu'au sein de l'ensemble des aires.

En revanche, les services éducatifs, moins concentrés initialement, se sont concentrés quelle que soit l'échelle de calcul, mais surtout à l'échelle des aires urbaines. Ainsi, les services éducatifs ne suivraient pas les dynamiques de population, en particulier dans le périurbain.

Cette approche, bien qu'elle comporte des limites, permet de mettre en évidence la forte concentration des services éducatifs au regard des évolutions de population, au détriment de certaines zones et en particulier des espaces périurbains. L'offre de santé présente la tendance inverse pour ce qui est des emplois administrés, i.e. de se déconcentrer plus vite que la population. Ainsi, les services publics de santé sont de plus en plus dispersés au regard de la distribution spatiale de la population alors que les services éducatifs le sont de moins en moins.

6.3. Concentration des services et ségrégation

Afin d'évaluer si la localisation des services de santé et d'éducation dans les aires urbaines françaises est en lien avec la ségrégation, nous avons calculé les coefficients de corrélation entre les indices de ségrégation construits dans les sections précédentes et les coefficients de concentration spatiale des services administrés. Ces corrélations sont présentées dans le Tableau 6.2.

Tableau 6.2 - Coefficients de corrélation entre la concentration des services éducatifs et de santé et les indices de ségrégation (163 aires urbaines)

	Année	Cadres vs Ouvriers		Cadres vs Employés	
		sans retraités	avec retraités	sans retraités	avec retraités
Services éducatifs	1990	-0,258 ***	-0,233 ***	-0,282 ***	-0,279 ***
	1999	-0,273 ***	-0,262 ***	-0,262 ***	-0,273 ***
Services sanitaires et sociaux	1990	-0,062	-0,031	-0,095	-0,086
	1999	-0,174 **	-0,149 *	-0,155 **	-0,149 *
Médecins	1994	-0,255 ***	-0,228 ***	-0,257 ***	-0,249 ***
	2002	-0,186 **	-0,173 **	-0,176 **	-0,171 **
Infirmiers	1994	0,002	0,023	0,019	0,034
	2002	0,077	0,098	0,089	0,097

* : significatif à 10 % ; ** : 5 % ; *** : 1 %

Excepté pour les infirmiers libéraux, l'ensemble des coefficients de corrélation, significatifs ou non, sont négatifs : la concentration des services sanitaires et éducatifs est donc corrélée négativement avec la ségrégation, quelle que soit l'opposition choisie. Il y a un nombre significatif d'aires urbaines où la ségrégation est la plus forte et où les services administrés sont les plus déconcentrés spatialement et inversement.

Cependant la corrélation entre services sanitaires et ségrégation n'est jamais significative en 1990. Il n'y avait donc à cette époque pas de lien, qu'il soit positif ou négatif, entre ségrégation et concentration de services sanitaires. Le lien négatif n'apparaît qu'à partir de 1999.

Pour ce qui concerne les infirmiers libéraux, cette relation n'apparaît jamais, alors que la ségrégation est négativement corrélée avec la concentration des médecins comme avec les services éducatifs sur les deux périodes et avec les services sanitaires et sociaux en 1999.

Lorsque la même analyse est menée à l'échelle des seuls 133 pôles urbains pour lesquels nous avons pu calculé les coefficients de Gini (Cf. Annexe E.3), les seules corrélations significatives qui apparaissent sont celles qui concernent les coefficients de Gini des emplois des services éducatifs.

Ainsi les services d'éducation et de santé, qu'ils soient privés ou publics, n'ajoutent pas une dimension supplémentaire à la ségrégation, qui serait celle de leur difficulté d'accès. S'il y a une ségrégation par l'accès à ces services, elle se produit dans les aires urbaines les moins ségréguées socialement. Ce constat se renforce dans le temps à l'échelle des aires urbaines : à la fin de la période, la corrélation négative est en générale plus forte.

A l'échelle des seuls pôles urbains, la relation négative n'apparaît plus, sauf pour la concentration spatiale des emplois des services éducatifs, laissant supposer que si les services sanitaires et sociaux n'ajoutent pas de dimension supplémentaire à la ségrégation urbaine, ils ne la corrigent pas non plus.

6.4. Concentration des services et périurbanisation

L'analyse des corrélations entre la concentration des services éducatifs et sanitaires en 1999 ou 2002 et le phénomène de périurbanisation entre 1990 et 1999 apporte des éclairages supplémentaires. Le Tableau 6.3 donne les corrélations entre la concentration de ces emplois et le logarithme des flux de périurbanisation des cadres, des professions intermédiaires et des ouvriers plus employés. Ces flux sont définis comme le nombre d'individus habitant dans le pôle d'une aire urbaine en 1990 et ayant déménagé dans une commune périurbaine de la même aire en 1999.

Tableau 6.3 - Coefficients de corrélation entre la concentration des services éducatifs et de santé et le logarithme des flux de périurbanisation

<i>Ln flux de périurbanisation</i>	<i>Cadres</i>	<i>Professions intermédiaires</i>	<i>Ouvriers et employés</i>
<i>Type de service</i>	163 Aires urbaines		
Services éducatifs (1999)	-0,211 ***	-0,216 ***	-0,183 **
Services sanitaires et sociaux (1999)	-0,125	-0,129 *	-0,118
Médecins (2002)	-0,185 **	-0,175 **	-0,152 **
Infirmiers (2002)	0,072	0,090	0,129
	133 Pôles urbains		
Services éducatifs (1999)	-0,206 **	-0,209 **	-0,212 **
Services sanitaires et sociaux (1999)	-0,048	-0,054	-0,091
Médecins (2002)	-0,009	-0,004	0,002
Infirmiers (2002)	0,108	0,119	0,133

* : significatif à 10 % ; ** : 5 % ; *** : 1 %

Au sein des aires urbaines, la concentration spatiale des services d'éducation, observée en 1999, est corrélée négativement et significativement avec les flux de périurbanisation entre 1990 et 1999, qu'il s'agisse de la périurbanisation des cadres, professions intermédiaires ou ouvriers et employés. Cette corrélation est plus forte lorsque l'on considère les flux des individus exerçant une profession intermédiaire et des cadres.

Pour les médecins, il est notable qu'il existe une corrélation négative entre leur concentration et les flux de périurbanisation à l'échelle des aires mais cette corrélation n'apparaît plus à l'échelle du pôle.

La concentration des infirmiers libéraux dans les aires urbaines n'est en revanche pas liée à la périurbanisation. Il en est de même pour les services sanitaires et sociaux : aucune corrélation n'est significative entre la concentration spatiale de ces services en 1999 et les flux de périurbanisation sur la période passée.

Nous avons également rapporté dans le Tableau 6.4 les coefficients de corrélation entre l'évolution des coefficients de Gini et le phénomène de périurbanisation sur la même période. L'évolution de la concentration entre 1990 et 1999 est calculée comme suit : $evol_gini = gini_{99} / gini_{90}$. Ainsi, si elle est supérieure à 1, c'est qu'il y a eu un accroissement de la concentration des services considérés et si elle est inférieure à 1, c'est qu'il y a eu une déconcentration.

Tableau 6.4 - Coefficients de corrélation entre évolution de la concentration des services et logarithme des flux de périurbanisation

<i>Ln flux de périurbanisation</i>	<i>Cadres</i>	<i>Professions intermédiaires</i>	<i>Ouvriers et employés</i>
<i>Evolution du Gini</i>	<i>163 Aires urbaines</i>		
Services éducatifs	-0,012	0,016	0,008
Services sanitaires et sociaux	-0,301 ***	-0,273 ***	-0,283 ***
Médecins	0,130 **	0,137 **	0,130 **
Infirmiers	0,008	-0,028	-0,031
	<i>133 Pôles urbains</i>		
Services éducatifs	-0,043	-0,020	-0,006
Services sanitaires et sociaux	-0,151 *	-0,099	-0,111
Médecins	0,034	0,039	0,054
Infirmiers	0,014	-0,006	-0,010

* : significatif à 10 % ; ** : 5 % ; *** : 1 %

Précédemment, on a pu constater que les services sanitaires et sociaux se déconcentrent en moyenne sur la période. Etant donnée la corrélation négative et significative entre cette évolution et le phénomène de périurbanisation, on peut conclure que *si les services sanitaires se déconcentrent c'est pour suivre les mouvements de périurbanisation. Ce phénomène est d'autant plus marqué lorsque la périurbanisation concerne les cadres.*

Au regard de l'ensemble des résultats obtenus à partir de la mesure de la concentration des services d'éducation et de santé, on peut conclure que la déconcentration, observée entre 1990 et 1999 des services sanitaires, se fait en faveur des zones périurbaines, surtout s'il y a forte périurbanisation des cadres, au risque de défavoriser les pôles urbains. Les services éducatifs suivent, quant à eux, une logique de forte reconcentration en dehors de toute logique de suivi de population, en particulier des phénomènes de périurbanisation.

Deuxième partie : Etudes locales
Aires urbaines de Dijon et Besançon

7. Description et caractérisation des aires urbaines de Besançon et Dijon

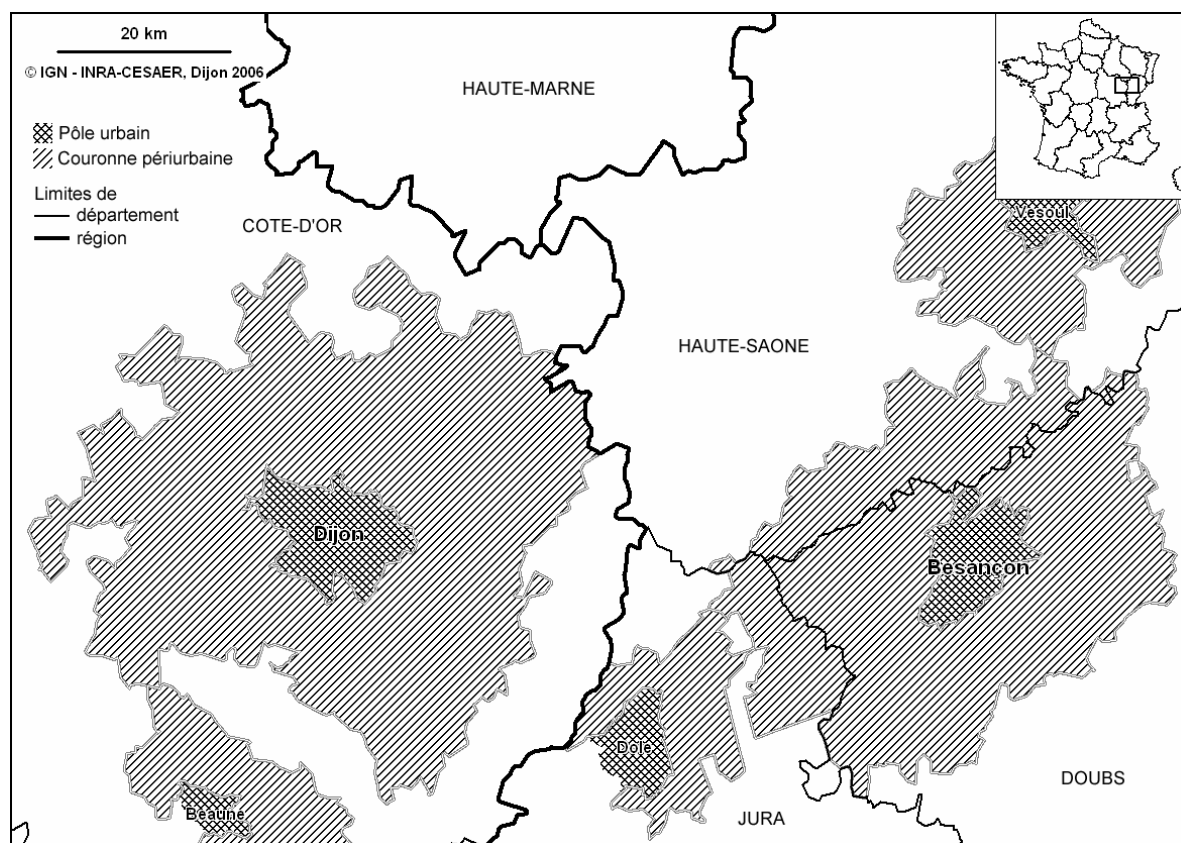
L'objectif de l'étude locale est double : d'une part, elle permet, à partir des aires urbaines de Dijon et Besançon, d'affiner l'analyse effectuée dans le cadrage national en termes de ségrégation sociale, de flux migratoires et d'offre locale de services publics et, d'autre part, d'élargir la problématique en étudiant les conséquences des phénomènes observés sur le marché foncier, en zones urbaines et périurbaines.

Cette section est consacrée à la description et à la caractérisation des périmètres locaux. Après une présentation des deux aires, nous les resituons dans l'ensemble des 163 aires urbaines du cadrage national.

7.1. Les deux régions d'étude

Située à une heure l'une de l'autre par l'autoroute, Dijon et Besançon sont respectivement préfectures des régions Bourgogne et Franche-Comté (Carte 7.1). L'aire urbaine de Dijon, composée de 214 communes, s'étend sur 2 271 km² kilomètres carré et rassemble 326 600 habitants (24ème sur 354 en France). Celle de Besançon, formée de 234 communes, est moins étendue et moins peuplée : 1 661 km² pour 222 381 habitants (37ème).

Carte 7.1 - Les aires urbaines de Dijon et Besançon



Le Tableau 7.1 fournit quelques caractéristiques des communes des aires urbaines de Dijon et Besançon. Alors que les deux couronnes périurbaines ont quasiment le même nombre d'habitants, l'agglomération de Dijon est beaucoup plus peuplée que celle de Besançon (236 953 habitants contre 134 376), Dijon ayant plus d'habitants (149 867) que Besançon (117 733) et surtout une banlieue beaucoup plus peuplée (87 086 contre 16 643). Les communes de la banlieue dijonnaise comptent entre 1 043 et 16 253 habitants (pour Chenôve, troisième commune la plus peuplée de la Côte-d'Or après Dijon et Beaune) et huit communes sur les quatorze ont plus de 5 000 habitants. Les communes de la banlieue de Besançon sont beaucoup plus

petites puisqu'elles ne comptent que 367 à 3 036 habitants. Les densités confirment la différence de peuplement entre les deux agglomérations. Dijon est deux fois plus dense que Besançon (3 709 hab./km² contre 1 810) et le rapport est encore plus fort pour les banlieues (Dijon : 693 ; Besançon 290). Le tissu urbain bisontin est très lâche : la citadelle, l'omniprésence des collines à proximité du centre de Besançon, la présence de nombreux espaces boisés ou agricoles donnent à certains secteurs de l'agglomération bisontine, et même à l'intérieur du périmètre communal de la ville de Besançon, des allures de communes rurales. Dijon ne compte aucun espace boisé ou agricole sur son périmètre communal qui est entièrement urbanisé, à l'exception des espaces verts aménagés (parcs, jardins publics, cimetière, etc.), des réserves foncières (campus universitaire) et des emprises ferroviaires ou militaires, ces dernières faisant l'objet d'une restructuration urbaine d'envergure. Les communes de la banlieue ont, en revanche, un tissu urbain moins dense et plus lâche.

Tableau 7.1 - Caractéristiques des communes des aires urbaines de Dijon et Besançon

	Nombre de communes		Superficie (km ²)		Population		Densité (hab./km ²)	
	Dijon	Besançon	Dijon	Besançon	Dijon	Besançon	Dijon	Besançon
Ville-centre	1	1	40	65	149 867	117 733	3 709	1 810
Banlieue	14	10	126	57	87 086	16 643	693	290
Pôle urbain	15	11	166	122	236 953	134 376	1 427	1 098
Périurbain	199	223	2 105	1 539	89 678	88 005	43	57
Aire urbaine	214	234	2 271	1 661	326 631	222 381	144	134

Source : INSEE, Recensements de la population de 1999

Comme le montre le Tableau 7.2, les communes périurbaines sont peu peuplées : la moitié ont moins de 239 habitants que ce soit dans le périurbain de Dijon ou dans celui de Besançon. Leur taille moyenne est comparable avec un écart-type élevé. Les densités de population, très faibles comparées à celles des deux pôles urbains, sont plus élevées dans le périurbain de Besançon (les surfaces communales étant plus petites) : la moyenne est de 62 habitants par kilomètre carré autour de Besançon et 51 autour de Dijon.

Tableau 7.2 - Caractéristiques des communes périurbaines de Dijon et Besançon

	Population 1999		Densité (hab./km ²)	
	Dijon	Besançon	Dijon	Besançon
Médiane	239	239	29	38
Moyenne	451	395	51	62
Ecart-type	573	485	65	73

Source : INSEE, Recensements de la population de 1999

Le Tableau 7.3 présente les évolutions démographiques observées dans les aires urbaines de Dijon et Besançon entre 1990 et 1999. Au cours des années 1990, les communes de l'aire urbaine de Dijon ont gagné 13 727 personnes, soit un accroissement de + 0,5 % par an. Cette croissance repose exclusivement sur l'excédent naturel qui s'élève à 15 683 personnes. Les migrations sont déficitaires avec l'extérieur puisque 1 956 départs n'ont pas été remplacés. A l'intérieur de la zone, la croissance de la population suit un schéma d'étalement urbain : l'augmentation est d'autant plus forte qu'on s'éloigne de la ville centre. Entre 1990 et 1999, la population de Dijon croît de 0,2 % par an, celle de la banlieue de 0,4 % et celle de la couronne périurbaine de 0,9 %. L'agglomération (Dijon et banlieue) gagne toujours des habitants. Cependant cet accroissement est dû au seul mouvement naturel, le bilan migratoire étant négatif : le mouvement de départ vers la périphérie est plus important que l'afflux de jeunes qui viennent étudier ou chercher un travail dans l'agglomération. Le périurbain, quant à lui, bénéficie d'un accroissement important de population, soutenu par un bilan naturel et un solde migratoire excédentaires.

**Tableau 7.3 - L'évolution naturelle et migratoire
dans les aires urbaines de Dijon et Besançon entre 1990 et 1999**

	Population en 1999	Soldes entre 1990 et 1999		
		Global	Naturel	Migratoire
Aire de Dijon	326 631	13 727	15 683	- 1 956
Dijon	149 867	3 164	6 904	- 3 740
Banlieue	87 086	3 338	5 663	- 2 325
Périurbain	89 678	7 225	3 116	4 109
Aire de Besançon	222 381	14 229	10 786	3 443
Besançon	117 733	3 905	7 431	- 3 526
Banlieue	16 643	1 247	95	1 152
Périurbain	88 005	9 077	3 260	5 817

Source : INSEE, Recensements de la population de 1990 et 1999

L'aire urbaine de Besançon a gagné 14 229 personnes, soit un accroissement annuel de + 0.7 %. Comme dans l'aire de Dijon, le solde naturel est positif (+10 789). En revanche, alors que dans la première le solde migratoire est négatif, il est positif dans l'aire de Besançon qui enregistre un gain de 3 443 personnes entre 1990 et 1999. L'étalement urbain est également perceptible ici : la population de Besançon croît de 0,4 % par an, celle de sa banlieue de 0,9 % et celle de la couronne périurbaine de 1,2 %. Le bilan naturel alimente l'accroissement de population de Besançon et l'excédent migratoire celui des communes de sa banlieue. Les communes du périurbain ont, quant à elles, des bilans naturel et migratoire positifs.

Entre 1990 et 1999, au sein de l'aire urbaine de Dijon, 15 443 personnes ont déménagé du pôle urbain vers la couronne périurbaine et 8 673 personnes ont effectué le mouvement dans l'autre sens. Cela concerne respectivement 13 318 et 5 916 personnes dans l'aire urbaine de Besançon. Par ailleurs, plus de 80 % des périurbains actifs occupés, à Dijon comme à Besançon, travaillent hors de leur commune de résidence. L'intensité des mobilités résidentielles et des déplacements domicile-travail quotidiens entre ces deux entités permet d'avancer l'hypothèse d'une certaine unicité du marché du travail et du marché immobilier dans les deux zones d'étude.

En 1999, l'aire de Dijon compte 151 525 logements, soit 14 % de plus qu'en 1990, et celle de Besançon 103 050 (+16 %). Durant la période, la population des deux aires augmente respectivement de 4 % et 7 %. L'accroissement plus important du nombre de logements s'explique par la diminution de la taille des familles, l'augmentation de la monoparentalité, la décohabitation et l'augmentation du nombre de personnes vivant seules. Les résidences principales représentent 90 % des logements dans les deux aires et c'est dans le périurbain que leur nombre a le plus fortement augmenté (+ 16 % autour de Dijon et + 21 % autour de Besançon). Si globalement, les maisons individuelles représentent 42 % des résidences principales dans l'aire urbaine de Dijon, leur proportion augmente avec l'éloignement à la ville centre : la part est de 18 % à Dijon, 47 % dans les communes de banlieues et 91 % dans le périurbain. Ce schéma est perceptible autour de Besançon qui compte 44 % de maisons individuelles. Cependant, dans la banlieue de Besançon, composée de communes peu peuplées, l'habitat est assez semblable à celui des communes périurbaines : 75 % des résidences principales de la banlieue sont des maisons individuelles, contre 74 % dans le périurbain.

L'étalement urbain renforce la présence des maisons individuelles : elles représentent 8 % des logements construits à Dijon entre 1990 et 1999, 45 % dans la banlieue contre 91 % dans le périurbain. Dans l'agglomération bisontine, ces taux sont plus élevés et la banlieue ne se distingue pas de la couronne périurbaine : les maisons individuelles représentent 18, 81 et 84 % des résidences principales construites entre 1990 et 1999. A Dijon, 41 % des logements sont occupés par leur propriétaire contre 31 % à Besançon. Le pourcentage des occupants propriétaires de leur logement augmente avec l'éloignement à Dijon : 59 % dans les communes de banlieues et 80 % dans la couronne périurbaine. Autour de Besançon, les propriétaires représentent 75 % des occupants dans la banlieue et 74 % dans le périurbain.

7.2. Migrations et Périurbanisation

L'analyse des flux de migrations définitives et en particulier des flux de périurbanisation (migrations définitives entre le pôle et sa couronne périurbaine) sur les deux aires permet à la fois de les situer par rapport à la moyenne nationale mais aussi de les caractériser l'une par rapport à l'autre. Les graphiques 7.1 à 7.4 qui suivent donnent les migrations définitives de l'aire urbaine de Dijon pour l'ensemble de la population, pour les cadres, les ouvriers et enfin les employés tandis que les graphiques 7.5 à 7.8 concernent l'aire urbaine de Besançon. La taille des flèches n'est pas comparable d'un schéma à l'autre puisque chaque flèche est proportionnelle aux autres flèches d'un même schéma.

Du fait de la différence de structure spatiale des deux aires (en termes de population, le pôle de Besançon est beaucoup plus petit que celui de Dijon tandis que leurs couronnes périurbaines sont de taille identique), il importe d'analyser les flux de migration partant de chaque catégorie d'espace en termes relatifs à la population concernée (par exemple la part des cadres partant du pôle vers le périurbain relativement au nombre de cadres dans le pôle). Le nombre de migrations, rapporté à la population concernée dans la zone d'arrivée, donne également une bonne idée du brassage social qui s'opère dans cette zone grâce aux migrations.

De manière générale, les dijonnais s'expatrient plus que les bisontins, et ce, quelle que soit leur catégorie socioprofessionnelle. L'accroissement relatif de la population dans l'aire d'influence est, en outre, plus important à Besançon qu'à Dijon entre 1990 et 1999. Les nouveaux périurbains viennent essentiellement de la ville de Besançon alors qu'à Dijon ils se répartissent entre ville centre et banlieue. Les émigrants d'autres espaces que la même aire urbaine sont légèrement plus nombreux dans le périurbain dijonnais.

Les cadres dijonnais se localisent plus dans le pôle où leur évolution a été plus importante qu'à Besançon. Dans la couronne de cette dernière, l'accroissement du nombre de cadres a été de plus de 45 %. Ceci est essentiellement dû au mouvement de périurbanisation des cadres, au sens strict i.e. des cadres venant du pôle de la même aire, très important à Besançon, surtout en provenance de la ville centre. Si les cadres s'expatrient moins à Besançon qu'à Dijon, le nombre d'émigrants cadres dans la couronne périurbaine bisontine est très proche de celui de la couronne dijonnaise.

Les ouvriers se sont également plus fortement périurbanisés à Besançon qu'à Dijon : alors que la couronne de Dijon a gardé le même nombre d'ouvriers entre 1990 et 1999, à Besançon ce nombre a légèrement augmenté. Les flux vers l'extérieur de l'aire étant les mêmes, ceci s'explique essentiellement par l'arrivée massive d'ouvriers en provenance de la ville centre de Besançon. Le brassage de population ouvrière au sein de la couronne périurbaine est également important à Besançon. Alors que le mouvement de la ville centre vers la banlieue des ouvriers est le même, en part relative, à Besançon et à Dijon, le mouvement inverse de la banlieue vers la ville centre est presque nul à Besançon et représente un flux non négligeable à Dijon.

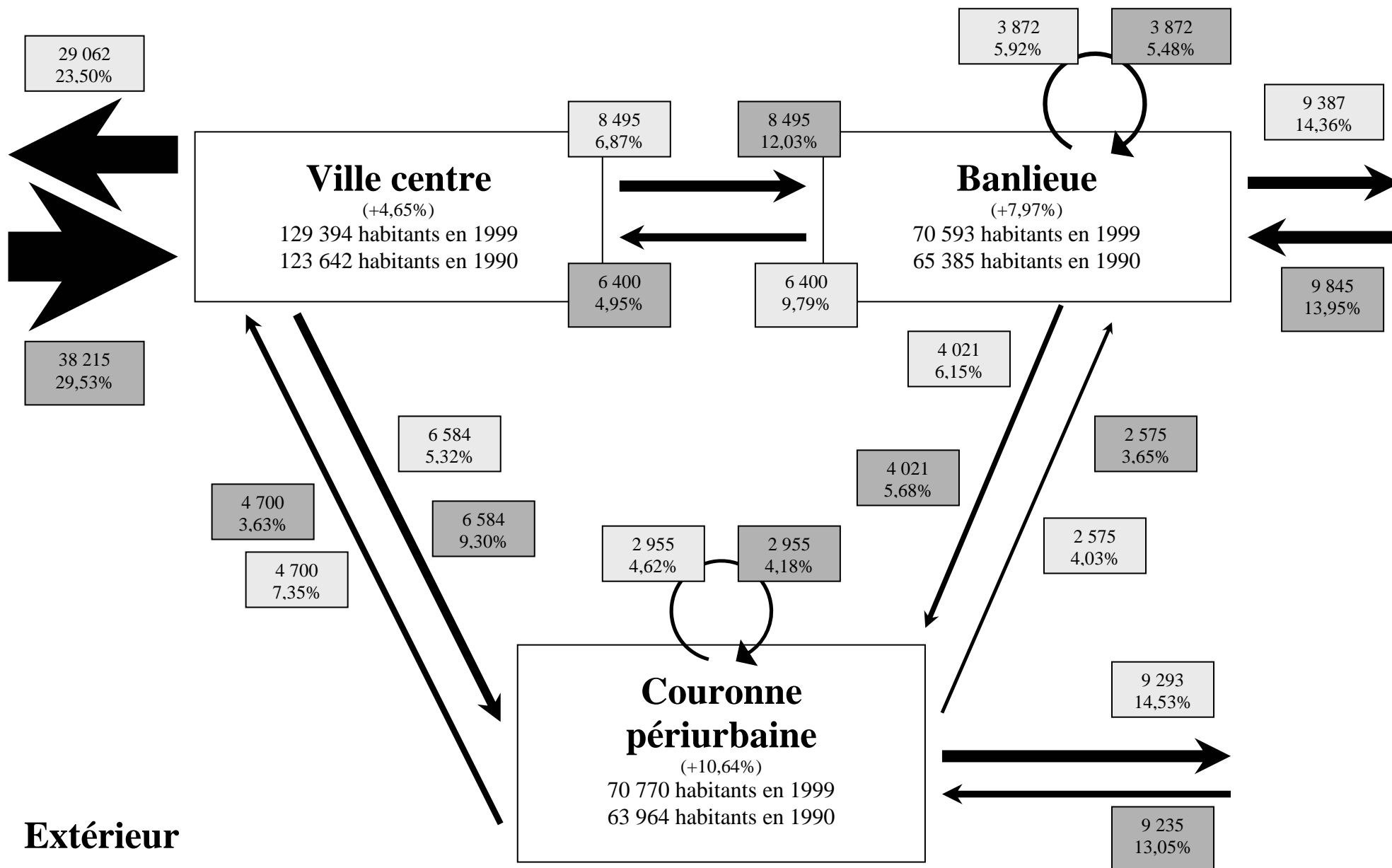
Les dynamiques de la population des employés sont assez identiques à celle des ouvriers avec un taux de périurbanisation plus élevé que celui des ouvriers, aussi bien à Dijon qu'à Besançon : plus forte périurbanisation des employés bisontins que dijonnais, surtout en provenance de la ville centre et flux de la banlieue vers la ville centre plus importants à Dijon qu'à Besançon.

Nos deux aires d'étude connaissent des dynamiques de population internes et externes différentes, en partie liées à la structure initiale de leur pôle et couronne mais pas seulement. Le flux de périurbanisation est issu essentiellement de la ville centre à Besançon. Mais il y est surtout beaucoup plus important, en particulier pour les cadres et employés. De même, alors que dans l'aire urbaine de Dijon, le départ de cadres vers l'extérieur est relativement important, celui-ci est plus faible à Besançon et le nombre d'arrivées de cadres, en particulier dans le périurbain, est élevé. Ceci explique en partie que l'accroissement relatif de la population dans l'aire d'influence soit plus important à Besançon qu'à Dijon.

Il y a donc plus de brassage interne dans l'aire urbaine de Besançon que dans celle de Dijon. Cependant, si les départs de population vers l'extérieur sont plus importants à Dijon, les arrivées à Besançon conduisent à un accroissement relatif de la population dans l'aire d'influence plus important entre 1990 et 1999.

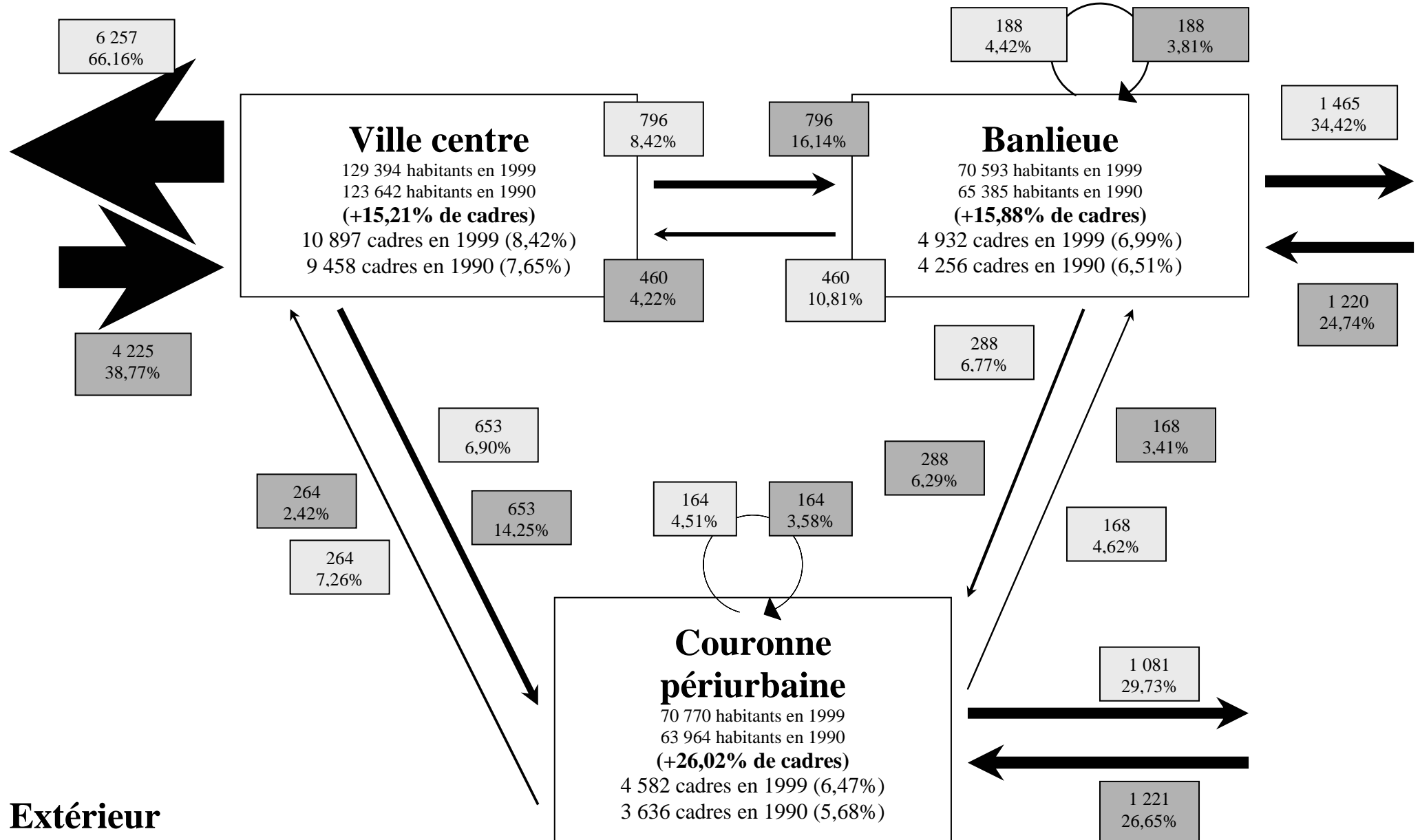
Graphique 7.1 - Flux de population des plus de 15 ans sur l'aire urbaine de Dijon entre 1990 et 1999

Remarque : Les parts sont rapportées au nombre des plus de 15 ans en 1990 (gris clair) ou 1999 (gris foncé) présents dans la zone considérée.



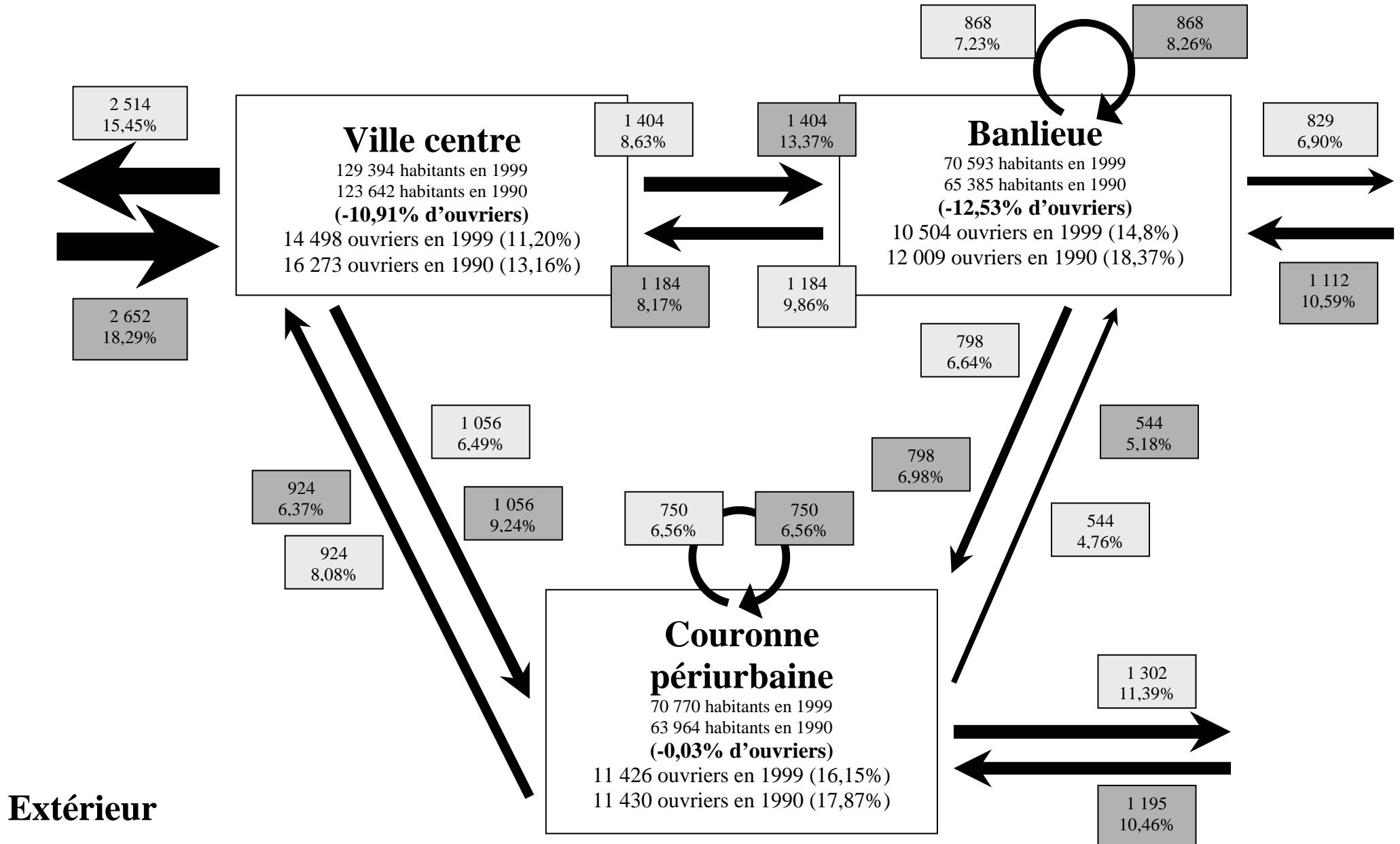
Graphique 7.2 - Flux de cadres sur l'aire urbaine de Dijon entre 1990 et 1999

Remarque : Les parts sont rapportées au nombre de cadres en 1990 (gris clair) ou 1999 (gris foncé) présents dans la zone considérée.



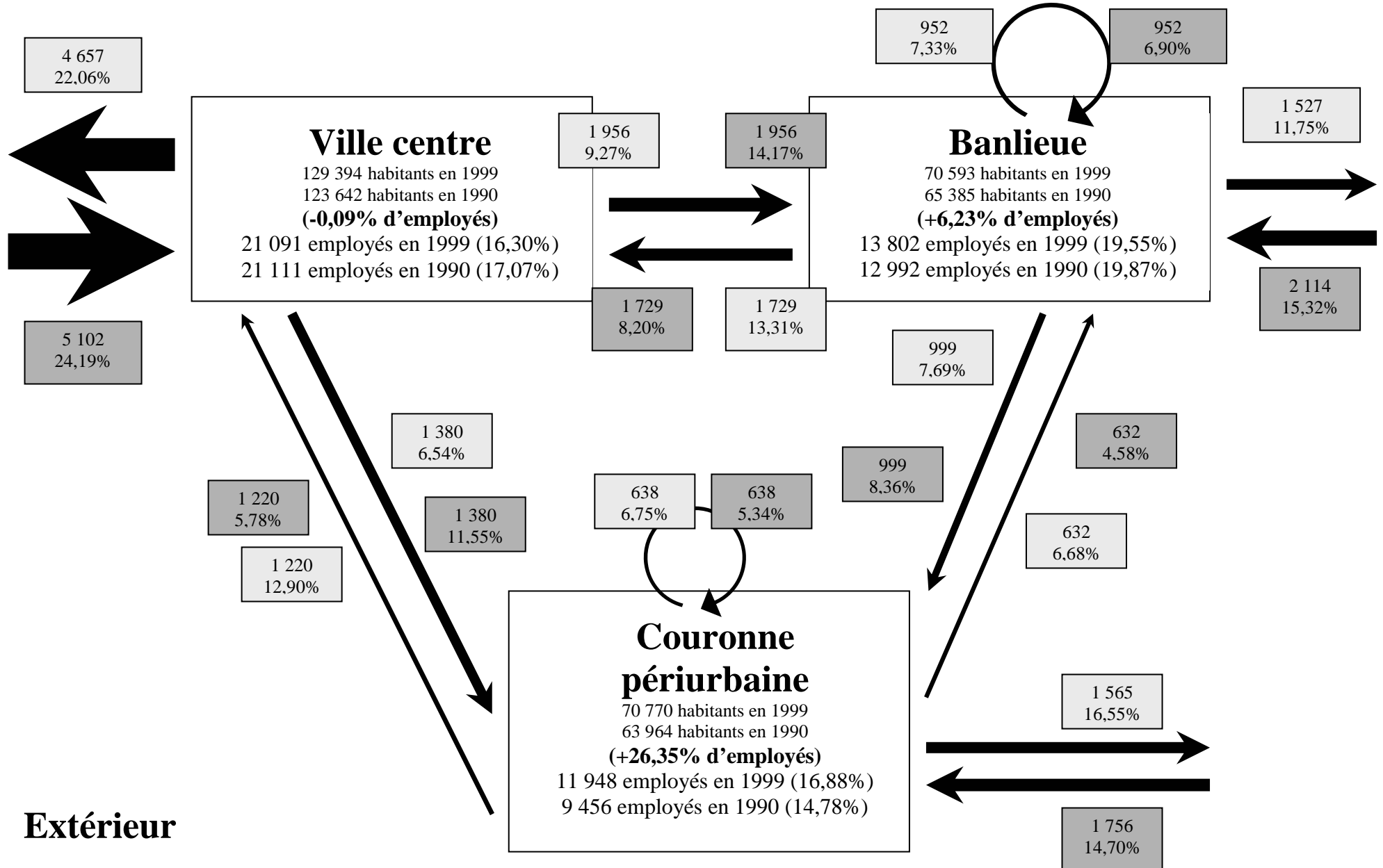
Graphique 7.3 - Flux d'ouvriers sur l'aire urbaine de Dijon entre 1990 et 1999

Remarque : Les parts sont rapportées au nombre d'ouvriers en 1990 (gris clair) ou 1999 (gris foncé) présents dans la zone considérée.



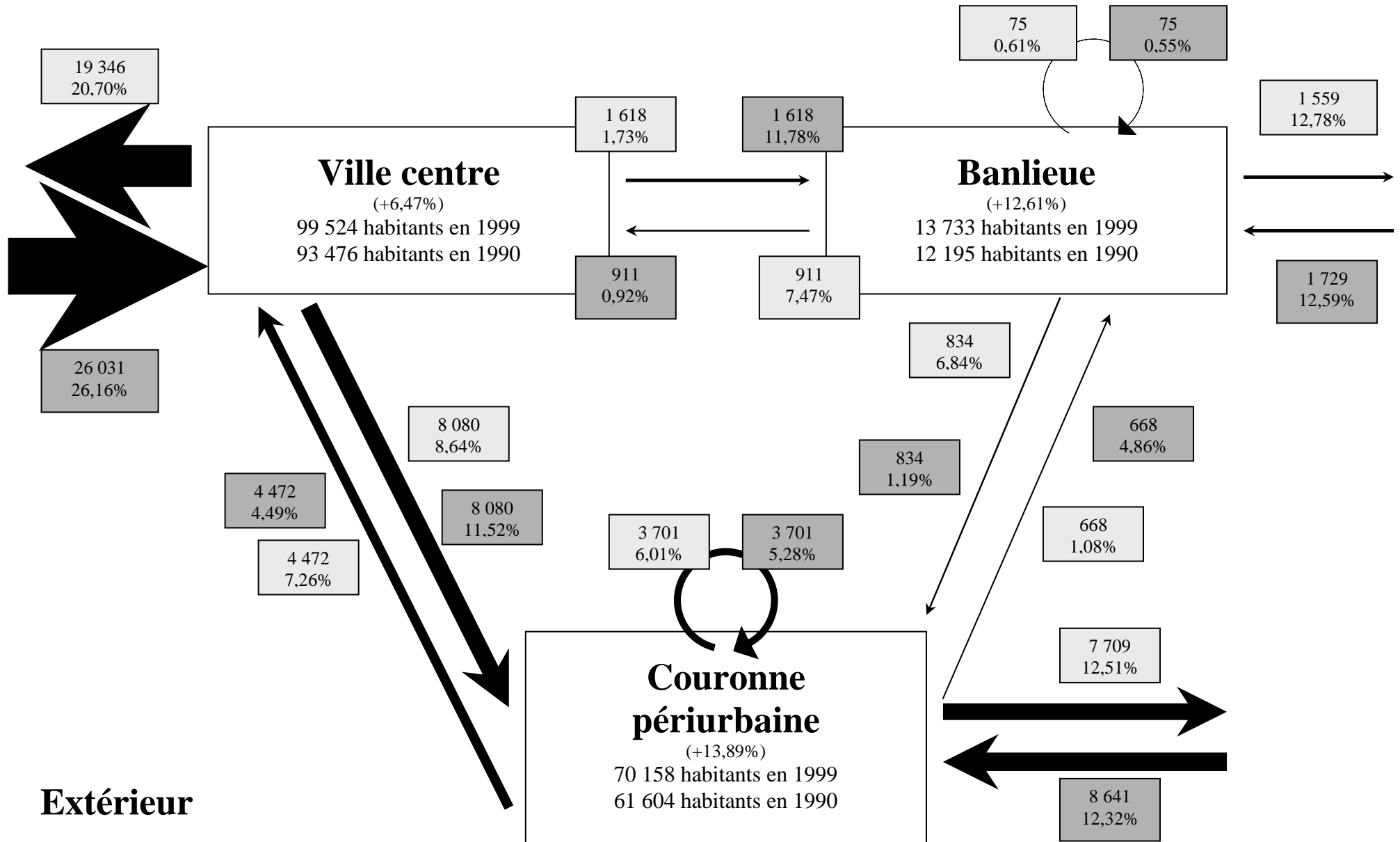
Graphique 7.4 - Flux d'employés sur l'aire urbaine de Dijon entre 1990 et 1999

Remarque : Les parts sont rapportées au nombre d'employés en 1990 (gris clair) ou 1999 (gris foncé) présents dans la zone considérée.



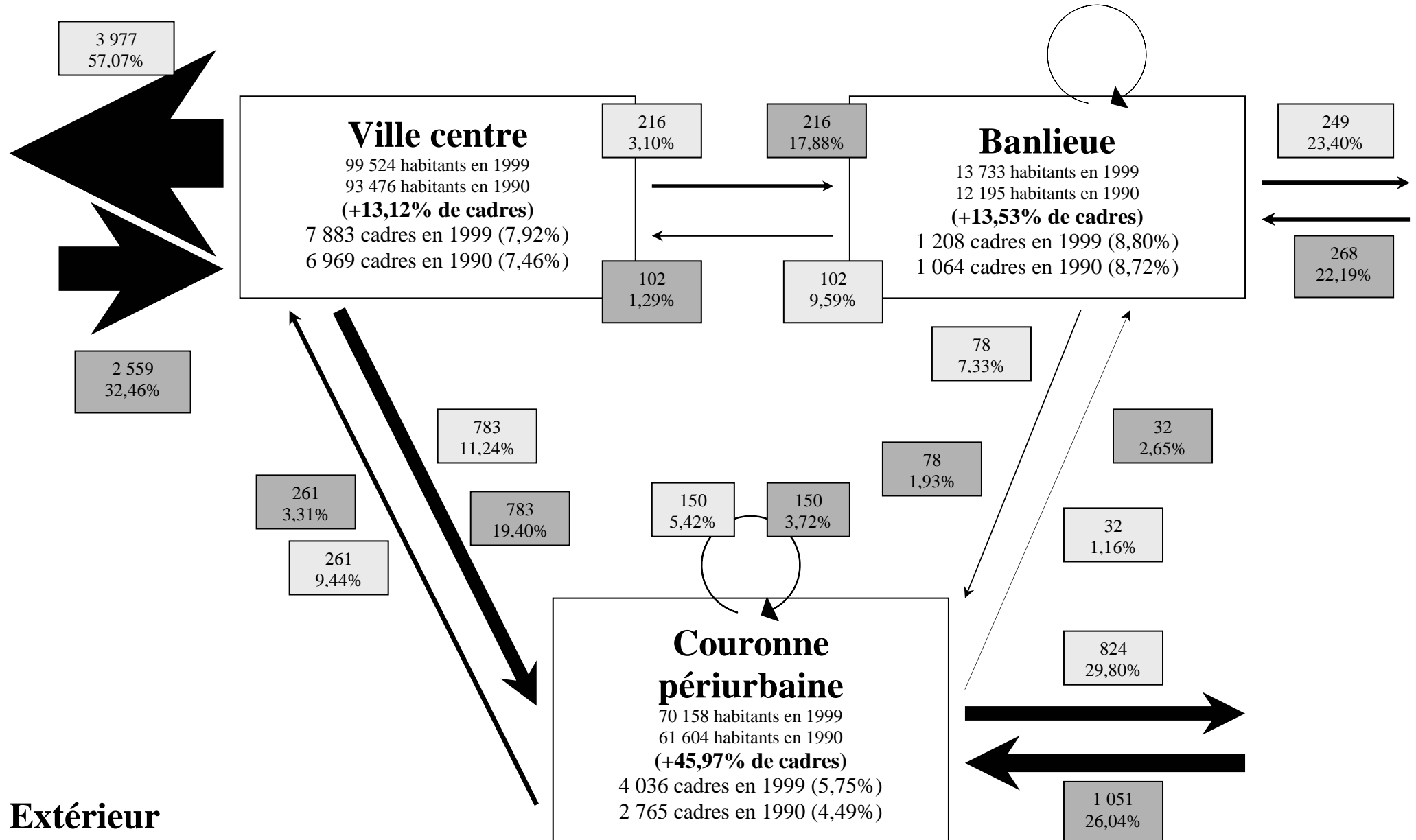
Graphique 7.5 - Flux de la population des plus de 15 ans sur l'aire urbaine de Besançon entre 1990 et 1999

Remarque : Les parts sont rapportées au nombre des plus de 15 ans en 1990 (gris clair) ou 1999 (gris foncé) présents dans la zone considérée.



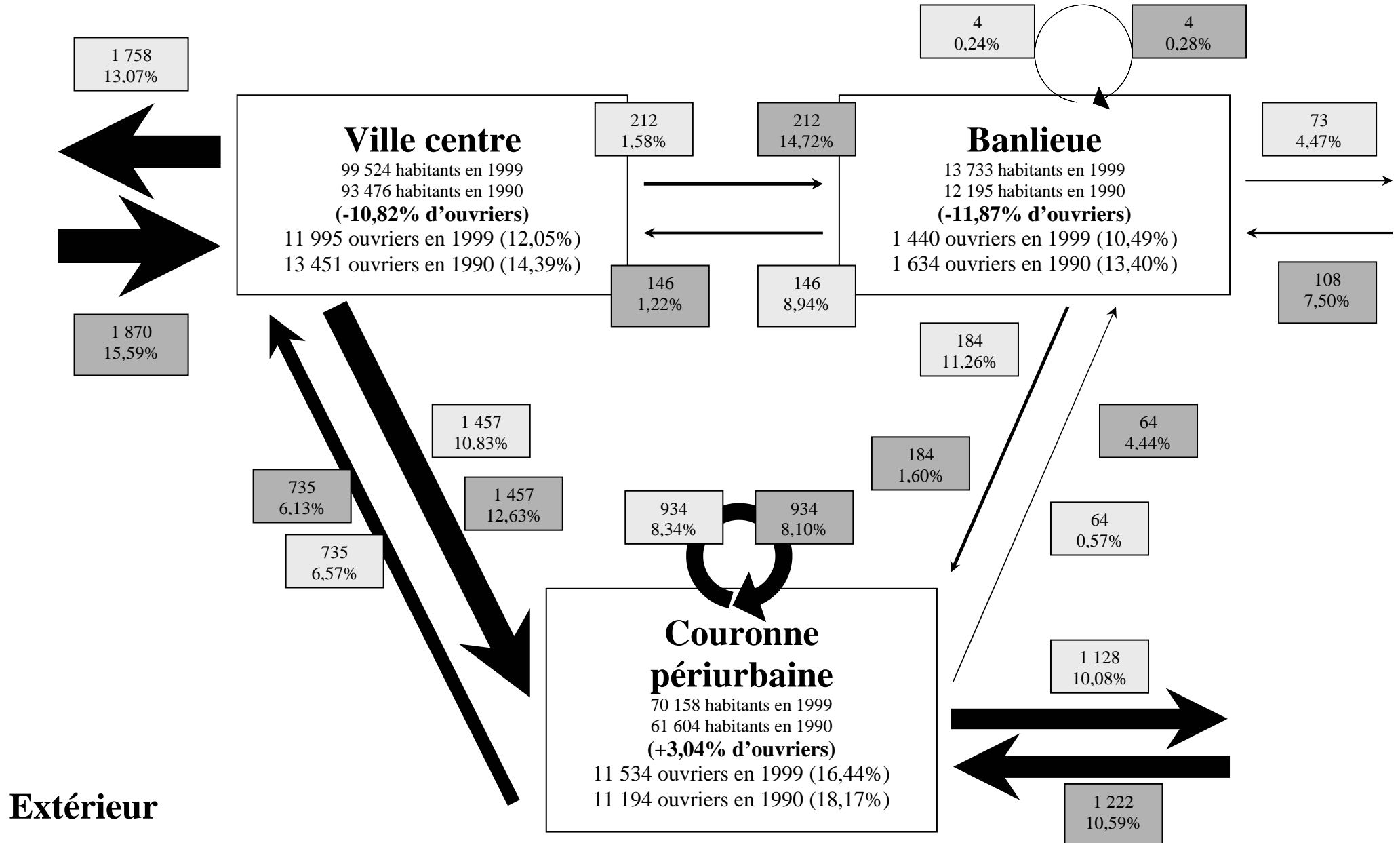
Graphique 7.6 - Flux des cadres sur l'aire urbaine de Besançon entre 1990 et 1999

Remarque : Les parts sont rapportées au nombre de cadres en 1990 (gris clair) ou 1999 (gris foncé) présents dans la zone considérée.



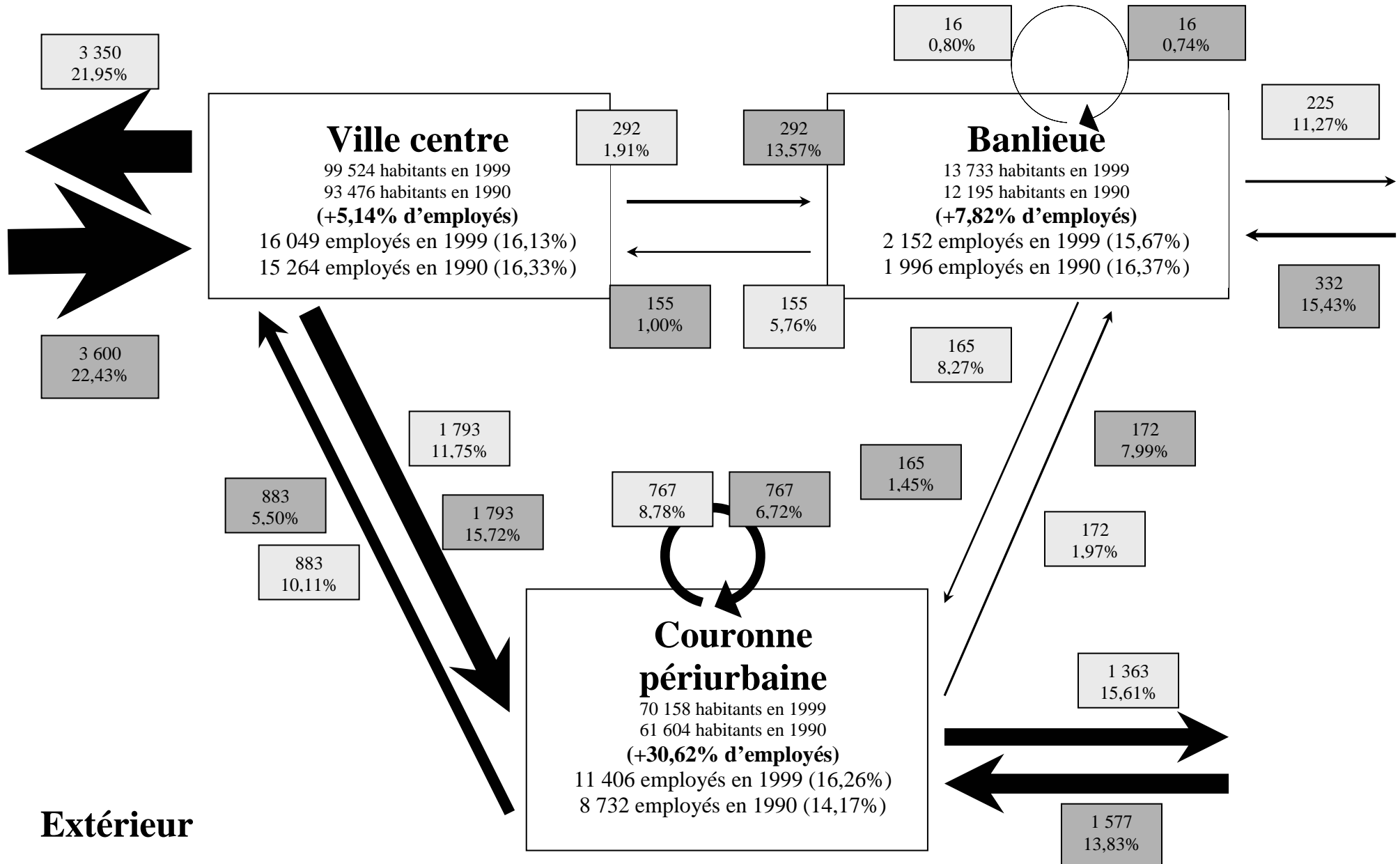
Graphique 7.7 - Flux des ouvriers sur l'aire urbaine de Besançon entre 1990 et 1999

Remarque : Les parts sont rapportées au nombre d'ouvriers en 1990 (gris clair) ou 1999 (gris foncé) présents dans la zone considérée.



Graphique 7.8 - Flux des employés sur l'aire urbaine de Besançon entre 1990 et 1999

Remarque : Les parts sont rapportées au nombre d'employés en 1990 (gris clair) ou 1999 (gris foncé) présents dans la zone considérée.



7.3. Structure sociale, ségrégation et concentration des services éducatifs et sanitaires

Etant données nos mesures de la ségrégation et de la structure sociale locale, nous focalisons l'analyse des catégories socioprofessionnelles de l'ensemble des deux aires urbaines sur la part des cadres, employés, ouvriers.

En termes de structure de catégories socioprofessionnelles, en 1999, les cadres sont plus nombreux dans les aires urbaines de Besançon et Dijon que dans l'ensemble de la France mais moins nombreux que dans les aires urbaines (Tableau 7.4). A Besançon, la part d'ouvriers est plus importante et celle d'employés moins importante que dans l'ensemble des aires.

Tableau 7.4 - Structure sociale des aires urbaines de Besançon et Dijon

	<i>Part de cadres dans la population active</i>		<i>Part d'ouvriers dans la population active</i>		<i>Part d'employés dans la population active</i>	
	<i>1990</i>	<i>1999</i>	<i>1990</i>	<i>1999</i>	<i>1990</i>	<i>1999</i>
Besançon	11,84	13,17	28,81	25,06	28,50	29,71
Dijon	12,17	13,49	27,87	24,08	30,57	30,96
163 aires	13,14	14,57	28,10	24,02	29,64	30,78
France	10,87	12,13	30,77	27,06	27,90	29,92

Source : INSEE, Recensements de la population de 1990 et 1999

Historiquement, les deux aires se différencient en termes de structure sectorielle et donc de structure sociale. Les ouvriers sont plus nombreux à Besançon qu'à Dijon au détriment des cadres et employés, en raison de la plus grande présence de l'industrie dans la région bisontine spécialisée en particulier dans les microtechniques.

En termes d'évolution générale, on retrouve l'effet de l'augmentation de la part du secteur des services : diminution de la part des ouvriers et augmentation de la part des cadres et employés. Les deux aires se situent aussi dans la moyenne nationale et suivent les mêmes tendances.

Pour ce qui concerne la ségrégation au sein de ces aires, le constat est assez différent (Tableau 7.5).

**Tableau 7.5 – Indices de ségrégation
Aires urbaines de Besançon et Dijon et moyenne nationale**

	<i>Cadres/ouvriers sans retraités</i>		<i>Cadres/employés sans retraités</i>	
	<i>1990</i>	<i>1999</i>	<i>1990</i>	<i>1999</i>
Besançon	0,087	0,096	0,042	0,040
Dijon	0,126	0,129	0,066	0,067
163 aires	0,063	0,063	0,031	0,032

De manière générale, et quelque soit la période, Dijon et Besançon se situent systématiquement au dessus de la moyenne nationale, en termes d'indice de ségrégation. L'aire de Dijon est largement plus ségrégée que les autres aires urbaines françaises, et beaucoup plus que l'aire de Besançon, particulièrement lorsque les cadres sont opposés aux ouvriers.

Entre 1990 et 1999, la ségrégation entre cadres et ouvriers a augmenté dans l'aire de Besançon alors qu'elle y a diminué pour l'opposition cadres/employés suivant la tendance inverse à l'ensemble des aires. Si l'aire de Dijon est relativement ségrégée dès 1990, cette ségrégation s'est accrue dans le temps mais moins fortement qu'à Besançon, pour ce qui concerne l'opposition cadres/ouvriers.

L'indice de ségrégation calculé sur les seuls pôles est là encore très élevé, puisque plus de deux fois plus important, par rapport à la moyenne nationale, à Dijon en 1990 (Tableau 7.6). L'agglomération de Dijon était donc fortement ségréguée. Cependant, la ségrégation, quelle que soit l'opposition considérée, n'y a que faiblement augmenté entre 1990 et 1999, suivant la tendance nationale.

Tableau 7.6 - Indices de ségrégation au sein du pôle et part de la ségrégation interne au sein de chaque catégorie d'espace

Année	Aire urbaine	Ségrégation au sein du pôle		Part de ségrégation interne	
		Cadres/Ouvriers sans retraités	Cadres/Employés sans retraités	Cadres/Ouvriers sans retraités	Cadres/Employés sans retraités
1990	Besançon	0,077	0,043	75,1	87,7
	Dijon	0,135	0,075	95,6	99,9
	163 aires	0,065	0,033	79,3	88,7
1999	Besançon	0,107	0,048	81,5	88,5
	Dijon	0,141	0,078	94,5	98,7
	163 aires	0,069	0,037	81,1	87,5

Le pôle de Besançon n'était guère plus ségrégué que la moyenne des pôles en 1990, la ségrégation entre cadres et ouvriers y a fortement augmenté sur la période rendant ce pôle largement au-dessus de la moyenne en 1999. La ségrégation entre cadres et employés y a également augmenté de façon analogue à la moyenne nationale et au pôle de Dijon.

En termes de ségrégation au sein de chaque catégorie d'espace, pôle et couronne, la tendance se confirme : l'aire de Dijon était largement au-dessus de la moyenne en 1990, faisant preuve non seulement d'une ségrégation forte à l'échelle de l'aire tout entière mais aussi au sein de son pôle et de sa couronne. Ce dernier phénomène se maintient entre 1990 et 1999. Dans l'aire de Besançon, alors que la part de la ségrégation au sein des grandes catégories d'espace était inférieure à la moyenne en 1990, elle dépasse cette même moyenne en 1999 pour les deux oppositions.

Pour ce qui concerne les services sanitaires et éducatifs, ils sont beaucoup moins concentrés dans les aires et pôles dijonnais et bisontins que dans l'ensemble des villes françaises, à l'exception des infirmiers pour l'aire urbaine de Dijon en 2002 (Tableau 7.7). Cet écart à la moyenne nationale est particulièrement marqué pour Besançon.

En termes d'évolution, à Dijon, on retrouve les grandes tendances nationales : déconcentration des services sanitaires et sociaux et concentration des services éducatifs. En revanche, à Besançon, non seulement les services sanitaires se déconcentrent mais également les emplois des services éducatifs.

Tableau 7.7 – Coefficients de Gini

	Année	Besançon		Dijon		Ensemble	
		Aire	Pôle	Aire	Pôle	163 aires	133 pôles
Services éducatifs	1990	0,301	0,080	0,280	0,157	0,326	0,211
	1999	0,299	0,073	0,320	0,188	0,339	0,219
Services sanitaires et sociaux	1990	0,369	0,081	0,384	0,231	0,401	0,276
	1999	0,299	0,075	0,282	0,172	0,343	0,237
Médecins	1994	0,176	0,043	0,156	0,085	0,201	0,129
	2002	0,168	0,033	0,172	0,086	0,211	0,137
Infirmiers	1994	0,143	0,031	0,164	0,063	0,201	0,135
	2002	0,199	0,034	0,247	0,137	0,199	0,147

8. Marché immobilier et caractéristiques des acquéreurs

Cette section fait un état des lieux du marché foncier pour chaque aire. Ainsi on détermine leur activité sur la période 1999-2003, en termes de quantité de biens échangés, montants, surfaces, et par marché (appartements, maisons, terrains nus destinés à la construction d'habitation). On s'intéresse également aux catégories socioprofessionnelles des acheteurs.

8.1. La base de données immobilières

Les données immobilières ont été extraites de la base de données Marché Immobilier des Notaires (MIN) commercialisée par PERVAL. Cette base contient des informations relatives aux caractéristiques de la transaction, du bien, du vendeur et de l'acheteur. Les variables caractéristiques de la **transaction** sont l'identifiant de l'acte, la date de la transaction, le prix net touché par le vendeur, le montant des frais d'agence. Le **bien** est décrit par sa nature, son adresse postale, ses références cadastrales, la surface du terrain à laquelle est adjoint un descriptif complémentaire dans le cas des maisons (surface habitable, éléments de confort, date de construction). Les données concernant le **vendeur** sont sa qualité, sa profession, son sexe, son statut matrimonial, son âge, sa commune de résidence, sa nationalité. Les informations caractéristiques de l'**acheteur** sont sa qualité, sa profession, son sexe, son statut matrimonial, son âge, sa commune de résidence, sa nationalité.

Le taux de couverture de la base PERVAL, par rapport à l'ensemble des mutations foncières et immobilières d'un territoire, n'est pas connu. Les notaires ne sont pas tenus d'alimenter la base de données. Cependant, les gestionnaires de la base déclarent un taux de transmission supérieur à 75 % et une nette amélioration qualitative et quantitative de la base au cours du temps.

Nous n'avons pas pu acheter l'ensemble de la base PERVAL en raison de son coût très élevé. Cependant, nous avons rassemblé plusieurs extraits de cette base provenant de données achetées antérieurement par l'INRA-CESAER couvrant le périurbain de Dijon pour les années 1995-1998 (terrains et maisons) et le périurbain de Besançon pour les années 2000-2004 (terrains et maisons) ; de données acquises par le Grand Dijon qui couvrent le périmètre de la communauté d'agglomération pour les années 1999-2004. Ces deux extraits ont été complétés par l'achat de données supplémentaires pour l'aire urbaine de Besançon (1999-2003) et le périurbain de Dijon (1999-2003 : appartements ; 2002-2003 : terrains et maisons).

Tableau 8.1 - Nombre de transactions par année

	Appartements		Maisons		Terrains	
	Aire urbaine de Dijon	Aire urbaine de Besançon	Aire urbaine de Dijon	Aire urbaine de Besançon	Aire urbaine de Dijon	Aire urbaine de Besançon
1994	-	-	583	-	331	-
1995	-	-	621	-	254	-
1996	-	-	756	-	341	-
1997	-	-	759	-	471	-
1998	-	-	1 005	-	713	-
1999	2 327	1 098	2 347	659	964	409
2000	2 082	950	2 407	612	956	631
2001	2 219	1 021	2 840	700	1 117	1 360
2002	2 105	1 140	1 390	1 229	324	1 186
2003	2 156	1 502	1 020	1 506	315	1 504
2004	2 067	-	583	263	110	207
Total	12 956	5 711	14 311	4 969	5 896	5 297

La base ainsi constituée contient 49 140 transactions (33 163 pour l'aire urbaine de Dijon, 15 977 pour l'aire urbaine de Besançon) dont la répartition par année figure dans le Tableau 8.1. Pour les appartements, les transactions portent sur les années 1999 à 2003, avec également l'année 2004 pour Dijon. Pour les maisons et les terrains, les transactions portent sur les années 1994 à 2004 pour Dijon et 1999 à 2004 pour Besançon. Cette répartition tient au mode d'échantillonnage. Pour notre demande à PERVAL, nous avons choisi de compléter les données dont nous disposons en privilégiant les années les plus récentes, 2004 n'étant que partiellement disponible au moment de la commande d'où les faibles effectifs.

8.2. Le marché immobilier de 1999 à 2003

Après élimination des observations dont les variables sont incomplètes ou aberrantes et en ne conservant que celles correspondant à la période **1999-2003**, commune aux deux aires urbaines et aux trois types de bien, la base contient **27 628 transactions** (17 274 pour l'aire urbaine de Dijon, 10 354 pour l'aire urbaine de Besançon). Le Tableau 8.2 en donne la répartition par catégorie d'espace.

Tableau 8.2 - Répartition spatiale des transactions (1999-2003)

		Ville-centre	Banlieue	Périurbain	Total
Appartements	Dijon	7 095	1 488	94	8 677
	Besançon	5 307	89	212	5 608
	Ensemble	12 402	1 577	306	14 285
Maisons	Dijon	1 066	3 231	2 143	6 440
	Besançon	581	368	1 260	2 209
	Ensemble	1 647	3 599	3 403	8 649
Terrains	Dijon	53	853	1 251	2 157
	Besançon	132	620	1 785	2 537
	Ensemble	185	1 473	3 036	4 694

Le marché foncier de Dijon et Besançon est dominé par les appartements. Les transactions sur les maisons et les terrains sont beaucoup moins fréquemment localisées dans les villes-centres, où les disponibilités foncières sont faibles comparativement à la banlieue ou au périurbain.

La moyenne de la superficie des lots (terrains nus et maisons) est généralement plus élevée que la médiane (Tableau 8.3). Cela indique la présence dans l'échantillon de transactions ayant des surfaces très importantes.

Tableau 8.3 - Superficies moyennes et médianes des transactions (1999-2003)

		Superficie du terrain				Surface habitable			
		Terrains nus		Maisons		Maisons		Appartements	
		Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane
Aire urbaine de Dijon	Ville-centre	659	632	423	354	110	100	61	60
	Banlieue	774	660	579	453	111	100	60	61
	Périurbain	990	590	774	522	111	100	61	62
Aire urbaine de Besançon	Ville-centre	1 411	921	1 148	753	116	110	63	63
	Banlieue	1 316	842	1 062	815	116	106	62	62
	Périurbain	1 416	908	1 443	853	117	109	70	68

Les superficies habitables sont de l'ordre de 60 m² pour les appartements et 110 à 117 m² pour les maisons, les logements bisontins étant un peu plus grands que les dijonnais. La taille des lots des maisons et des terrains nus augmente avec l'éloignement à Dijon. En revanche, le gradient est moins net autour de Besançon. Les lots des terrains nus ou des maisons sont beaucoup plus grands dans l'aire urbaine de Besançon et cela quelle que soit la catégorie d'espace. Par exemple, les maisons achetées à Dijon ont 423 m² de terrain en moyenne contre 1 148 m² à Besançon.

Comme pour les superficies, les moyennes des prix sont généralement plus élevées que les médianes (Tableau 8.4). L'explication est la même : l'existence de transactions ayant des prix très élevés. La différence de prix pourrait être attribuée pour une bonne part à la différence des superficies acquises. Cependant l'examen des prix au mètre carré, donnés dans le Tableau 8.5, montre une situation complexe.

Tableau 8.4 - Prix moyens et médians des transactions exprimés en euros (1999-2003)

		Appartements		Maisons		Terrains nus	
		Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane
Aire urbaine de Dijon	Ville-centre	70 283	62 504	155 846	140 253	78 860	76 225
	Banlieue	76 760	67 078	139 574	125 903	95 418	64 939
	Périurbain	85 648	76 975	126 458	114 329	123 552	109 760
Aire urbaine de Besançon	Ville-centre	67 736	60 000	125 084	119 672	36 034	33 157
	Banlieue	68 037	56 500	113 736	111 284	77 074	55 048
	Périurbain	72 638	64 195	116 399	111 280	84 578	66 640

Les maisons coûtent plus chères dans les villes-centres, à Dijon comme à Besançon, que dans la banlieue ou le périurbain. Pour les appartements et les terrains, la différence va dans le sens inverse : leurs prix moyens sont plus élevés dans le périurbain. Les différences de prix des maisons reflètent les différences de prix au mètre carré : les prix sont nettement plus élevés dans les villes-centres et ils vont en diminuant dans la banlieue et dans le périurbain. En revanche, on ne retrouve pas cette différence pour les appartements et les terrains nus qui coûtent plus chers dans les communes de banlieue et dans le périurbain. Enfin, les biens échangés sont nettement plus coûteux à Dijon qu'à Besançon.

Tableau 8.5 - Prix au m² moyens et médians des transactions exprimés en euros (1999-2003)

		Prix rapporté à la surface habitable (€ au m ²)				Prix rapporté à la surface du lot (€ au m ²)			
		Appartements		Maisons		Maisons		Terrains nus	
		Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane
Aire urbaine de Dijon	Ville-centre	1 158	1 131	1 428	1 419	485	404	111	116
	Banlieue	1 314	1 320	1 262	1 275	371	321	188	86
	Périurbain	1 409	1 349	1 131	1 138	310	242	298	196
Aire urbaine de Besançon	Ville-centre	1 079	1 048	1 085	1 091	209	160	41	38
	Banlieue	1 101	1 068	1 014	1 067	185	151	131	62
	Périurbain	1 032	1 026	1 008	1 005	174	134	122	66

8.3. Caractéristiques des acquéreurs

Les professions intermédiaires achètent 28 % des biens dans l'aire urbaine de Dijon et 30 % dans celle de Besançon. Ils sont suivis par les cadres supérieurs (19 % à Dijon et 20 % à Besançon) et les employés (18 %). Les ouvriers représentent 11 à 13 % des acquéreurs, les catégories « artisans, commerçants, chefs d'entreprises » et « retraités » 6 à 8 %.

Parmi les acheteurs d'appartements, la catégorie des professions intermédiaires reste la plus nombreuse (Tableau 8.6). Cependant, on peut noter une surreprésentation des cadres dans l'aire urbaine de Besançon et une surreprésentation des employés et des ouvriers dans celle de Dijon. La proportion de cadres est nettement plus forte parmi les acheteurs de maisons ; et à l'opposé, la proportion d'ouvriers est nettement plus élevée parmi les acheteurs de terrains.

Tableau 8.6 - Répartition des acheteurs par catégories socioprofessionnelles en pourcentages (1999-2003)

	Aire urbaine de Dijon			Aire urbaine de Besançon		
	Ville-centre	Banlieue	Péri-urbain	Ville-centre	Banlieue	Péri-urbain
Appartements						
Agriculteurs	1,1	1,5	0,0	0,7	0,0	0,0
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	6,6	7,4	5,3	6,8	5,6	9,9
Cadres, professions intellectuelles supérieures	16,9	15,4	18,1	19,6	21,3	22,2
Professions intermédiaires	30,0	28,8	28,7	30,6	37,1	35,4
Employés	19,8	19,2	22,3	18,3	14,6	17,0
Ouvriers	10,6	12,8	9,6	9,7	9,0	10,4
Retraités	11,4	10,3	12,8	11,1	6,7	3,3
Autres, marchands de bien	3,6	4,6	3,2	3,1	5,6	1,9
Maisons						
Agriculteurs	0,0	0,4	1,3	0,5	0,3	1,3
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	5,9	5,0	7,3	7,1	6,8	7,1
Cadres, professions intellectuelles supérieures	29,4	23,5	23,6	25,8	24,7	24,0
Professions intermédiaires	31,9	30,8	28,9	29,9	28,8	29,8
Employés	15,8	19,4	19,7	15,0	16,3	17,2
Ouvriers	10,2	12,9	12,2	13,6	16,6	13,8
Retraités	5,7	6,3	5,9	6,2	4,6	4,9
Autres, marchands de bien	1,1	1,7	1,1	1,9	1,9	1,8
Terrains						
Agriculteurs	0,0	0,9	1,4	0,0	1,5	1,3
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	18,9	5,9	9,4	12,1	9,5	8,0
Cadres, professions intellectuelles supérieures	34,0	22,5	20,7	12,9	16,9	17,1
Professions intermédiaires	28,3	30,6	27,3	28,8	33,9	29,4
Employés	9,4	15,8	19,7	15,2	15,5	19,3
Ouvriers	7,5	16,5	14,1	25,8	16,1	18,4
Retraités	0,0	5,5	5,4	5,3	4,4	4,8
Autres, marchands de bien	1,9	2,2	2,0	0,0	2,3	1,7

Les cadres achètent les biens les plus chers (Tableau 8.7). Ils sont suivis par les « artisans, commerçants, chefs d'entreprise » pour les maisons et les retraités pour les appartements et les terrains. Les agriculteurs et les ouvriers achètent les biens les moins chers.

Tableau 8.7 - Prix moyens, exprimé en euros, des biens achetés par catégories socioprofessionnelles (1999-2003)

	Aire urbaine de Dijon		Aire urbaine de Besançon	
	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane
Appartements				
Agriculteurs	55 795	51 917	43 920	38 430
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	66 181	54 882	68 635	55 643
Cadres, professions intellectuelles supérieures	86 513	76 225	79 171	69 361
Professions intermédiaires	70 277	64 029	67 326	60 990
Employés	64 706	60 300	60 149	55 643
Ouvriers	57 911	56 406	54 246	51 223
Retraités	84 941	74 700	77 892	68 602
Autres (sans marchands de bien)	65 633	57 167	60 446	51 416
Maisons				
Agriculteurs	81 407	70 274	64 383	30 489
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	155 775	133 196	128 631	118 910
Cadres, professions intellectuelles supérieures	177 248	162 053	152 560	143 750
Professions intermédiaires	133 261	125 008	114 984	111 287
Employés	116 025	114 329	106 879	106 714
Ouvriers	102 008	104 428	81 919	80 850
Retraités	133 848	124 246	113 814	111 427
Autres (sans marchands de bien)	123 713	114 333	95 529	86 133
Terrains				
Agriculteurs	93 895	60 976	72 796	43 448
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	105 273	83 460	79 091	53 357
Cadres, professions intellectuelles supérieures	157 537	137 204	114 802	91 469
Professions intermédiaires	109 809	97 820	81 691	66 311
Employés	94 774	88 415	71 927	58 996
Ouvriers	73 751	59 725	54 016	38 936
Retraités	118 680	103 659	89 851	62 883
Autres (sans marchands de bien)	75 819	68 599	62 596	41 829

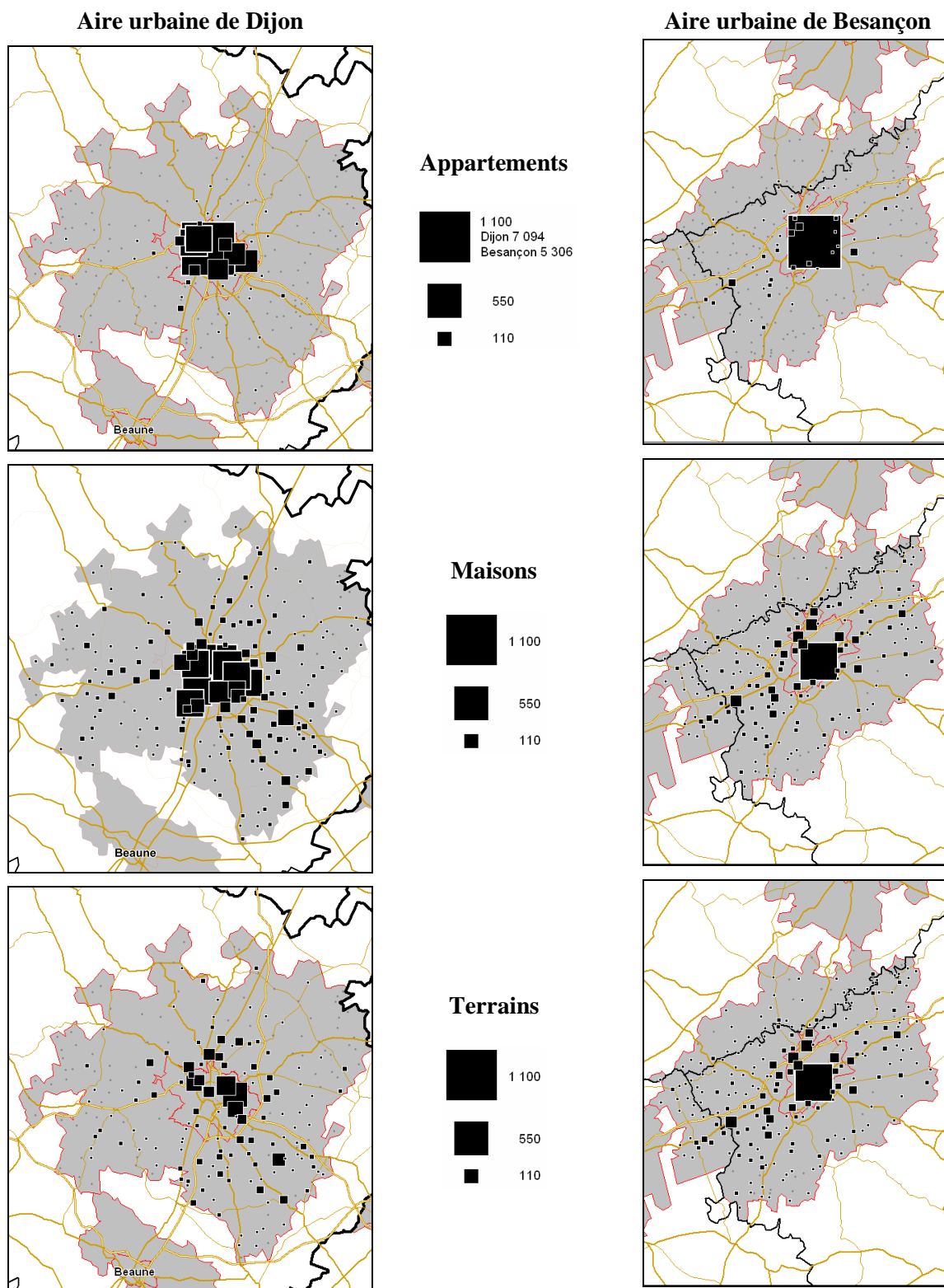
8.4. Les disparités géographiques

8.4.1. Localisation des transactions

Le marché des appartements est très urbain : les échanges sont importants dans les communes de l'agglomération dijonnaise (ville-centre et banlieue) et dans la commune de Besançon. Pour les maisons, le marché reste dominé par les communes de l'agglomération de Dijon et par Besançon. Dans le périurbain, les communes situées sur les faisceaux routiers et autoroutiers (sud-est de Dijon ; nord, est et sud-ouest de Besançon) sont plus dynamiques que leurs homologues (Carte 8.1). Dans l'aire urbaine de Besançon, l'offre de terrains nus est importante et se distribue spatialement de la même façon que l'offre de maison :

à Besançon et dans les communes périurbaines du nord, de l'est et du sud-ouest. A Dijon, l'offre de terrain est différente : elle est très faible dans la ville-centre alors que le marché est plus actif dans la banlieue nord et est de l'agglomération ; dans le périurbain, quelques communes au nord et le faisceau routier du sud-est de l'aire urbaine sont plus dynamiques.

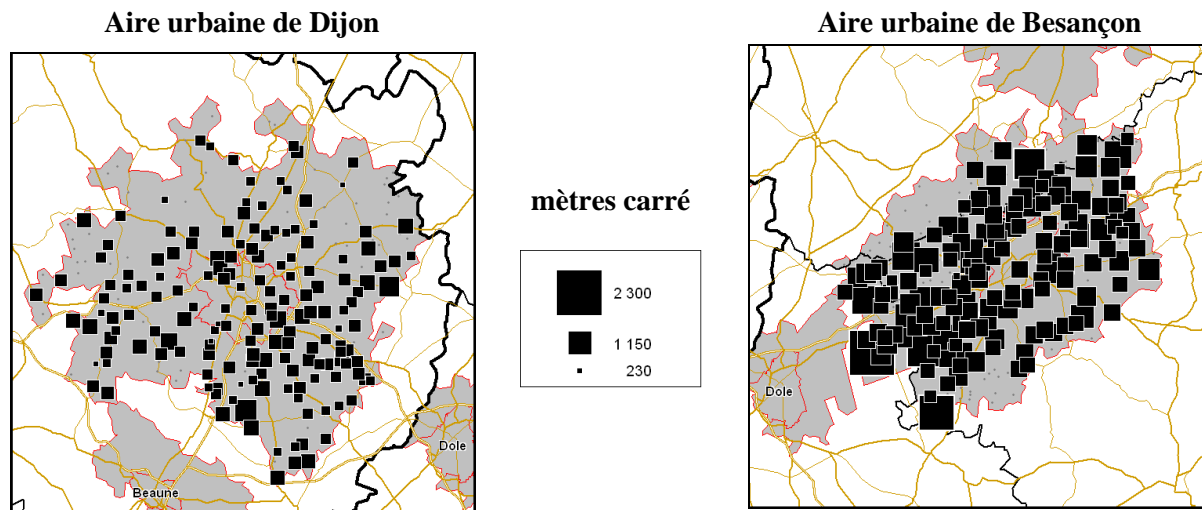
Carte 8.1 - Nombre de transactions échangées par commune (1999-2003)



8.4.2. Surfaces médianes échangées par commune

Les surfaces vendues augmentent avec l'éloignement à Dijon ou à Besançon : la valeur médiane des lots (terrains nus et parcelles des maisons) vaut 365 mètres carré à Dijon, 507 dans la banlieue et 546 dans la couronne périurbaine. Dans l'aire urbaine de Besançon, les surfaces médianes valent 803, 830 et 890 mètres carré depuis la ville-centre jusqu'à la couronne périurbaine. Au-delà de ce schéma général, les surfaces ont tendance à se réduire à proximité des bourgs et petites villes (Carte 8.2).

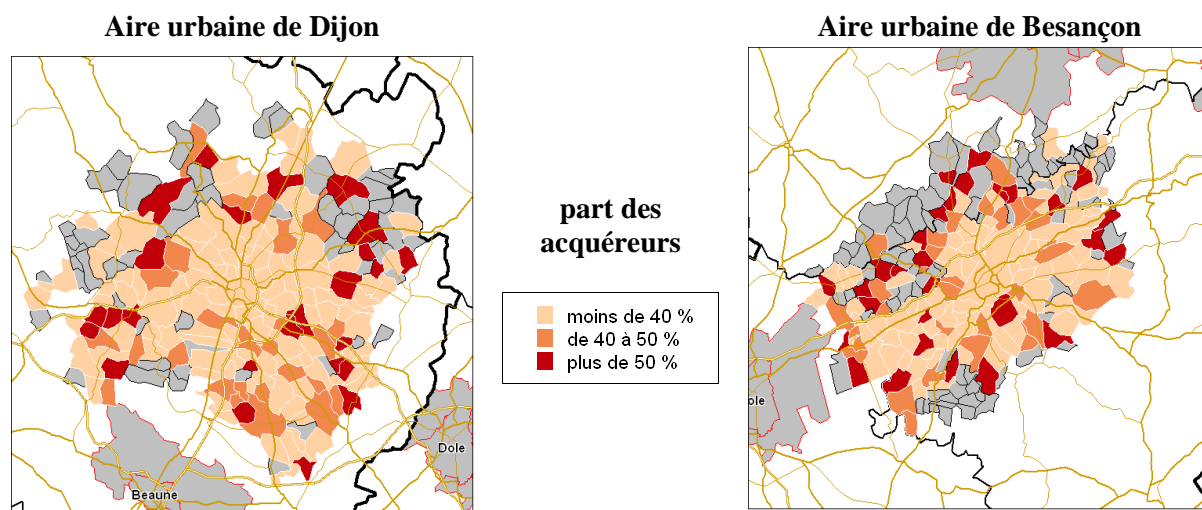
Carte 8.2 - Taille médiane des terrains nus et des parcelles des maisons échangés par commune (1999-2003)



8.4.3. Lieux d'achat selon la catégorie socioprofessionnelle des acquéreurs

Les ouvriers et employés représentent plus de 50 % des acquéreurs dans les communes où traditionnellement ces deux catégories sont importantes : dans l'arc ouvrier du Val de Saône, qui s'étend de Nuits-Saint-Georges à Pontailler-sur-Saône, en passant par les cantons de Saint-Jean-de-Losne et Auxonne ; dans le secteur de Selongey et Is-sur-Tille (Carte 8.3). La part des ouvriers et employés est également plus importante à la périphérie de l'aire urbaine de Besançon.

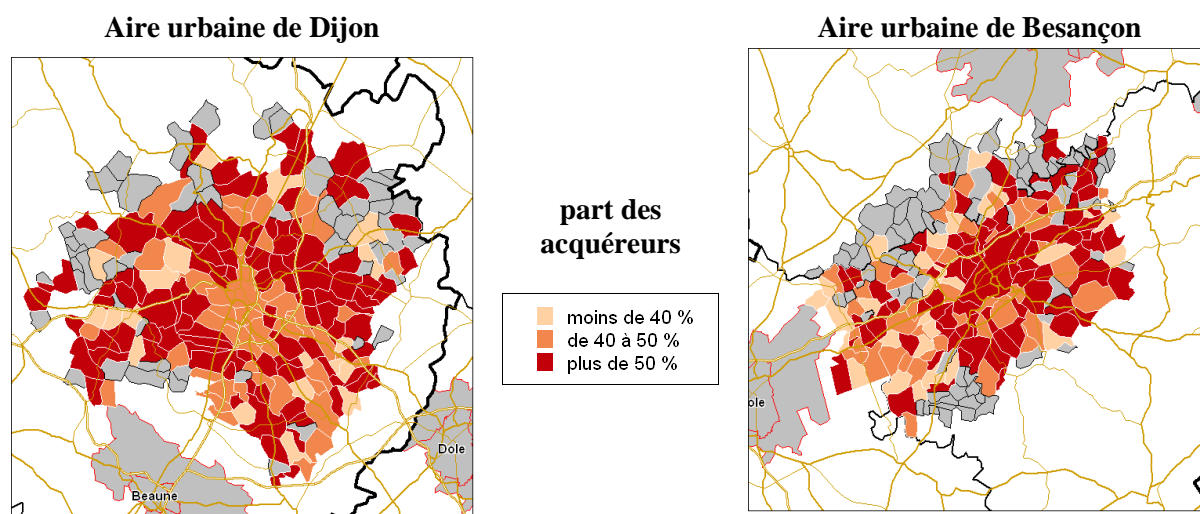
Carte 8.3 - Part des employés et des ouvriers parmi les acquéreurs (1999-2003)



Les cadres supérieurs et professions intermédiaires sont nombreux à acheter dans les communes proches de Dijon et dans le nord de l'agglomération. Plus de la moitié des biens sont acquis par ces catégories socioprofessionnelles à Quétigny, Saint-Apollinaire, Fontaine-lès-Dijon et Talant, mais également dans les

communes périurbaines proches situées à l'ouest, au nord et au nord-est de Dijon (Carte 8.4). Les cadres et les professions intermédiaires représentent plus de 50 % des acquéreurs dans l'agglomération bisontine et dans les communes de l'est de l'aire urbaine.

Carte 8.4 - Part des cadres et professions intermédiaires parmi les acquéreurs (1999-2003)



9. Effets réciproques du marché foncier et des services éducatifs et sanitaires

L'analyse des conséquences de la ségrégation urbaine et de l'évolution de l'offre locale de services publics sur le marché foncier (et donc sur les processus de localisation résidentielle) est effectuée en testant des modèles hédonistes visant à séparer les effets des équipements publics et de la ségrégation spatiale sur la variation des prix du logement et également d'en évaluer les effets en retour.

9.1. Modèle et méthode

Ayant pour objectif de mesurer les effets de la structure sociale locale et de la qualité des services éducatifs et sanitaires sur le marché foncier, nous cherchons à estimer une équation de la forme suivante :

$$p_{i,j,g} = p(Car_i, Soc_j, Coll_g, AuCar_j, \varepsilon_i)$$

où $p_{i,j,g}$ est le prix au mètre carré de la transaction immobilière du bien i localisée dans l'unité spatiale j et dans la zone scolaire de rattachement du collège public g , Car_i sont les caractéristiques du bien i , Soc_j sont les caractéristiques sociales de l'unité spatiale j en 1999, $Coll_g$ sont les caractéristiques du collège public de rattachement g , $AuCar_j$ sont les autres caractéristiques de l'unité spatiale j où est localisé le bien i , ε_i est un terme d'erreur aléatoire.

Les données sur les transactions foncières $p_{i,j,g}$ et Car_i sont tirées de la base PERVAL des notaires. Pour pouvoir déterminer le collège public g rattaché à la transaction i , nous avons géoréférencé les transactions c'est-à-dire que nous avons déterminé leurs coordonnées géographiques (Cf. Annexe F.1 pour la description du géoréférencement) pour les positionner sur les cartes scolaires des collèges des aires urbaines de Dijon et Besançon. Celles-ci sont disponibles dans l'Annexe F.2. Elles ont été établies à partir des informations fournies par le Grand Dijon, les inspections académiques de Côte-d'Or, du Jura, de Haute-Saône et le Conseil Général du Doubs.

Dans la base PERVAL, les caractéristiques du bien immobilier objet de la transaction ne sont pas toujours très bien renseignées. Il a donc fallu faire un arbitrage entre conserver un maximum d'observations et disposer d'un minimum de caractéristiques incontournables de ces biens dans l'explication de leur prix.

C'est pourquoi les variables explicatives ne sont pas systématiquement les mêmes pour chaque type de bien. En revanche, nous nous sommes contraints à prendre les mêmes variables explicatives pour les échantillons bisontins et dijonnais au sein d'une même catégorie de biens : maisons, appartements et terrains. Ceci pour pouvoir comparer les deux aires.

Pour que la comparaison soit plus directe, lorsque la variable explicative est qualitative, nous avons pris la même catégorie de référence. Là aussi la validité statistique impose que la catégorie de référence soit celle qui est la plus représentée dans l'échantillon.

Ci-dessous, nous listons les variables retenues pour caractériser le bien, la référence choisie suivie des variables associées conservées comme variables d'intérêt.

Pour les maisons :

- la situation du bien : avec périurbain comme catégorie de référence, les autres catégories étant ville centre ou banlieue ;
- la surface habitable ;
- l'année de la transaction ;

- l'existence de dépendances ;
- le type de négociation : avec « négociation par un professionnel » comme catégorie de référence, les deux autres catégories étant « négociation par un notaire » ou « négociation par un particulier » ;
- l'époque de construction : avec « époque 5 » correspondant aux années 1970-1980 comme catégorie de référence, les autres catégories étant « époque 1 » avant 1850, « époque 2 » de 1850 à 1913, « époque 3 » de 1914 à 1947, « époque 4 » de 1948 à 1969, « époque 6 » de 1981 à 1991, « époque 7 » logement non neuf construit après 1992, « époque 8 » logement neuf construit après 1992 ;
- le type de la maison : avec pavillon comme catégorie de référence, les autres catégories étant ferme, maison de maître, maison de ville/village, villa et divers (tour, moulin, maison rurale, chalet, ...) ;
- l'état du bien : avec « en bon état » comme catégorie de référence, les autres catégories étant « à rénover » ou « travaux à pourvoir ».

Pour les appartements :

- la situation du bien : avec ville centre comme catégorie de référence, les autres catégories étant banlieue ou périurbain ;
- la surface habitable ;
- l'année de la transaction ;
- le type de négociation : avec « négociation par un professionnel » comme catégorie de référence, les deux autres catégories étant « négociation par un notaire » ou « négociation par un particulier » ;
- l'époque de construction : avec « époque 4 » correspondant aux années 1948-1969 comme catégorie de référence, les autres catégories étant « époque 1 » avant 1850, « époque 2 » de 1850 à 1913, « époque 3 » de 1914 à 1947, « époque 5 » de 1970 à 1980, « époque 6 » de 1981 à 1991, « époque 7 » logement non neuf construit après 1992, « époque 8 » logement neuf construit après 1992 ;
- l'état du bien : avec « en bon état » comme catégorie de référence, les autres catégories étant « à rénover » ou « travaux à pourvoir ».

Pour les terrains :

- la situation du bien : avec périurbain comme catégorie de référence, les autres catégories étant ville centre ou banlieue ;
- la surface du terrain ;
- l'année de la transaction ;
- la zone du bien : avec « terrain périphérique » comme catégorie de référence, les autres catégories étant « terrain isolé » ou « terrain urbain ».

Soc_j , les caractéristiques sociales de l'unité spatiale j en 1999, sont mesurées à l'aide du rapport entre le nombre de cadres et le nombre d'ouvriers dans la zone de la transaction (définie à partir du découpage en triris ou regroupement de communes du cadrage national), à partir du Recensement de Population de 1999.

$Coll_g$, les caractéristiques du collège public de rattachement g , nous ont été transmises par la DEP, Ministère de l'Education Nationale et de la Recherche. Nous disposons principalement de trois informations sur les collèges susceptibles d'en évaluer la « qualité » ou tout le moins de jouer sur leur réputation : l'existence ou non de Sections Educatives Spécialisées (SES), la part des élèves de 6^{ième} ayant un an de retard ainsi que la répartition des élèves de 6^{ième} suivant la catégorie socioprofessionnelle de leur responsable légal.

$AuCar_j$, les autres caractéristiques de l'unité spatiale j , où est localisé le bien i , sont constituées par l'offre de services sanitaires et l'accessibilité aux équipements. L'offre de services sanitaires est mesurée par les densités de médecins généralistes, de chirurgiens-dentistes et de pharmacies. Nous avons géoréférencé les adresses postales des professionnels de santé exerçant à titre libéral en 2004 transmises par la DRASS. Les densités sont ensuite calculées en rapportant le nombre de professionnels de la zone à la population résidente. Pour prendre en compte les effets de voisinage, la zone est constituée par l'iris en infra-urbain ou la commune et par l'ensemble des zones contiguës (iris ou commune). Pour l'accessibilité

aux équipements, nous avons géoréférencé les postes, gymnases, piscines, collèges privés, hypermarchés et calculé la distance à vol d'oiseau de la transaction à l'équipement le plus proche.

Le prix au mètre carré d'un bien immobilier dépend des variables décrites précédemment mais certaines de ces variables peuvent également dépendre de l'état du marché foncier dans la zone considérée. C'est en particulier le cas de la structure sociale locale : le prix des transactions immobilières détermine directement la catégorie socioprofessionnelle des acheteurs et donc la structure sociale du quartier. C'est également potentiellement le cas pour les caractéristiques des collèges dont nous disposons : la structure sociale peut à son tour déterminer le nombre d'élèves ayant redoublé et l'existence d'une Section d'Education Spécialisée, ces dernières caractéristiques n'étant pas indépendantes de la catégorie socioprofessionnelle des parents.

Pour tester et éventuellement corriger ce biais d'endogénéité potentiel, nous utilisons la méthode des variables instrumentales (Cf. Encadré 9.1).

Encadré 9.1 : La méthode des variables instrumentales

Nous testons, en corrigeant l'endogénéité des variables à l'aide de la méthode des variables instrumentales, une équation des prix au mètre carré des transactions foncières par catégorie de bien, une équation de structure sociale de l'unité spatiale de base et une équation de « qualité » du collège public d'appartenance. Ces équations prennent la forme suivante :

$$C/O_{i(j)} = f_0 + f_1 Z_1 + \mu_j \quad (1)$$

$$Coll_{i(j)} = g_0 + g_1 Z_1 + \eta_j \quad (2)$$

$$p_i = a_0 + a X_i + b \overline{C/O_{i(j)}} + c \overline{Coll_{i(j)}} + d_2 Y_{i(j)} + \varepsilon_j \quad (3)$$

où p_i , $Coll_{i(j)}$ et $C/O_{i(j)}$ sont respectivement le prix au mètre carré de la transaction, les caractéristiques du collège de rattachement de la transaction foncière et le nombre de cadres rapporté au nombre d'ouvriers dans l'unité spatiale de base de la transaction. X_i est un vecteur de caractéristiques de la transaction i , $Y_{i(j)}$ un vecteur de caractéristiques de la zone de localisation de la transaction. Z_1 est le vecteur d'« instruments ».

ε_j , η_j et μ_j sont les termes d'erreur. Le choix des instruments est fondamental : ces variables doivent expliquer au mieux $Coll_{i(j)}$ et $C/O_{i(j)}$ sans être corrélées avec le terme d'erreur ε_j .

$\overline{C/O_{i(j)}}$ et $\overline{Coll_{i(j)}}$, sont la part des cadres sur ouvriers et les caractéristiques des collèges *instrumentés*, c'est à dire estimés à partir des régressions (1) et (2).

Le test de la statistique de Sargan permet de déterminer si le jeu « d'instruments », i.e. les variables exogènes dans les régression (1) et (2), sont valides. Le R^2 de première étape permet également d'évaluer le pouvoir explicatif de ces instruments sur les variables jugées endogènes.

La probabilité que le résidu de première étape soit significatif dans une régression de deuxième étape augmentée du résidu permet de tester si les variables supposées endogènes le sont vraiment. Si ce résidu a un effet significativement différent de zéro dans la régression augmentée, on conclut à l'endogénéité de la variable considérée.

Lorsque l'on conclut à la non endogénéité d'une variable, les régressions de deuxième étape présentées sont effectuées en n'instrumentant que les variables endogènes. Si aucune variable n'est endogène, la régression de deuxième étape sur les valeurs observées (et non instrumentées) estimée avec la méthode des Moindres Carrés Ordinaires suffit.

9.2. Résultats

Pour estimer le modèle décrit dans la section précédente, nous aurions pu mettre l'ensemble des variables. Cependant les méthodes d'estimation que nous mobilisons, qu'il s'agisse des Moindres Carrés Ordinaires ou des Variables Instrumentales, nécessite l'absence de colinéarité, c'est-à-dire de corrélation entre les variables explicatives du modèle. La question de la colinéarité est rentrée en ligne de compte dans le choix des variables de caractéristiques du collège public de rattachement et des autres caractéristiques de l'unité spatiale j . Nous avons, après tests de colinéarité, d'endogénéité, et de validité des instruments aboutis aux modèles et résultats présentés dans le Tableau 9.1 pour les maisons. Les variables pour lesquelles les tests ont permis de conclure à leur endogénéité sont en gras. Ce sont donc au final les seules à avoir été instrumentées.

Pour l'estimation du prix au mètre carré des maisons de l'aire urbaine de Dijon, toutes les variables caractérisant le bien objet de la transaction ont le signe de coefficients attendu lorsqu'il est significatif. De plus, ces derniers sont stables quelle que soit la méthode d'estimation. Ainsi, l'effet négatif de la surface habitable révèle un prix au mètre carré décroissant avec la taille du bien acheté. L'effet positif de l'année de transaction découle de l'inflation observée sur la période d'étude. L'existence de dépendances fait également croître le prix de la maison. Les maisons à rénover coûtent moins chères que celles avec travaux qui coûtent elles-mêmes moins chères que celles sans travaux. Les types de biens considérés jouent également de manière logique sur son prix.

En revanche, les époques de construction ont un effet non attendu : les biens les plus récents seraient moins chers que les biens datant des années 1970-1980. Ceci s'explique certainement par le fait que nous n'avons pas introduit la taille du terrain attenant (faute de renseignements suffisants). Nous n'avons également aucun renseignement sur l'appartenance éventuelle du bien à un lotissement. Les variables d'époque de construction peuvent en fait mesurer ces caractéristiques des biens que nous n'avons pas pu introduire : les maisons récentes disposent plus souvent d'un petit terrain et sont plus souvent localisées dans un lotissement.

Concernant la localisation, son effet est également contre intuitif : la référence étant la localisation dans le périurbain, les maisons localisées dans le pôle urbain de Dijon, que ce soit la ville centre ou la banlieue, apparaissent moins chères que celles localisées dans la couronne périurbaine. Là aussi, on peut envisager que ce soient les caractéristiques omises des biens qui expliquent ce résultat.

Les accès aux équipements ont quant à eux également des effets sur le prix des transactions concernant les maisons à Dijon, sauf la densité locale de médecins. La meilleure accessibilité aux dentistes et au collège privé le plus proche (coefficient négatif de la distance euclidienne) accroît le prix au mètre carré des maisons.

Concernant le cœur de notre question, à savoir l'impact de la qualité du collège de rattachement et de la structure sociale de la zone dans laquelle la maison est localisée, les résultats montrent tout l'intérêt de tester l'endogénéité de ces variables et de corriger le biais lié à cette endogénéité.

Pour les estimations faite à l'aide des MCO, la structure sociale locale a un effet positif très important sur le prix des maisons. Après tests, cette variable s'est avérée endogène, donc déterminée également par le prix des transactions. Mais même après correction de l'endogénéité, le coefficient attaché à cette variable reste élevé et significativement différent de zéro.

Pour les maisons sur l'aire urbaine de Dijon, le nombre de cadres rapporté au nombre d'ouvriers à proximité de ces maisons joue fortement sur leur prix et inversement. ***Pour ce type de bien, sur l'aire de Dijon, on a donc un effet boule de neige entre ségrégation sociale et marché foncier : la ségrégation sociale accroît le coût d'achat du logement et le coût d'achat du logement renforce la ségrégation.***

Pour ce qui concerne les caractéristiques du collège public de rattachement, elles se sont également avérées être endogènes, déterminées par le coût d'achat des maisons dans la zone de prérogative du collège. Lorsque cette endogénéité est corrigée, l'existence d'une section d'éducation spécialisée et la part d'enfants ayant un an de retard dans le collège ont un fort impact négatif et significatif sur le prix des

maisons dans leur zone de rattachement. *Là aussi il y a un effet cumulatif : le coût d'achat des maisons dépend des caractéristiques du collège de rattachement et ces dernières dépendent fortement du coût du foncier local. La qualité du collège ou tout du moins sa réputation peuvent donc renforcer le processus de ségrégation qui passe par le marché foncier des maisons dijonnaises.*

Tableau 9.1 - Résultats des estimations sur le prix au mètre carré des transactions de maisons

	DIJON				BESANCON			
	MCO		VI ⁽¹⁾		MCO		VI ⁽¹⁾	
	Paramètre	t-value	Paramètre	t-value	Paramètre	t-value	Paramètre	t-value
Constante	1455,725***	(31,26)	1479,632***	(29,93)	1020,489***	(10,96)	1006,370***	(10,78)
Ville Centre	-101,174**	(-2,41)	-78,634*	(-1,84)	120,843***	(3,32)	121,277***	(3,33)
Banlieue	-71,329***	(-3,93)	-58,947***	(-3,16)	7,777	(0,23)	4,886	(0,14)
Surface habitable	-2,727***	(-15,76)	-2,729***	(-15,63)	-2,652***	(-12,79)	-2,651***	(-12,78)
Année de transaction	66,438***	(25,20)	66,105***	(24,95)	66,971***	(11,59)	67,005***	(11,60)
Exist. dépendances	40,482**	(2,58)	38,844**	(2,46)	65,190***	(2,84)	64,612***	(2,81)
Négo. par notaire	-44,824*	(-1,81)	-37,237	(-1,49)	24,538	(1,02)	-23,232	(-1,25)
Négo. par particulier	-56,948***	(-4,97)	-58,508***	(-5,08)	-22,883	(-1,23)	24,564	(1,02)
Epoq_const1	-191,464***	(-4,00)	-202,768***	(-4,21)	-87,246*	(-1,70)	-87,468*	(-1,71)
Epoq_const2	-88,314*	(-1,95)	-93,716**	(-2,05)	-113,900**	(-2,21)	-113,987**	(-2,22)
Epoq_const3	-30,432	(-0,65)	-35,891	(-0,76)	-104,542**	(-2,18)	-104,951**	(-2,19)
Epoq_const4	-30,074*	(-1,94)	-28,579*	(-1,84)	-83,679***	(-3,09)	-82,675***	(-3,05)
Epoq_const6	17,630	(1,30)	18,289	(1,34)	-4,266	(-0,17)	-3,874	(-0,16)
Epoq_const7	-65,359***	(-3,91)	-64,755***	(-3,85)	-34,546	(-1,15)	-35,226	(-1,17)
Epoq_const8	-154,894***	(-3,03)	-158,280***	(-3,08)	-121,496***	(-2,89)	-121,879***	(-2,90)
Divers	-221,781***	(-3,83)	-223,018***	(-3,83)	-128,382***	(-2,79)	-127,77***	(-2,78)
Ferme	-9,408	(-0,11)	-3,219	(-0,04)	-48,925	(-0,65)	-47,985	(-0,64)
Maison de maître	478,805***	(5,41)	494,299***	(5,55)	348,439**	(2,48)	347,448**	(2,47)
Maison de ville	-91,084**	(-2,24)	-86,564**	(-2,12)	-164,066***	(-3,88)	-164,280***	(-3,88)
Villa	150,744***	(7,41)	151,590***	(7,38)	222,588***	(6,19)	222,590***	(6,19)
A rénover	-246,825***	(-8,08)	-251,722***	(-8,20)	-349,713***	(-9,93)	-350,064***	(-9,94)
Travaux	-81,598***	(-5,14)	-81,751***	(-5,13)	-151,512***	(-6,19)	-151,579***	(-6,20)
Dist. vo poste	-0,004	(-1,00)	-0,00424	(-0,99)	0,001	(0,16)	0,002	(0,19)
Dist. vo collège privé	-0,015***	(-8,30)	-0,013***	(-6,18)	-0,018***	(-7,15)	-0,018***	(-7,25)
Densité médecins	-16,806	(-1,01)	-11,245	(-0,67)	-6,998	(-0,41)	-9,399	(-0,55)
Densité dentistes	62,034**	(2,52)	72,228***	(2,89)	62,785	(1,59)	69,075*	(1,74)
Cadres/ouvriers	85,803***	(9,20)	76,427***	(6,43)	12,031	(0,27)	8,825	(0,20)
SES collège public	-51,749***	(-3,91)	-94,516***	(-5,09)	-22,083	(-0,85)	-38,160	(-1,41)
Part 6 ^{ème} 1 an retard	595,311***	(-4,45)	-767,840***	(-5,21)	589,696	(1,58)	696,797*	(1,85)
R ² ajusté	0,467		0,461		0,484		0,484	
Nbre d'observations	1857		1857		1039		1039	
R ² de 1 ^{ère} étape	—		Cadres/ouvriers 0,763 SES collège 0,674 6 ^{ème} 1 an retard 0,883		—		SES collège 0,957	
Test de Sargan	—		pvalue 0,276		—		pvalue 0,396	
Test d'exogénéité (pvalue)	—		Cadres/ouvriers 0,0874 SES collège 0,0043 6 ^{ème} 1 an retard 0,0017		—		SES collège 0,0298	

* : significatif à 10 % ; ** : 5 % ; *** : 1 %

(1) Liste des instruments utilisés : nombre d'élèves de 6^{ème} ayant un parent cadre / nombre d'élèves de 6^{ème} ayant un parent ouvrier, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est agriculteur, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est artisan, commerçant ou chef d'entreprise, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est cadre, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est professeur ou assimilé, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent exerce une profession intermédiaire, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est instituteur, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est employé, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est ouvrier, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est retraité.

Pour l'aire urbaine de Besançon, les choses sont assez différentes ; si les coefficients associés aux caractéristiques propres des maisons jouent de la même façon sur leur prix qu'à Dijon à quelques exceptions près (la négociation par un particulier, par exemple, n'y fait pas baisser le prix par rapport à un professionnel), les variables de localisation et de structure sociale jouent différemment.

En effet, le prix des maisons localisées dans la ville centre de Besançon est significativement plus élevé que lorsqu'elles sont localisées dans la couronne périurbaine. Mais surtout, la structure sociale de la zone dans laquelle est implantée la maison achetée ne joue aucun rôle sur le prix de cette maison, puisque son coefficient n'est absolument pas significatif. Le nombre de cadres sur ouvriers n'est en outre pas endogène. ***Ainsi les caractéristiques sociales de l'environnement ne jouent aucun rôle dans le fonctionnement du marché foncier des maisons, dans l'aire urbaine de Besançon.***

Pour les collèges, l'existence d'une section d'éducation spécialisée est endogène à l'état du marché foncier local mais n'a pas d'effet sur le prix des maisons dans sa zone de rattachement, lorsque cette endogénéité est corrigée. ***Les caractéristiques du collège local n'ont donc pas d'effet sur les prix des transactions des maisons à Besançon, et si elles en ont un il va dans le sens inverse de celui d'un renforcement de la ségrégation*** (coefficient du nombre d'élèves de 6^{ième} ayant redoublé une fois positif mais très légèrement significatif).

Sur le marché des maisons, il existe donc un processus cumulatif de ségrégation sociale passant à la fois par le marché foncier et la qualité du collège sur l'aire urbaine de Dijon. Ce processus est inexistant sur l'aire urbaine de Besançon.

Pour les appartements (Tableau 9.2), qu'il s'agisse des résultats des estimations du prix au mètre carré sur l'aire de Dijon ou de Besançon, les caractéristiques de ces biens jouent dans le sens attendu : année de transaction, époque de construction, rénovation et travaux à prévoir. Contrairement aux maisons, il n'y a pas d'effet de la surface habitable des appartements sur leur prix au mètre carré.

Les variables de localisation ont également l'impact attendu : effet négatif de la localisation en banlieue et encore plus fort en zone périurbaine par rapport à une localisation dans la ville centre dans l'aire de Dijon et effet positif dans la localisation en banlieue à Besançon.

La densité locale de dentistes a, à nouveau, un impact positif sur le prix des appartements, dans les deux aires. La distance à vol d'oiseau au bureau de poste le plus proche a, en revanche, l'effet opposé de celui attendu : elle diminue le prix des appartements dans les deux aires. Il en est de même pour la distance à l'hypermarché le plus proche dans l'aire urbaine de Besançon.

La distance au collège privé le plus proche diminue de manière logique le prix des appartements dans les deux aires lorsque les biais d'endogénéité sont corrigés.

Concernant les variables d'intérêt, les deux aires se différencient à nouveau. Alors qu'à Dijon et sa couronne, la variable de structure sociale est endogène et joue positivement sur le prix des appartements lorsque cette endogénéité est corrigée, dans l'aire de Besançon la correction de cette endogénéité également avérée conduit à un coefficient négatif du nombre de cadres rapporté au nombre d'ouvriers sur le prix des appartements. ***Ainsi, on aboutit au même constat sur le marché des appartements que sur celui des maisons : il y a un fort processus cumulatif de ségrégation sociale passant par le marché foncier dans l'aire de Dijon qui n'apparaît pas à Besançon.***

Pour les caractéristiques du collège public de rattachement, les résultats sont assez différents de ceux obtenus sur le marché des maisons. Dans l'aire de Dijon, l'existence d'une section spécialisée et le nombre d'élèves ayant un an de retard sont également endogènes, mais alors que le nombre d'élèves en retard d'un an a un effet négatif sur le prix des appartements, l'existence d'une SES a un effet positif sur ce prix, même si ce coefficient est plus faible et moins significatif après correction du biais d'endogénéité. Dans l'aire de Besançon, ces caractéristiques du collège de rattachement ne sont pas endogènes mais ont le même effet sur le prix des appartements que dans l'aire de Dijon.

Ainsi pour le marché des appartements, il n'y a pas de processus cumulatif entre caractéristiques du collège et prix de ces mêmes appartements dans l'aire de Besançon, alors que c'est le cas dans l'aire de Dijon. Dans les deux aires, l'existence d'une SES dans le collège public de rattachement ne semble pas avoir d'effet répulsif dans les choix d'achat d'appartements, au contraire du nombre d'élèves en retard d'un an en 6^{ème}.

Tableau 9.2 - Résultats des estimations sur le prix au mètre carré des transactions d'appartements

	DIJON				BESANCON			
	MCO		VI ⁽²⁾		MCO		VI ⁽³⁾	
	Paramètre	t-value	Paramètre	t-value	Paramètre	t-value	Paramètre	t-value
Constante	615,364***	(20,51)	753,427***	(15,65)	459,633***	(9,42)	577,312***	(9,41)
Périurbain	-190,850***	(-3,31)	-67,266	(-0,95)	-61,162	(-1,20)	-125,675**	(-2,25)
Banlieue	-79,839***	(-6,74)	-50,593***	(-2,84)	108,318**	(2,38)	103,688**	(2,22)
Surface habitable	0,134	(1,16)	0,172	(1,43)	-0,197	(-1,30)	-0,185	(-1,19)
Année de transaction	83,768***	(48,58)	84,162***	(48,31)	49,074***	(16,33)	48,750***	(15,82)
Négo. par notaire	-24,476	(-1,55)	-24,072	(-1,51)	-10,867	(-0,63)	-10,671	(-0,60)
Négo. par particulier	-25,172***	(-3,70)	-25,704***	(-3,75)	12,806	(1,38)	17,006*	(1,78)
Epoq_const1	97,621***	(6,82)	116,904***	(7,79)	24,487	(1,10)	121,450***	(3,27)
Epoq_const2	82,924***	(6,92)	92,479***	(7,60)	34,537	(1,54)	72,658***	(2,83)
Epoq_const3	56,309***	(4,66)	63,871***	(5,20)	-6,151	(-0,32)	18,148	(0,87)
Epoq_const5	80,428***	(9,66)	80,570***	(9,58)	131,867***	(10,12)	127,973***	(9,55)
Epoq_const6	268,596***	(26,24)	277,174***	(26,31)	187,172***	(12,91)	209,866***	(12,82)
Epoq_const7	456,314***	(30,68)	457,089***	(30,46)	442,268***	(20,91)	450,893***	(20,66)
Epoq_const8	401,784***	(25,49)	407,542***	(25,29)	409,762***	(-11,75)	406,722***	(22,70)
A rénover	-287,573***	(-18,73)	-288,299***	(-18,63)	-252,967***	(-11,75)	-259,812***	(-11,73)
Travaux	-155,581***	(-18,85)	-156,867***	(-18,84)	-146,996***	(-11,02)	-137,118***	(-9,80)
Dist. vo poste	0,031***	(2,95)	0,039***	(3,52)	0,033***	(2,59)	0,045***	(3,36)
Dist. vo collège privé	-0,001	(-0,38)	-0,016***	(-2,74)	-0,055***	(-9,72)	-0,057***	(-9,82)
Dist vo hypermarché	0,001	(0,20)	-0,003	(-0,60)	0,067***	(11,98)	0,074***	(12,14)
Densité dentistes	23,268***	(5,08)	25,484***	(4,42)	79,791***	(5,94)	163,248***	(5,68)
Cadres/ouvriers	100,071***	(15,53)	44,784**	(2,18)	10,717	(0,85)	-142,777***	(-2,96)
SES collège public	61,668***	(9,17)	22,426**	(2,07)	65,161***	(4,41)	56,208***	(3,66)
Part 6 ^{ème} 1 an retard	1244,539***	(-15,88)	-1543,77***	(-9,72)	-447,541***	(-3,01)	-901,954***	(-4,39)
R ² ajusté	0,494		0,479		0,416		0,405	
Nbre d'observations	7746		7746		2982		2982	
R ² de 1 ^{ère} étape	—		Cadres/ouvriers	0,604	—		SES collège	0,704
			SES collège	0,582				
			6 ^{ème} 1 an retard	0,784				
Test de Sargan	—		pvalue	0,625	—		pvalue	0,384
Test d'exogénéité (pvalue)	—		Cadres/ouvriers	0,008	—		SES collège	0,0007
			SES collège	<10 ⁻³				
			6 ^{ème} 1 an retard	<10 ⁻³				

* : significatif à 10 % ; ** : 5 % ; *** : 1 %

(2) **Liste des instruments utilisés** : nombre de divisions dans le collège, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est agriculteur, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est artisan, commerçant ou chef d'entreprise, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est instituteur, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est retraité.

(3) **Liste des instruments utilisés** : nombre d'élèves de 6^{ème} ayant un parent cadre / nombre d'élèves de 6^{ème} ayant pour parent un ouvrier, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est cadre, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est employé, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est ouvrier, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est retraité, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est sans activité ou chômeur.

Les résultats des estimations sur les terrains constructibles (Tableau 9.3) sont identiques à ceux des appartements sur l'aire de Dijon pour les variables de structure sociale locale et de caractéristiques du collège de rattachement.

En revanche, sur l'aire de Besançon, le nombre de cadres sur le nombre d'ouvriers, qui est endogène, a cette fois un effet positif sur le prix au mètre carré des terrains. Le nombre d'élèves de 6^{ème} ayant un an de retard est également endogène mais n'a plus d'effet sur le prix au mètre carré des terrains constructibles quand le biais d'endogénéité est corrigé.

Au final, l'ensemble de ces résultats convergent assez fortement vers le constat d'un effet cumulatif important entre structure sociale locale, marché foncier et qualité ou réputation du collège de rattachement sur l'aire de Dijon. Processus cumulatif qui apparaît complètement absent pour le lien structure sociale - marché foncier (excepté celui des terrains) et qui semble également absent pour le lien avec qualité ou réputation du collège sur l'aire de Besançon.

Tableau 9.3 - Résultats des estimations sur le prix au mètre carré des transactions de terrains nus

	DIJON				BESANCON			
	MCO		VI ⁽⁴⁾		MCO		VI ⁽⁵⁾	
	Paramètre	t-value	Paramètre	t-value	Paramètre	t-value	Paramètre	t-value
Constante	70,717***	(16,61)	70,614***	(16,02)	11,172*	(1,94)	-19,253	(-1,63)
Ville centre	-8,001	(-1,14)	-7,625	(-1,08)	17,029***	(7,59)	11,714***	(4,16)
Banlieue	10,352***	(5,29)	9,676***	(4,89)	-0,244	(-0,12)	-9,874**	(-2,32)
Surface terrain	-0,010***	(-11,18)	-0,010***	(-11,23)	-0,002***	(-8,12)	-0,002***	(-8,04)
Année de transaction	3,712***	(15,47)	3,752***	(15,55)	1,963***	(3,49)	1,929***	(3,26)
Terrain isolé	-3,281	(-1,34)	-3,299	(-1,34)	-8,295***	(-6,96)	-8,049***	(-6,46)
Terrain urbain	-0,274	(-0,29)	-0,496	(-0,53)	-4,445***	(-3,95)	-4,377***	(-3,73)
Dist. vo poste	-0,002***	(-4,17)	-0,002***	(-4,43)	-0,001***	(-2,61)	-0,001	(-1,58)
Dist. vo collège privé	-0,002***	(-13,38)	-0,002***	(-12,58)	-0,001***	(-5,95)	-0,001*	(-1,83)
Densité dentistes	24,136***	(10,33)	23,407***	(9,85)	-1,350	(-0,50)	-1,287	(-0,44)
Densité pharmaciens	-42,376***	(-8,98)	-43,554***	(-9,18)	3,079	(1,09)	3,220	(1,03)
Densité médecins	3,701**	(12,94)	3,550**	(2,35)	0,854	(0,72)	2,578*	(1,91)
Cadres/ouvriers	12,665***	(12,94)	13,972***	(11,21)	17,814***	(4,19)	47,774***	(3,03)
SES collège public	2,938**	(2,21)	4,756***	(3,20)	4,726***	(2,68)	141,686***	(4,15)
Part 6 ^{ème} 1 an retard	-52,243***	(-4,35)	-52,251***	(-4,18)	61,962***	(2,75)	2,638	(1,24)
R ² ajusté	0,772		0,768		0,506		0,486	
Nbre d'observations	894		894		840		840	
R ² de 1 ^{ère} étape	—		Cadres/ouvriers	0,783	—		Cadres/ouvriers	0,695
			SES collège	0,911			6 ^{ème} 1 an retard	0,745
			6 ^{ème} 1 an retard	0,970				
Test de Sargan	—		pvalue	0,545	—		pvalue	0,194
Test d'exogénéité (pvalue)	—		Cadres/ouvriers	0,0060	—		Cadres/ouvriers	0,0476
			SES collège	0,0007			6 ^{ème} 1 an retard	0,0011
			6 ^{ème} 1 an retard	0,0002				

* : significatif à 10 % ; ** : 5 % ; *** : 1 %

(4) Liste des instruments utilisés : distance à vol d'oiseau du lieu de la transaction à l'hypermarché le plus proche, nombre de divisions dans le collège, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est agriculteur, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est artisan, commerçant ou chef d'entreprise, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est instituteur, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est cadre, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est professeur ou assimilé, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent exerce une profession intermédiaire.

(5) Liste des instruments utilisés : distance à vol d'oiseau du lieu de la transaction à l'hypermarché le plus proche, nombre de divisions dans le collège, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est agriculteur, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est artisan, commerçant ou chef d'entreprise, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est instituteur, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent est professeur ou assimilé, part d'élèves en 6^{ème} dont le parent exerce une profession intermédiaire.

10. Conclusion

L'objectif principal de cette recherche était d'appréhender les liens entre ségrégation et périurbanisation et le rôle joué par les services éducatifs et sanitaires dans les mécanismes à l'œuvre. Pour cela, nous avons tout d'abord effectué une analyse de ces phénomènes à l'échelle des aires urbaines françaises avant d'approfondir l'analyse sur les aires urbaines de Dijon et Besançon.

Après la construction d'un découpage spécifique permettant d'utiliser les exploitations au quart des recensements de population de 1990 et 1999, nous nous sommes attachés à mesurer la ségrégation sociale au sein des aires urbaines françaises.

L'indicateur de ségrégation retenu est calculé à partir des catégories socioprofessionnelles et oppose les ouvriers et/ou les employés aux cadres. Le travail en catégories socioprofessionnelles permet de ventiler les retraités dans chacune des catégories. L'indicateur peut donc être calculé avec ou sans les retraités.

Des préliminaires méthodologiques ont permis de vérifier la validité du découpage utilisé et donc la pertinence de travailler à partir des catégories socioprofessionnelles. En effet, dans les recensements de population, on dispose d'une variable de « position professionnelle » auto déclarative disponible à l'exhaustif. Grâce à un ensemble de procédures, on a pu confirmer que cette variable n'est pas fiable contrairement aux catégories socioprofessionnelles et que notre découpage était nécessaire et pertinent.

De manière générale, la ségrégation a augmenté entre 1990 et 1999, pour toutes les oppositions considérées, avec ou sans les retraités. La prise en compte des retraités dans l'indice de ségrégation le rend moins élevé, en statique. De même, la ségrégation est beaucoup moins forte pour l'opposition cadres/employés que pour l'opposition cadres/ouvriers. L'évolution de la ségrégation est également faible, même si elle est majoritairement croissante. Contrairement aux résultats en coupe, la prise en compte des retraités fait évoluer plus fortement la ségrégation.

Ainsi, la ségrégation au sein des grandes aires urbaines françaises tend à croître. Elle croît d'autant plus que l'on considère les effets générationnels à travers la prise en compte des retraités, laissant présager une tendance longue.

La part de ségrégation intra zones dans l'indice global de ségrégation est très élevée (supérieure à 80 % de la ségrégation totale) et est plus forte pour le découpage pôle urbain/périurbain que pour le découpage ville-centre/banlieue/périurbain, conduisant à supposer que le tri spatial le plus important s'est effectué au sein des pôles urbains, même s'il existe également au sein des espaces périurbains.

Ainsi, le tri spatial s'observe essentiellement au sein des grandes catégories d'espace considérées, en particulier les pôles urbains, et touche plus fortement les classes s'opposant radicalement. Les retraités jouent toujours un rôle non négligeable dans ce tri spatial.

Si on s'intéresse aux phénomènes de périurbanisation par classe sociale, comme facteur explicatif de cette ségrégation urbaine pas forcément très importante mais en croissance, les résultats sont assez instructifs. La ségrégation dans les aires urbaines en 1990 était expliquée par la taille de l'aire urbaine (population à cette date), les flux des cadres à l'intérieur du pôle urbain et les flux des professions intermédiaires du pôle vers le périurbain, entre 1982 et 1990. En 1999, la ségrégation au sein des aires urbaines s'explique toujours par leur taille mais aussi par les flux de périurbanisation des cadres.

Ainsi, en début de période, la ségrégation urbaine s'explique essentiellement par le tri spatial dû au mouvement de cadres au sein du pôle urbain et par la périurbanisation des professions intermédiaires. Alors qu'en 1999, c'est le mouvement de périurbanisation des cadres qui est déterminant, montrant un déplacement, en termes de classe sociale, des flux de périurbanisation explicatifs de la ségrégation.

Si maintenant on se concentre sur la ségrégation au sein des seuls pôles, en 1990, elle était expliquée par la taille de l'aire, les flux des cadres et de professions intermédiaires à l'intérieur de la banlieue et du pôle vers le périurbain. La ségrégation dans les pôles en 1999 s'explique par la taille de l'aire (population en 1999) et les flux de périurbanisation des cadres et professions intermédiaires.

Les flux internes à chaque pôle expliquaient le niveau de ségrégation atteint dans ces pôles en 1990 alors que ces mêmes flux ne sont plus explicatifs en 1999. A cette date, ce sont les départs vers le périurbain des classes intermédiaires et des cadres qui expliquent le phénomène de ségrégation urbaine, corroborant ainsi notre hypothèse de travail.

A partir des emplois des services administrés, des secteurs éducatifs et sanitaires et sociaux, disponibles dans les recensements de population de 1990 et 1999, nous avons calculé des coefficients de Gini spatialisés, pondérés par la population des zones. On a pu ainsi étudier la concentration de ces services, au regard de la population concernée, et son évolution. On montre que les services éducatifs se sont concentrés dans les pôles urbains alors que les services sanitaires et sociaux ont eu tendance à se déconcentrer, et cela plus que proportionnellement à la population.

Au regard de l'ensemble des résultats obtenus à partir de la mesure de la concentration des services d'éducation et de santé, on peut conclure que la déconcentration observée entre 1990 et 1999 des services sanitaires et sociaux se fait en faveur des zones périurbaines, surtout s'il y a forte périurbanisation des cadres, au risque de défavoriser les pôles urbains. Les services éducatifs suivent, quant à eux, une logique de forte reconcentration en dehors de toute logique de suivi de population.

Ce cadrage national met donc en évidence des grandes tendances générales d'accroissement de la ségrégation dû en particulier au mouvement de périurbanisation. ***Cependant nos deux études locales ont permis d'affiner le rôle des services de proximité dans le processus et d'introduire les mécanismes passant par le marché foncier.***

Si les aires urbaines choisies, Besançon et Dijon, apparaissent à première vue assez identiques (taille de population équivalente, structures sectorielles et sociales peu différentes), leur niveau et leur évolution de ségrégation diffèrent fortement. En effet, alors qu'à Dijon la ségrégation sociale est largement au-dessus de la moyenne nationale dès 1990, à Besançon la ségrégation est plus faible mais croît plus rapidement qu'à Dijon entre 1990 et 1999.

Sur le marché foncier dijonnais, les prix des biens est, en outre, plus élevé en niveau et connaît un accroissement plus élevé sur la période récente, que celui de l'aire de Besançon.

En termes de mécanismes à l'œuvre sur ces deux aires, là aussi la différence est remarquable. ***A Dijon, on observe un processus cumulatif important entre capitalisation foncière de la structure sociale et ségrégation sociale. Dans l'aire dijonnaise, les caractéristiques du collège public de rattachement ont également un effet non négligeable sur les prix des transactions foncières et réciproquement. En revanche, à Besançon, cet effet boule de neige n'apparaît pas et le collège de rattachement ne semble pas influencer le marché foncier.***

Cette forte différenciation entre les deux aires est certainement le résultat d'une histoire socio-économique différente mais aussi peut-être de politiques locales, tant dans la sphère foncière qu'éducative. Ces facteurs explicatifs restent à explorer.

Annexe A. Bases de données et définitions des variables

A.1. Les variables issues des Recensements de Population

A.1.1. Définition des *Catégories Socioprofessionnelles* et des *Positions Professionnelles* dans les RP 1990 et 1999

Catégorie Socioprofessionnelle en 1999 et 1990 :

cs11 :	Agriculteurs sur petite exploitation
cs12 :	Agriculteurs sur moyenne exploitation
cs13 :	Agriculteurs sur grande exploitation
cs21 :	Artisans
cs22 :	Commerçants et assimilés
cs23 :	Chefs d'entreprise de 10 salariés ou plus
cs31 :	Professions libérales
cs33 :	Cadres de la fonction publique
cs34 :	Professeurs, professions scientifiques
cs35 :	Professions de l'information, des arts et des spectacles
cs37 :	Cadres administratifs et commerciaux d'entreprise
cs38 :	Ingénieurs, cadres techniques d'entreprise
cs42 :	Instituteurs et assimilés
cs43 :	Professions intermédiaires de la santé et du travail social
cs44 :	Clergé, religieux
cs45 :	Professions intermédiaires administratives de la fonction publique
cs46 :	Professions intermédiaires administratives et commerciales des entreprises
cs47 :	Techniciens
cs48 :	Contremaîtres, agents de maîtrise
cs52 :	Employés civils, agents de service de la fonction publique
cs53 :	Policiers et militaires
cs54 :	Employés administratifs d'entreprise
cs55 :	Employés de commerce
cs56 :	Personnels des services directs aux particuliers
cs62 :	Ouvriers qualifiés de type industriel
cs63 :	Ouvriers qualifiés de type artisanal
cs64 :	Chauffeurs
cs65 :	Ouvriers qualifiés de la manutention, du magasinage et du transport
cs67 :	Ouvriers non qualifiés de type industriel
cs68 :	Ouvriers non qualifiés de type artisanal
cs69 :	Ouvriers agricoles
cs71 :	Anciens agriculteurs exploitants
cs72 :	Anciens artisans, commerçants, chefs d'entreprise
cs74 :	Anciens cadres
cs75 :	Anciennes professions intermédiaires
cs77 :	Anciens employés
cs78 :	Anciens ouvriers
cs81 :	Chômeurs n'ayant jamais travaillé
cs83 :	Militaires du contingent
cs84 :	Elèves, étudiants de 15 ans ou plus
cs85 :	Autres inactifs de moins de 60 ans
cs86 :	Autres inactifs de 60 ans ou plus

Position professionnelle en 1999 :

Salariés :

- P1A : Position professionnelle non précisée
- P1B : Manœuvre, ouvrier spécialisé (OS1 à OS3, etc)
- P1C : Ouvrier qualifié ou très qualifié (P1 à P3, TA, OQ, OQH, etc)
- P1D : Agent de service, aide soignant, employé de maison
- P1E : Employé de commerce, employé de bureau, personnel administratif de catégorie C ou D de la fonction publique
- P1F : Agent de maîtrise dirigeant des ouvriers, maîtrise administrative, commerciale, informatique
- P1G : Agent de maîtrise dirigeant des techniciens ou d'autres agents de maîtrise
- P1H : Technicien, dessinateur, VRP
- P1I : Instituteur, infirmier, travailleur social, technicien médical, personnel de catégorie B de la fonction publique
- P1J : Ingénieur, cadre d'entreprise
- P1K : Personnel de catégorie A de la fonction publique

Non salariés :

- P21 : Indépendant
- P22 : Employeur
- P23 : Aide familial

Position professionnelle en 1990 :

Salariés :

- P10 : Position professionnelle non précisée
- P11 : Manœuvre ou ouvrier spécialisé
- P12 : Ouvrier qualifié ou hautement qualifié
- P13 : Agent de maîtrise dirigeant des ouvriers, maîtrise administrative ou commerciale
- P14 : Agent de maîtrise dirigeant des techniciens ou d'autres agents de maîtrise
- P15 : Technicien, dessinateur, VRP (non cadre)
- P16 : Instituteur, assistant social, infirmier, personnel de catégorie B de la fonction publique
- P17 : Ingénieur, cadre
- P18 : Professeur, personnel de catégorie A de la fonction publique
- P19 : Employé de bureau, employé de commerce, agent de service, aide soignant, gardienne d'enfants, personnel de catégorie C, D de la fonction publique

Non salariés :

- P21 : Indépendant ou employeur
- P22 : Aide familial

A.1.2. Regroupements effectués à partir des *Catégories Socioprofessionnelles* et des *Positions Professionnelles*

A partir des Catégories Socioprofessionnelles :

Cadres sans retraités : cs31 Professions libérales + cs33 Cadres de la fonction publique + cs34 : Professeurs, professions scientifiques + cs35 Professions de l'information, des arts et des spectacles + cs37 Cadres administratifs et commerciaux d'entreprise + cs38 Ingénieurs, cadres techniques d'entreprise

Cadres avec retraités : Cadres sans retraités + cs74 Anciens cadres

Ouvriers sans retraités : cs62 Ouvriers qualifiés de type industriel + cs63 Ouvriers qualifiés de type artisanal + cs64 Chauffeurs + cs65 Ouvriers qualifiés de la manutention, du magasinage et du transport + cs67 Ouvriers non qualifiés de type industriel + cs68 Ouvriers non qualifiés de type artisanal + cs69 Ouvriers agricoles

Ouvriers avec retraités : Ouvriers sans retraités + cs78 Anciens ouvriers

Employés sans retraités : cs52 Employés civils, agents de service de la fonction publique + cs53 Policiers et militaires + cs54 Employés administratifs d'entreprise + cs55 Employés de commerce + cs56 Personnels des services directs aux particuliers

Employés avec retraités : Employés sans retraités + cs77 Anciens employés

A partir des Positions Professionnelles en 1999 :

Cadres sans retraités : P1J Ingénieur, cadre d'entreprise + P1K Personnel de catégorie A de la fonction publique

Ouvriers sans retraités : P1B Manœuvre, ouvrier spécialisé (OS1 à OS3, etc) + P1C Ouvrier qualifié ou très qualifié (P1 à P3, TA, OQ, OQH, etc)

Employés sans retraités : P1D Agent de service, aide soignant, employé de maison + P1E Employé de commerce, employé de bureau, personnel administratif de catégorie C ou D de la fonction publique

A partir des Positions Professionnelles en 1990 :

Cadres sans retraités : P17 Ingénieur, cadre + P18 Professeur, personnel de catégorie A de la fonction publique

Ouvriers sans retraités : P11 Manœuvre ou ouvrier spécialisé + P12 Ouvrier qualifié ou hautement qualifié

Employés sans retraités : P19 Employé de bureau, employé de commerce, agent de service, aide soignant, gardienne d'enfants, personnel de catégorie C, D de la fonction publique

A.1.3. Emplois dans les services administrés

A partir des RP au 1/4, on peut également ventiler les emplois par secteur, à l'échelle communale. Cela permet d'évaluer en particulier le nombre d'emplois dans les secteurs de l'éducation (secteur Q1 de la NES36) et de la santé et action sociale (secteur Q2 de la NES36).

En travaillant sur les RP de 1990 et 1999, se pose le problème de la correspondance des nomenclatures sectorielles. En effet, en 1993, la nomenclature d'activités française (NAF) s'est substituée à la nomenclature d'activité et de produits (NAP) mise en place en 1974. L'activité économique est donc codée en NAP au RP de 1990 et en NAF au RP de 1999.

L'INSEE a reconstitué les données communales de 1990 en Nomenclature Economique de Synthèse (NES). Les secteurs définis dans cette nomenclature correspondent directement à des agglomérats de secteurs présents dans la NAF. Ainsi, la correspondance entre NES et NAF est directe. En revanche la correspondance entre NES et NAP ne l'est pas et l'INSEE a donc mis en œuvre une démarche complexe de ventilation des emplois sectoriels par commune à partir de la structure départementale de ces emplois. Pour certains secteurs, les biais peuvent être non négligeables, si les définitions des secteurs en NES sont très éloignées de celles en NAP.

Pour les secteurs qui nous intéressent, le secteur Q1 (Education) de la NES 36 est constitué à partir de l'ensemble des codes NAP suivants :

NAP	Nombre d'emplois en 1990
82 Enseignement (services marchands)	90 188
9034 Ecoles militaires	14 028
92 Enseignement (services non marchands)	1 468 789

Pour l'éducation, la concordance entre la NES 36 et la NAP est donc parfaite.

Le secteur Q2 (Santé, Action Sociale) de la NES 36 est constitué de l'ensemble des codes NAP suivants :

NAP	Nombre d'emplois en 1990
84 Santé (services marchands) hors 8407 (autres instituts pour la santé)	1 403 221
85 Action sociale (services marchands)	434 696
9035 Service de santé militaire	3 336
94 Santé (services non marchands)	4 616
95 Action sociale (services non marchands)	206 860

et d'une partie des codes NAP suivants :

NAP	Nombre d'emplois en 1990
8707 Services personnels divers	14 513
9023 Etablissements d'éducation surveillée	4 700

Pour ce secteur, il peut donc y avoir un biais dans la ventilation communale des emplois des secteurs 8707 et 9023 en NAP. Mais ces emplois ne représentent pas 1 % du total du secteur. Nous considérons donc que ce biais est négligeable.

Cependant, rappelons que ces variables n'étant disponibles que dans les RP au ¼ et à l'échelle des communes (et non des Iris), elles nécessitent de travailler sur des communes ou regroupements de communes peuplées de plus de 4 000 habitants.

A.2. Echelles et découpages spatiaux

A.2.1. Zonages INSEE

Les zonages de base que nous mobilisons sont établis par l'INSEE.

A.2.1.1. Le Zonage en Aires Urbaines et en aires d'emplois de l'espace rural (ZAUER)

Dès 1996 et dans le cadre de l'exploitation du recensement de 1990, l'INSEE a proposé une révision des concepts permettant de définir les contours des espaces périurbains, notamment. Une première typologie (le Zonage en aires urbaines, le ZAU) a été proposée à cette occasion ; elle a été revue en 2002, suite au recensement de 1999. Elle s'appuie, d'une part, sur la délimitation des unités urbaines à partir de laquelle elle repère, parmi elles, des pôles urbains (ainsi que des pôles d'emplois de l'espace rural) par un critère de nombre d'emplois et, d'autre part, sur les déplacements domicile-travail de façon à repérer les zones d'influence de ces pôles. Ainsi, l'espace national est divisé en deux grandes catégories, elles-mêmes découpées en sous catégories :

* *Espace à dominante urbaine*

- **Aires urbaines**

- **Pôles urbains** (354 pôles représentant 3 100 communes) : Unités urbaines (agglomérations) comptant 5 000 emplois ou plus.
- **Couronnes périurbaines** (10 808 communes) : Communes (ou unités urbaines) dont 40 % ou plus des actifs résidents travaillent hors de la commune (ou de l'unité urbaine) mais dans l'aire urbaine.
 - **Communes multipolarisées** (4 122 communes) : Communes (ou unités urbaines) dont 40 % ou plus des actifs résidents travaillent dans plusieurs aires urbaines, sans atteindre ce seuil avec une seule d'entre elles.

* *Espace à dominante rurale*

- **Aires d'emploi de l'espace rural**

- **Pôles d'emploi de l'espace rural** (525 pôles représentant 973 communes) : Communes (ou unités urbaines) n'appartenant pas à l'espace à dominante urbaine comptant 1 500 emplois ou plus.
- **Couronnes des pôles d'emploi de l'espace rural** (832 communes) : Communes (ou unités urbaines) n'appartenant pas à l'espace à dominante urbaine dont 40 % ou plus des actifs résidents travaillent hors de la commune (ou de l'unité urbaine) mais dans l'aire d'emploi de l'espace rural.
 - **Autres communes de l'espace à dominante rurale** (16 730 communes) : Communes (ou unités urbaines) n'appartenant ni à l'espace à dominante urbaine ni à une aire d'emploi de l'espace rural.

A.2.1.2. Iris et Triris

Le zonage en Iris-2 000 (pour 2 000 habitants) a remplacé l'ancien zonage en « quartiers » de taille trop importante (5 000 habitants) et donc trop hétérogène. Ce zonage a été élaboré pour toutes les communes de plus de 5 000 habitants. Le seuil de 2 000 habitants a été retenu en concertation avec la CNIL pour respecter le secret statistique, ainsi la taille des IRIS varie de 1 800 à 4 000 habitants, sauf dans certaines zones d'activités dont le nombre de salariés est au moins cinq fois supérieur à la population et pour des parties communales peu habitées et atteignant une centaine d'hectares. Les délimitations de ces IRIS ont été déterminées en concertation avec les mairies et prennent en compte les contraintes de taille, d'homogénéité du bâti, du nombre de salariés et les limites physiques.

Un Triris résulte du regroupement de trois Iris contigus. La relative homogénéité sociale observée au sein de chaque Iris n'est plus respectée à l'échelle des Triris.

Les Iris étant constitué sur la base du RP de 1999, la possibilité de reconstituer les variables caractérisant ces Iris pour le RP 1990 n'est pas assurée. Pour certaines communes, pourtant irisées, il n'a pas été possible de reconstituer ces variables en 1990 et elles sont donc traitées comme des communes non irisées.

A.2.2. Zonage spécifique à l'étude

L'objectif de la mise en œuvre de ce découpage est exclusivement de pouvoir utiliser les RP au ¼ et donc de disposer de zones qui regroupent plus de 4 000 habitants et respecte le ZAU. La mobilisation du découpage élaboré par N. Tabard (2002) a dans un premier temps été envisagée. Malheureusement ce dernier ne respecte pas les contours du ZAU. De plus, les quartiers peuvent être constitués par un ensemble de communes non contiguës.

Nous avons donc élaboré un découpage propre à partir des Triris et communes qui respecte ces critères tout en introduisant un degré de compacité des agrégats et en maximisant leur nombre dans chaque catégorie spatiale et pour chaque aire, et donc le nombre d'observations de base.

Dans un premier temps, un algorithme a permis de traiter de manière systématique chaque aire urbaine. L'algorithme est appliqué distinctement sur chaque catégorie d'espace (urbain ou périurbain) selon les principes suivants : la commune ou le Triris de chaque catégorie d'espace (urbain ou périurbain) est agrégé à la commune ou au Triris contigu qui a la plus longue frontière commune (et supérieure à 5 % de son périmètre pour limiter l'effet « serpent »). La même règle est ensuite appliquée à l'agrégat ainsi formé et son voisin, jusqu'à ce que la population de l'agrégat dépasse 4 000 habitants. Une fois les agrégats constitués de cette manière, un deuxième passage permet de fusionner les agrégats isolés dont la population est inférieure à 4 000 habitants, selon le même critère de longueur de la frontière commune.

Au final, certains agrégats n'ayant aucune contiguïté ont été fusionnés manuellement aux agrégats les plus proches. D'autres reprises manuelles ont été effectuées, afin de maximiser le nombre d'agrégats et leur compacité.

Les indices de ségrégation (cf. 2.3 du Cadrage National) nécessitant au moins deux unités de base par catégorie spatiale (urbain – périurbain) pour être calculés, au final à partir de notre découpage, nous n'avons retenu que 163 aires urbaines (parmi les plus grandes) pour notre étude.

Ces 163 aires urbaines, dont la liste suit, comportent 14 335 communes et Triris, à partir desquelles 5 504 zones ont été construites. 3 623 sont constituées d'une seule commune ou d'un seul Triris, elles ont entre 4 000 et 40 000 habitants et une population moyenne de 8 000 habitants. 1 881 zones regroupent 10 712 communes et/ou Triris et elles comportent entre 3 500 habitants et 22 000 habitants et ont une population moyenne de 6 000 habitants. Parmi ces zones, 143 réunissent un Triris avec une ou plusieurs communes.

Chaque zone est constituée en moyenne de 4 communes et/ou Triris et au maximum de 40. Elles comprennent en moyenne 7 327 habitants.

Pour les villes de Royan, Vienne, Gap, Périgueux, Saumur, et Fécamp, le seuil de 4 000 habitants n'a pas été respecté dans l'espace périurbain, afin d'obtenir au moins deux unités spatiales. Le nombre d'habitants minimum y est cependant de 3 706.

A.3. Liste des 163 aires urbaines de l'étude (code INSEE et nom)

Lorsqu'au sein des pôles urbains, on distingue ville centre et banlieue, la même règle de minimum deux observations par catégorie d'espace doit s'appliquer et dans ce cas le nombre d'aires urbaines sur lesquelles on peut travailler se restreint à 98. Dans la liste précédente, ces 98 aires urbaines de découpage « ville centre – banlieue – périurbain » sont indiquées en gras.

001	Paris	056	Niort	117	Soissons
002	Lyon	057	Calais	119	Castres
003	Marseille-Aix-en-Provence	058	Béziers	122	Lannion
004	Lille	059	Arras	123	Cambrai
005	Toulouse	060	Bourges	125	Montélimar
006	Nice	061	Saint-Brieuc	126	Moulins
007	Bordeaux	062	Quimper	127	Dreux
008	Nantes	063	Vannes	128	Aurillac
009	Strasbourg	064	Cherbourg	129	Sens
010	Toulon	065	Maubeuge	130	Saint-Dizier
011	Douai-Lens	066	Blois	131	Mont-de-Marsan
012	Rennes	067	Colmar	132	Lons-le-Saunier
013	Rouen	068	Tarbes	134	Vienne
014	Grenoble	069	Compiègne	136	Saintes
015	Montpellier	070	Charleville-Mézières	139	Dax
016	Metz	071	Belfort	140	Saint-Lô
017	Nancy	072	Roanne	141	Rochefort
018	Clermont-Ferrand	073	Forbach	142	Saumur
019	Valenciennes	074	Saint-Quentin	144	Saint-Dié
020	Tours	075	Laval	146	Vesoul
021	Caen	076	Bourg-en-Bresse	147	Lisieux
022	Orléans	077	Beauvais	150	Gap
023	Angers	078	Nevers	151	Cognac
024	Dijon	080	Roche-sur-Yon	156	Sarreguemines
025	Saint-Étienne	081	Évreux	157	Oyonnax
026	Brest	082	Agen	159	Royan
027	Havre	083	Saint-Omer	161	Aubenas
028	Mans	084	Périgueux	164	Fougères
029	Reims	085	Châteauroux	165	Dole
030	Avignon	086	Épinal	166	Annonay
031	Mulhouse	087	Alès	171	Cahors
032	Amiens	088	Brive-la-Gaillarde	175	Chaumont
033	Béthune	089	Mâcon	176	Morlaix
034	Dunkerque	090	Elbeuf	177	Auch
035	Perpignan	091	Albi	178	Beaune
036	Limoges	092	Auxerre	181	Verdun
037	Besançon	095	Bâle(CH)-Saint-Louis	182	Vitry-le-François
038	Nîmes	096	Carcassonne	183	Flers
039	Pau	097	Dieppe	185	Vendôme
040	Bayonne	098	Vichy	186	Dinan
041	Genève(CH)-Annemasse	099	Châlons-en-Champagne	187	Bar-le-Duc
042	Poitiers	100	Montluçon	188	Eu
043	Annecy	102	Bastia	189	Château-Thierry
044	Lorient	103	Montauban	191	Sarrebour
045	Montbéliard	104	Cholet	196	Fécamp
046	Troyes	105	Bergerac	198	Tulle
047	Saint-Nazaire	106	Narbonne	200	Granville
048	Rochelle	107	Saint-Malo	204	Romorantin-Lanthenay
049	Valence	108	Thonon-les-Bains	209	Issoire
050	Thionville	109	Châtellerauld	212	Autun
051	Angoulême	111	Montargis	221	Saint-Gaudens
052	Boulogne-sur-Mer	113	Puy-en-Velay	224	Mayenne
053	Chambéry	114	Romans-sur-Isère	227	Fontenay-le-Comte
054	Chalon-sur-Saône	115	Rodez		
055	Chartres	116	Alençon		

Annexe B. Résultats détaillés des préliminaires méthodologiques

B.1. Compléments concernant l'effet du découpage sur la mesure de la ségrégation

B.1.1. Calcul des écarts des indices sur les deux découpages, pour les 3 oppositions de Positions Professionnelles, sur les pôles urbains et les aires urbaines.

Pour chaque opposition sociale et sur les trois niveaux d'agrégation proposés (aires urbaines, pôles urbains et couronnes périurbaines), on a calculé l'écart entre les valeurs d'indice de dissimilarité obtenues pour les deux découpages retenus (communes-triris ; découpage d'étude). Ces écarts sont répartis selon les six classes suivantes :

- Classe 1 : écart $< 0,001$,
- Classe 2 : écart $\in [0,001, 0,005[$,
- Classe 3 : écart $\in [0,005, 0,01[$,
- Classe 4 : écart $\in [0,01, 0,05[$,
- Classe 5 : écart $\in [0,05, 0,1[$,
- Classe 6 : écart $\geq 0,1$.

Les Graphiques B.1 à B.3 présentent les diagrammes résultant de cette analyse des écarts. Il y apparaît clairement que, si les écarts sont très faibles lorsque l'analyse est menée à l'échelle des pôles urbains (même s'ils deviennent un peu plus importants quand on s'intéresse à l'opposition cadres *versus* ouvriers-employés), ils sont un peu plus importants quand on élargit l'analyse aux aires urbaines et deviennent très conséquents quand on focalise l'attention sur les seules couronnes périurbaines.

Une analyse des écarts les plus importants (ie, le nombre de cas classés en catégorie 6 de la répartition) confirme cette analyse. Le Tableau B.1 montre en effet que, tant en 1990 qu'en 1999, le nombre de pôles urbains et d'aires urbaines dans cette classe 6 est très faible alors que celui-ci devient important pour les couronnes périurbaines, allant jusqu'à 65 couronnes périurbaines sur 163 pour lesquelles l'écart entre les deux indices dépasse 0,1.

On a aussi identifié les aires urbaines pour lesquelles au moins un des trois écarts est supérieur à 0,1. Pour les pôles urbains, il y en a 6, pour les aires urbaines, il y en a 4, alors qu'il y a 82 couronnes périurbaines concernées (soit 50,31% d'entre elles).

Tableau B.1 – Part des aires urbaines, pôles urbains et couronnes périurbaines pour lesquelles les écarts entre indices de dissimilarité calculés selon les deux découpages sont supérieurs à 0,1

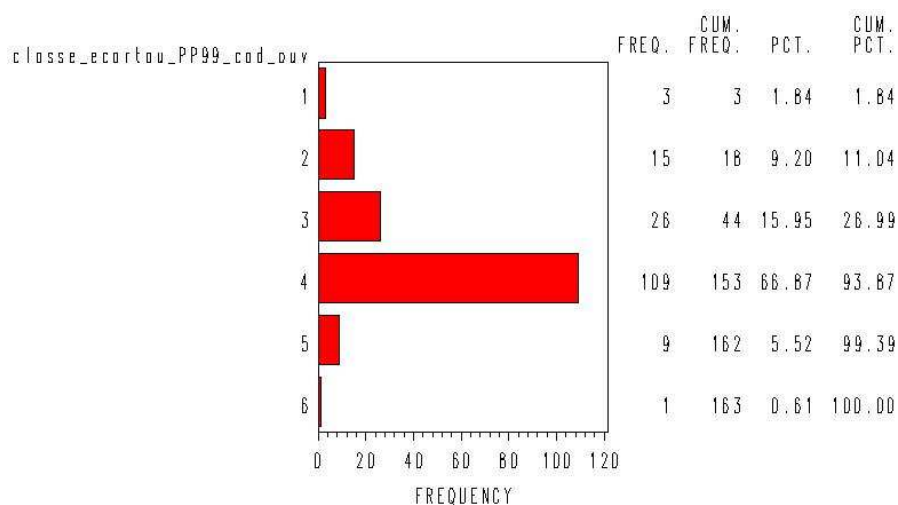
Opposition	Année	Aire urbaine	Pôle urbain	Périurbain
cadres <i>vs</i> ouvriers	1999	0,61 (1 aire sur 163)	0,61 (1 sur 163)	27,61 (45 sur 163)
	1990	1,23 (2 sur 163)	0 (0 sur 163)	39,88 (65 sur 163)
cadres <i>vs</i> employés	1999	0 (0 sur 163)	0 (0 sur 163)	19,63 (32 sur 163)
	1990	0 (0 sur 163)	0 (0 sur 163)	31,90 (52 sur 163)
cadres <i>vs</i> ouvriers-employés	1999	0,61 (1 sur 163)	3,07 (5 sur 163)	9,20 (15 sur 163)
	1990	0,61 (1 sur 163)	1,23 (2 sur 163)	4,91 (8 sur 163)

* variable utilisée : Positions professionnelles

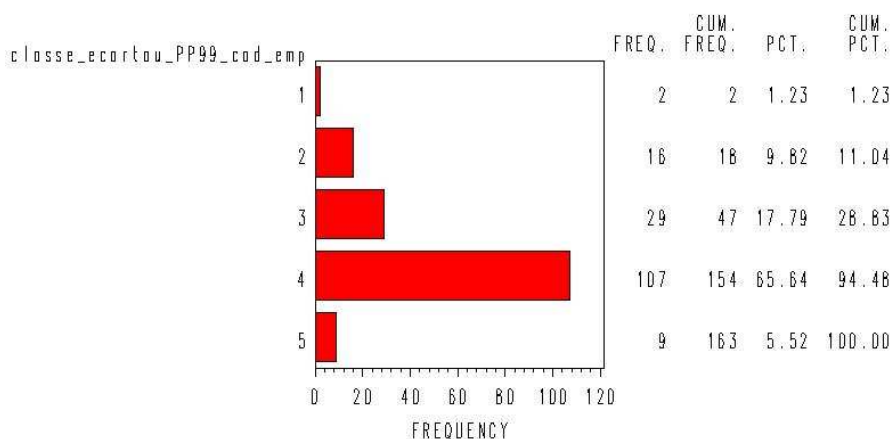
Source : INSEE, Recensements de la population de 1990 et 1999 à l'exhaustif

Graphique B.1 – Répartition des aires urbaines selon la valeur de l'écart des indices de dissimilarité 1999 entre les deux découpages (communes-triris / découpage d'étude)

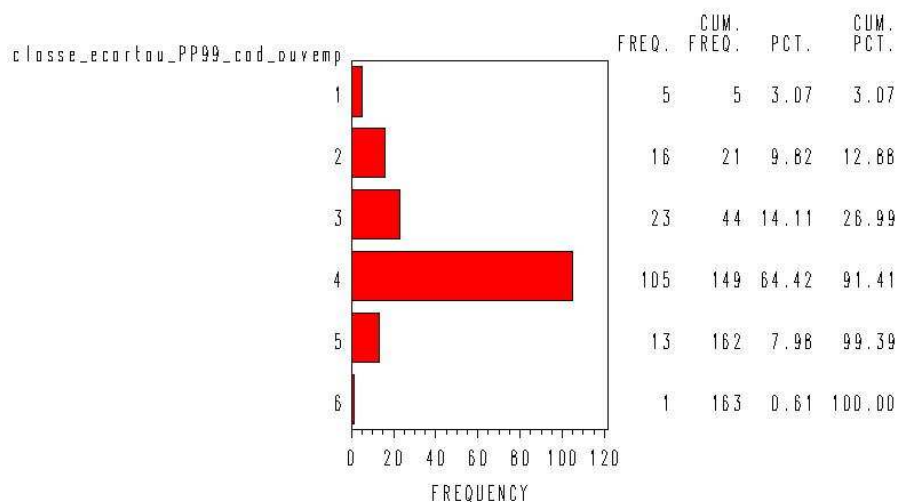
a. cadres vs ouvriers



b. cadres vs employés

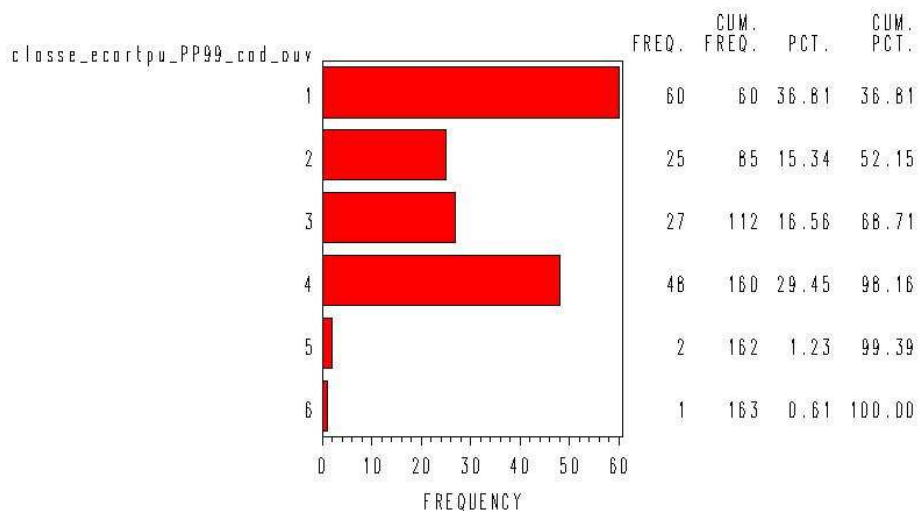


c. cadres vs ouvriers-employés

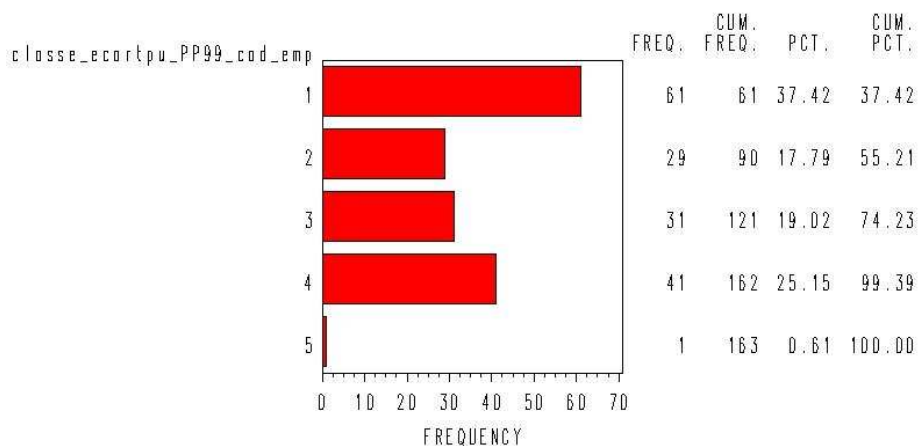


Graphique B.2 – Répartition des pôles urbains selon la valeur de l'écart des indices de dissimilarité 1999 entre les deux découpages (communes-triris / découpage d'étude)

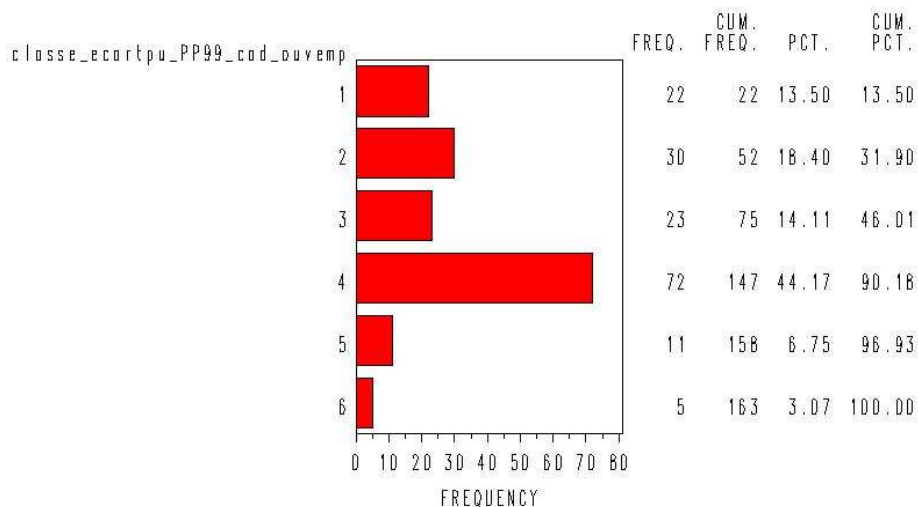
a. cadres vs ouvriers



b. cadres vs employés

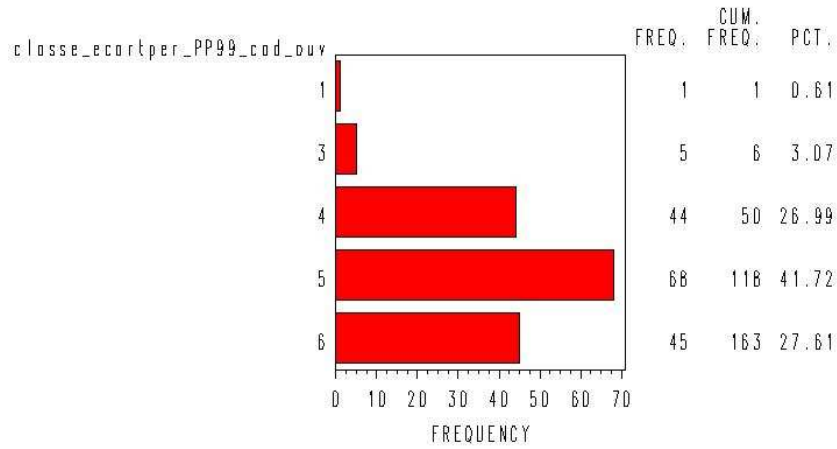


c. cadres vs ouvriers-employés

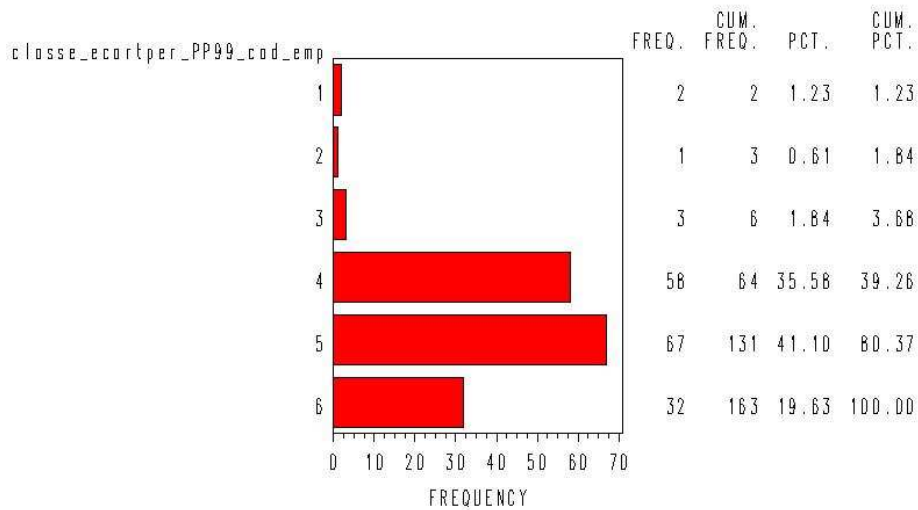


Graphique B.3 – Répartition des couronnes périurbaines selon la valeur de l'écart des indices de dissimilarité 1999 entre les deux découpages (communes-triris / découpage d'étude)

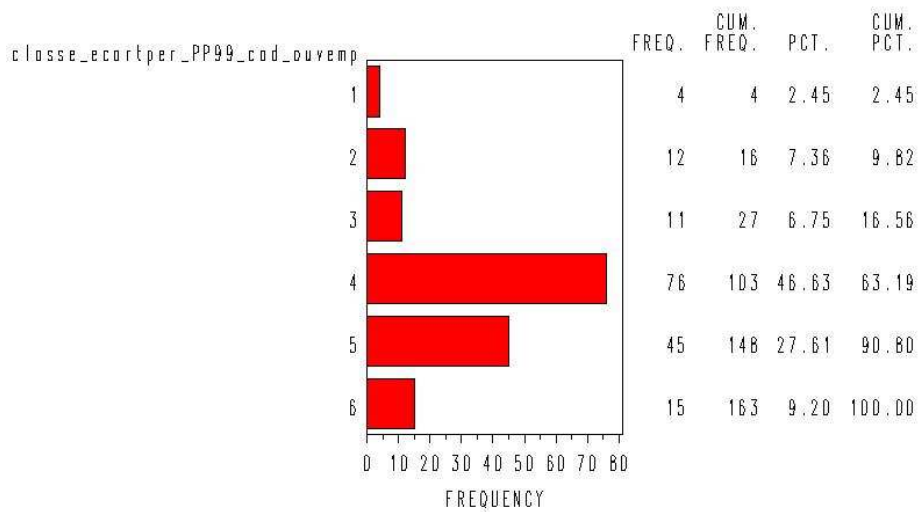
a. cadres vs ouvriers



b. cadres vs employés



c. cadres vs ouvriers-employés



B.1.2. Evolution 90-99 des indices sur les deux découpages, pour les 3 oppositions de PP, sur les aires urbaines, pôles urbains et couronnes périurbaines

On note ΔI_{puca} le quotient entre l'indice calculé en 1999 et l'indice calculé en 1990 à partir de notre découpage et ΔI_{ct} le quotient entre l'indice calculé en 1999 et l'indice calculé en 1990 à partir des communes-triris. Ensuite, on calcule les écarts d'évolution : $Evol_2 = \Delta I_{puca} - \Delta I_{ct}$, dont le signe permet de savoir si l'évolution s'est faite dans le même sens pour les deux découpages et la valeur absolue de mesurer si la « force » de l'évolution a été la même pour les deux découpages.

Le Tableau B.2 permet de visualiser la part des aires urbaines, pôles urbains et couronnes périurbaines pour lesquelles les deux indices évoluent entre 1990 et 1999 dans le même sens. La différence de sens d'évolution est le plus souvent très faible ; elle est cependant importante pour les couronnes périurbaines, notamment lorsque l'on s'intéresse à l'opposition cadres *versus* ouvriers-employés.

Tableau B.2 – Part des aires urbaines, pôles urbains et couronnes périurbaines où les évolutions des indices de dissimilarité calculés selon les deux découpages vont dans le même sens

Opposition	Pôle urbain	Aire urbaine	Périurbain
Cadres vs ouvriers	96,94	95,70	67,48
	76,69 (décroissance)	77,30 (décroissance)	52,76 (décroissance)
	20,25 (croissance)	18,40 (croissance)	14,72 (croissance)
Cadres vs employés	94,48	72,82	73,62
	68,10 (décroissance)	68,71 (décroissance)	60,12 (décroissance)
	26,38 (croissance)	14,11 (croissance)	13,50 (croissance)
Cadres vs ouvriers-employés	84,05	76,08	26,38
	71,17 (décroissance)	60,74 (décroissance)	12,88 (décroissance)
	12,88 (croissance)	15,34 (croissance)	13,50 (croissance)

De son côté, le Tableau B.3 présente la part (et le nombre) d'aires urbaines, pôles urbains et couronnes périurbaines pour lesquelles l'écart d'évolution entre 1990 et 1999 d'indices de dissimilarité selon les deux découpages excède les 10 %. Là encore, les résultats obtenus avec les deux découpages sont cohérents pour les aires urbaines et les pôles urbains, les écarts devenant beaucoup plus conséquents pour les couronnes périurbaines allant jusqu'à près de 90 % de couronnes périurbaines pour lesquelles l'écart est supérieur à 10 % dans le cas de l'opposition cadres *versus* ouvriers-employés.

Tableau B.3 – Part des aires urbaines, pôles urbains et couronnes périurbaines dont les évolutions 90-99 d'indices de dissimilarité se différencient de plus de 10 % entre les deux découpages

Opposition	Pôles urbains	Aires urbaines	Périurbain
Cadres vs ouvriers	11,04%	11,04%	49,69%
	(18 aires sur 163)	(18 sur 163)	(81 sur 163)
Cadres vs employés	18,40%	22,09%	62,58%
	(30 sur 163)	(36 sur 163)	(102 sur 163)
Cadres vs ouvriers-employés	29,45%	45,40%	84,05%
	(48 sur 163)	(74 sur 163)	(137 sur 163)

B.1.3. Corrélations entre les évolutions 90-99 des indices de dissimilarité calculés sur le découpage d'étude et ceux calculés sur les communes-triris.

On a, pour finir, examiné les corrélations entre les taux d'évolution des indices de dissimilarité calculés, d'une part, avec le découpage communes-triris et, d'autre part, avec notre découpage d'étude. Les résultats en sont reportés au Tableau B.4.

Ainsi, les corrélations sont fortes pour les aires urbaines pour l'opposition cadres vs ouvriers, moyennes pour les aires urbaines pour les oppositions cadres vs employés et cadres vs ouvriers-employés et les pôles urbains pour toutes les oppositions et faibles pour les couronnes périurbaines dans l'opposition cadres vs employés. Elles sont finalement non significatives pour les couronnes périurbaines dans les cas d'opposition cadres vs ouvriers et cadres vs ouvriers-employés.

L'ensemble de ces résultats va donc dans le sens d'une solide cohérence des résultats obtenus avec notre découpage d'étude comparativement à ce que l'on obtiendrait avec le découpage, plus fin, en communes et triris dans les cas d'une analyse de la ségrégation au sein des pôles urbains et des aires urbaines. En revanche, cette cohérence est nettement moins assurée, pour ne pas dire inexistante, lorsque l'analyse se limite aux seules couronnes périurbaines.

Tableau B.4 – Coefficients de corrélation entre les évolutions 90-99 des indices de dissimilarité calculés selon les deux découpages

	Evolutions 90-99 des indices
Agrégation en aires urbaines :	
Cadres vs ouvriers	0,870
Cadres vs employés	0,745
Cadres vs ouvriers-employés	0,580
Agrégation en pôles urbains :	
Cadres vs ouvriers	0,735
Cadres vs employés	0,661
Cadres vs ouvriers-employés	0,672
Agrégation en couronnes périurbaines :	
Cadres vs ouvriers	0,038 ^{NS}
Cadres vs employés	0,514
Cadres vs ouvriers-employés	0,078 ^{NS}

* variable utilisée : Positions professionnelles

** toutes corrélations significatives au seuil de 1 % sauf ^{NS}

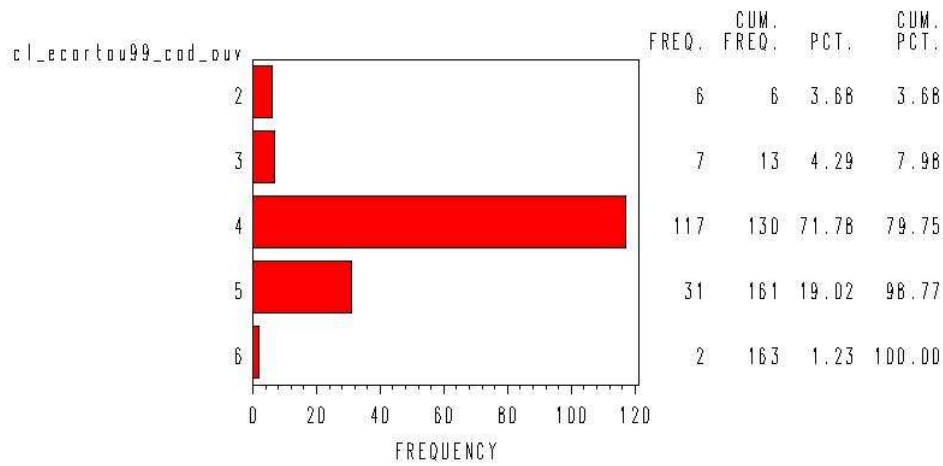
Source : INSEE, Recensements de la population de 1990 et 1999 à l'exhaustif

B.2. Calcul des écarts d'indices obtenus avec les variables Positions professionnelles et Catégorie Sociales

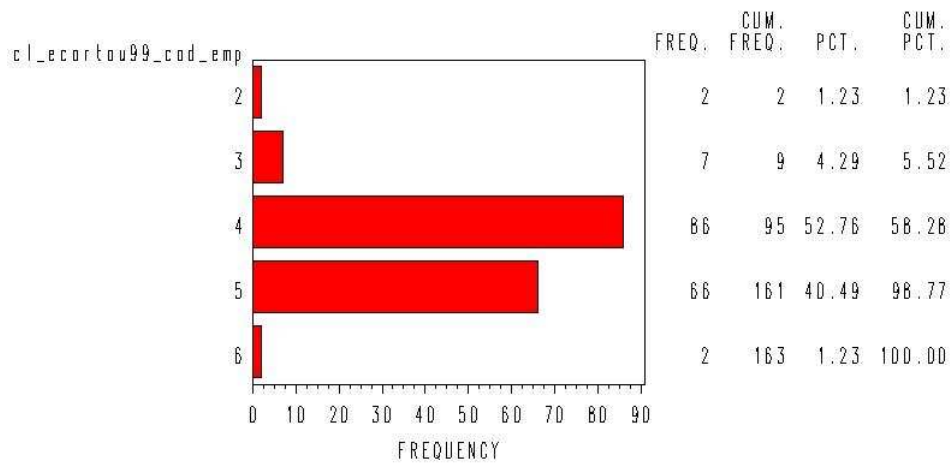
On a, comme dans l'analyse précédente, classé les aires urbaines, pôles urbains et couronnes périurbaines selon 6 catégories d'écart entre les indices de dissimilarité obtenus à l'aide de chacune des deux variables, à découpage identique. Les résultats en sont présentés dans les Graphiques B.4 à B.6. Cette approche complémentaire confirme l'existence d'écarts marqués entre analyse de la ségrégation *via* les PP et *via* les CS.

Graphique B.4 – Répartition des aires urbaines selon la valeur de l'écart des indices de dissimilarité 1999 calculés avec CS et PP

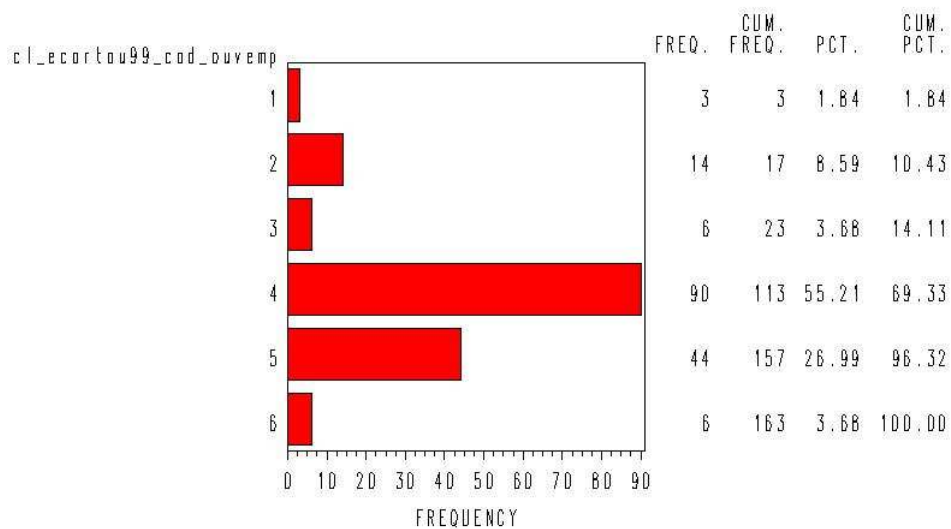
a. cadres vs ouvriers



b. cadres vs employés

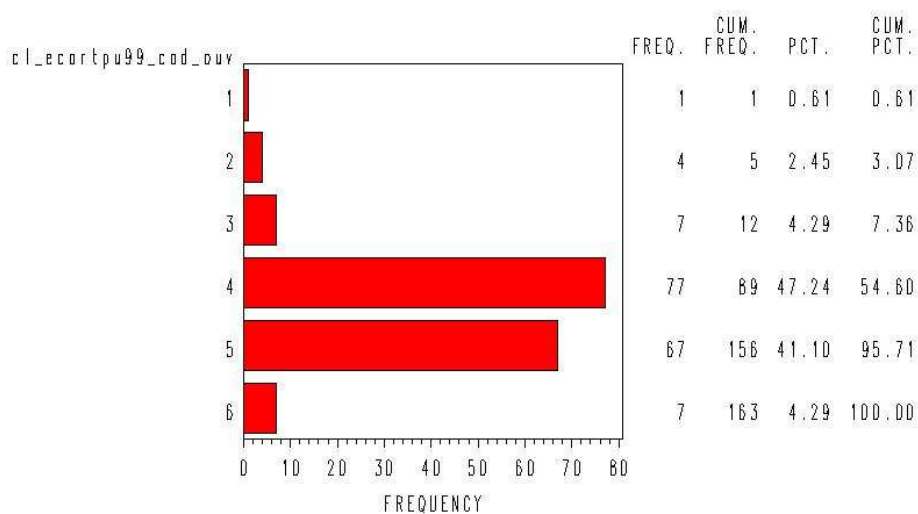


c. cadres vs ouvriers-employés

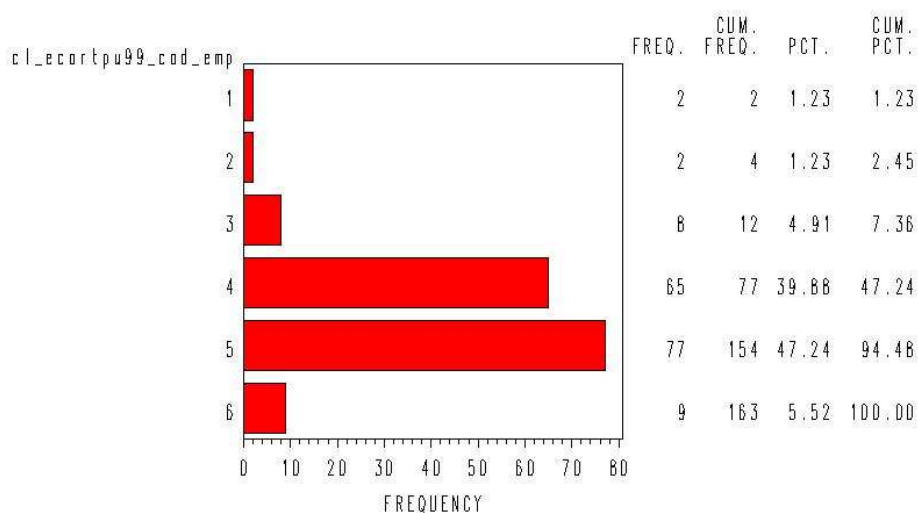


Graphique B.5 – Répartition des pôles urbains selon la valeur de l'écart des indices de dissimilarité 1999 calculés avec CS et PP

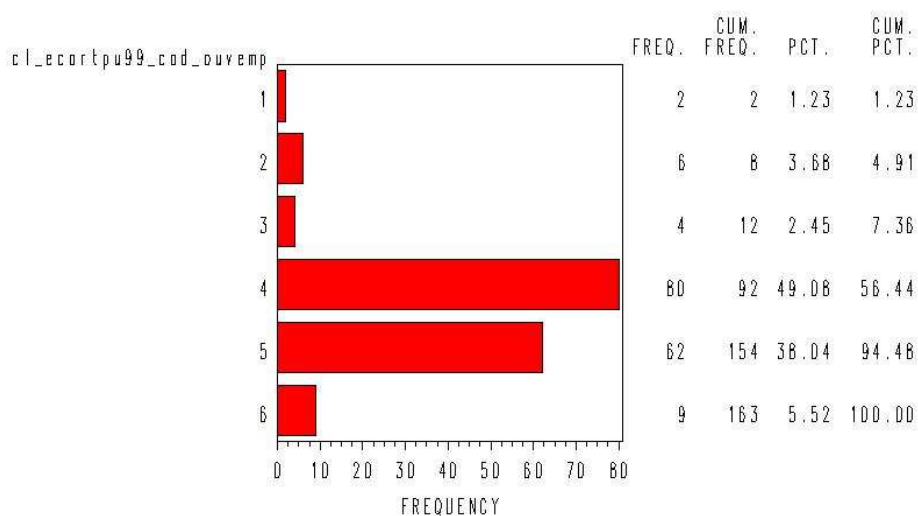
a. cadres vs ouvriers



b. cadres vs employés

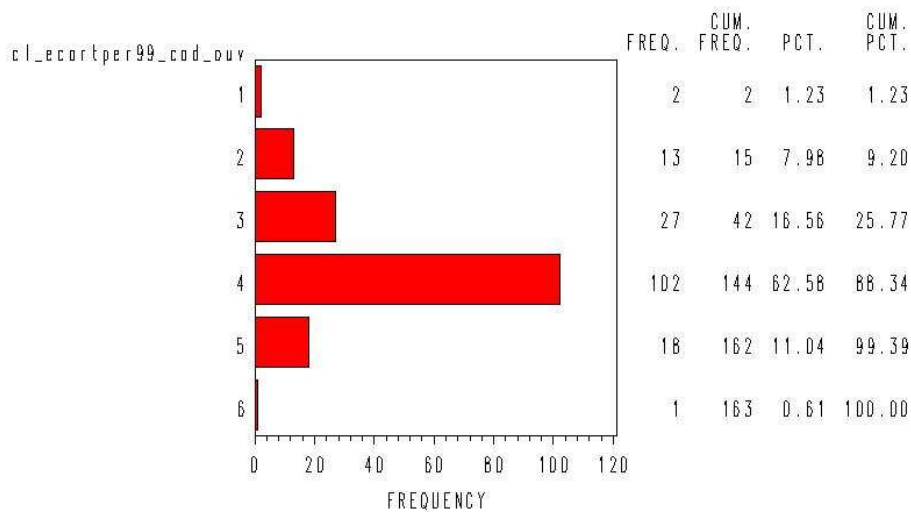


c. cadres vs ouvriers-employés

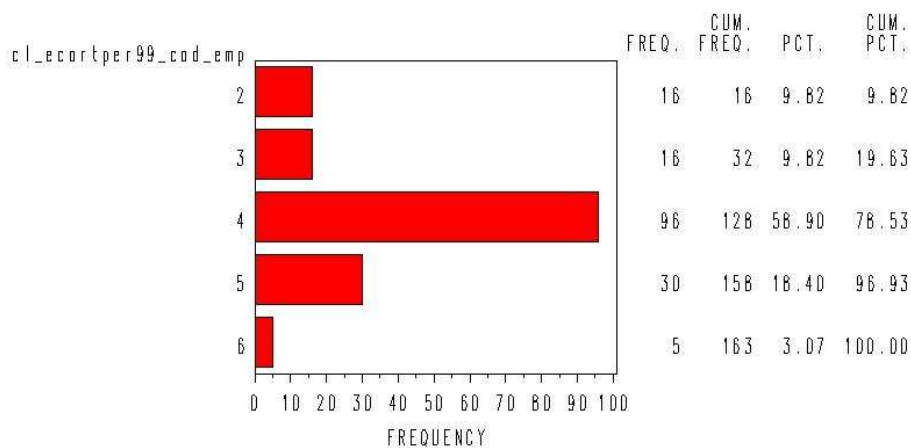


Graphique B.6 – Répartition des couronnes périurbaines selon la valeur de l'écart des indices de dissimilarité 1999 calculés avec CS et PP

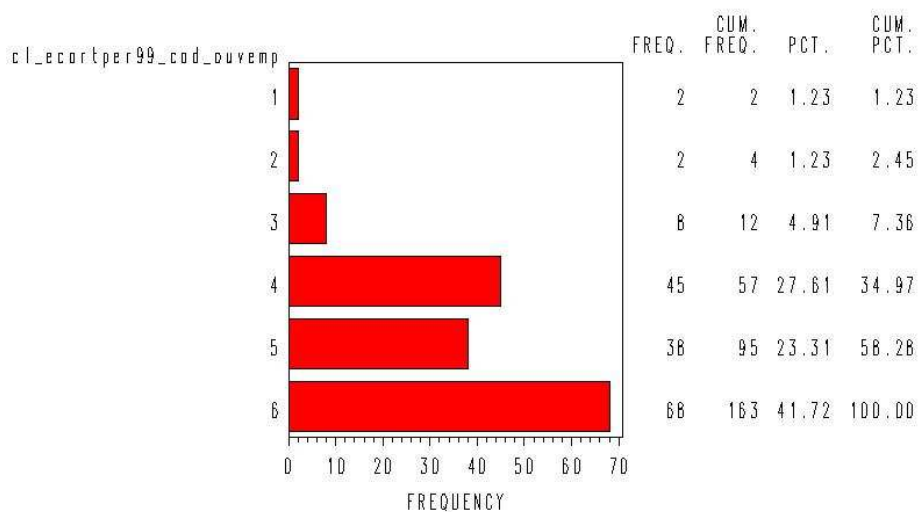
a. cadres vs ouvriers



b. cadres vs employés



c. cadres vs ouvriers-employés



B.3. Comparaison des indices de dissimilarité obtenus en prenant en compte ou non les retraités selon leur ancienne CS

Tableau B.5 – Coefficients de corrélation entre indices de dissimilarité calculés avec les Catégories Sociales (CS) en remplaçant ou non les retraités selon leur ancienne CS

	Au RP 1999	Au RP 1990
Agrégation en aires urbaines :		
Cadres vs ouvriers	0,986	0,981
Cadres vs employés	0,978	0,982
Cadres vs ouvriers-employés	0,985	0,984
Agrégation en pôles urbains :		
Cadres vs ouvriers	0,986	0,987
Cadres vs employés	0,983	0,986
Cadres vs ouvriers-employés	0,986	0,988

* découpage utilisé : découpage PUCA

Source : INSEE, Recensements de la population de 1990 et 1999

Annexe C. Compléments sur la ségrégation dans les aires urbaines

C.1. Décomposition spatiale de l'indice d'entropie

$$I(\text{cadres, ouvriers}) = I = \sum_{i=1}^N \frac{T_i}{T} \left[\frac{C_i}{T_i} \log \left(\frac{\frac{C_i}{T_i}}{\frac{C}{T}} \right) + \frac{O_i}{T_i} \log \left(\frac{\frac{O_i}{T_i}}{\frac{O}{T}} \right) \right]$$

Les N zones élémentaires d'une aire urbaine se répartissent selon H découpages. Par exemple, $H=3$ lorsqu'on distingue ville-centre, banlieue et périurbain. Au sein de chaque découpage h , on numérote les zones $j = 1, \dots, N^h$ d'où $\sum_{h=1}^H N^h = N$.

C_i est le nombre de cadres, O_i le nombre d'ouvriers et $T_i = C_i + O_i$ le nombre total de cadres et d'ouvriers dans l'unité spatiale i . $C^h = \sum_{j=1}^{N^h} C_j$ est le nombre de cadres, $O^h = \sum_{j=1}^{N^h} O_j$ le nombre d'ouvriers et $T^h = \sum_{j=1}^{N^h} T_j$ le nombre total de cadres et d'ouvriers dans le découpage h . Enfin, $C = \sum_{i=1}^N C_i = \sum_{h=1}^H \sum_{j=1}^{N^h} C_j$ est le nombre de cadres, $O = \sum_{i=1}^N O_i = \sum_{h=1}^H \sum_{j=1}^{N^h} O_j$ le nombre d'ouvriers et $T = \sum_{i=1}^N T_i = \sum_{h=1}^H \sum_{j=1}^{N^h} T_j$ le nombre total de cadres et d'ouvriers dans l'aire urbaine.

On peut calculer la valeur de l'indice de ségrégation sur le découpage h à partir de ses N^h unités spatiales, c'est-à-dire $I^h = \sum_{j=1}^{N^h} \frac{T_j}{T^h} \left[\frac{C_j}{T_j} \log \left(\frac{\frac{C_j}{T_j}}{\frac{C^h}{T^h}} \right) + \frac{O_j}{T_j} \log \left(\frac{\frac{O_j}{T_j}}{\frac{O^h}{T^h}} \right) \right]$.

L'introduction des H découpages dans l'écriture de l'indice de ségrégation conduit à :

$$\begin{aligned} I &= \sum_{h=1}^H \sum_{j=1}^{N^h} \frac{T_j}{T} \left[\frac{C_j}{T_j} \log \left(\frac{\frac{C_j}{T_j}}{\frac{C}{T}} \right) + \frac{O_j}{T_j} \log \left(\frac{\frac{O_j}{T_j}}{\frac{O}{T}} \right) \right] \\ I &= \sum_{h=1}^H \sum_{j=1}^{N^h} \frac{T^h}{T} \frac{T_j}{T^h} \left[\frac{C_j}{T_j} \log \left(\frac{\frac{C_j}{T_j} \frac{C^h}{T^h}}{\frac{C^h}{T^h} \frac{C}{T}} \right) + \frac{O_j}{T_j} \log \left(\frac{\frac{O_j}{T_j} \frac{O^h}{T^h}}{\frac{O^h}{T^h} \frac{O}{T}} \right) \right] \\ I &= \sum_{h=1}^H \sum_{j=1}^{N^h} \frac{T^h}{T} \frac{T_j}{T^h} \left[\frac{C_j}{T_j} \log \left(\frac{\frac{C_j}{T_j}}{\frac{C^h}{T^h}} \right) + \frac{O_j}{T_j} \log \left(\frac{\frac{O_j}{T_j}}{\frac{O^h}{T^h}} \right) + \frac{C_j}{T_j} \log \left(\frac{C^h}{T^h} \frac{T}{C} \right) + \frac{O_j}{T_j} \log \left(\frac{O^h}{T^h} \frac{T}{O} \right) \right] \\ I &= \sum_{h=1}^H \frac{T^h}{T} \sum_{j=1}^{N^h} \frac{T_j}{T^h} \left[\frac{C_j}{T_j} \log \left(\frac{\frac{C_j}{T_j}}{\frac{C^h}{T^h}} \right) + \frac{O_j}{T_j} \log \left(\frac{\frac{O_j}{T_j}}{\frac{O^h}{T^h}} \right) \right] + \\ &\quad \sum_{h=1}^H \sum_{j=1}^{N^h} \left[\frac{T^h}{T} \frac{T_j}{T^h} \frac{C_j}{T_j} \log \left(\frac{C^h}{T^h} \frac{T}{C} \right) + \frac{T^h}{T} \frac{T_j}{T^h} \frac{O_j}{T_j} \log \left(\frac{O^h}{T^h} \frac{T}{O} \right) \right] \\ I &= \sum_{h=1}^H \frac{T^h}{T} I^h + \sum_{h=1}^H \sum_{j=1}^{N^h} \left[\frac{C_j}{T} \log \left(\frac{C^h}{T^h} \frac{T}{C} \right) + \frac{O_j}{T} \log \left(\frac{O^h}{T^h} \frac{T}{O} \right) \right] \end{aligned}$$

$$I = \sum_{h=1}^H \frac{T^h}{T} I^h + \sum_{h=1}^H \left[\frac{\sum_{j=1}^{N^h} C_j}{T} \log \left(\frac{C^h}{T^h} / \frac{C}{T} \right) + \frac{\sum_{j=1}^{N^h} O_j}{T} \log \left(\frac{O^h}{T^h} / \frac{O}{T} \right) \right]$$

$$I = \sum_{h=1}^H \frac{T^h}{T} I^h + \sum_{h=1}^H \frac{T^h}{T} \left[\frac{C^h}{T^h} \log \left(\frac{C^h}{T^h} / \frac{C}{T} \right) + \frac{O^h}{T^h} \log \left(\frac{O^h}{T^h} / \frac{O}{T} \right) \right]$$

C.2. Aires urbaines les plus et les moins ségréguées

Pour chaque année et chaque opposition, les aires urbaines du premier et du dernier décile sont classées selon leur valeur de I/E. Le Tableau C.1 correspond aux aires urbaines du dernier décile. Ces aires urbaines les plus ségréguées sont triées de 1 à 17 de la plus forte ségrégation à la plus faible ségrégation.

Tableau C.1 - Liste des aires urbaines les plus ségréguées de France

Opposition Cadres/...	1990 sans les retraités			1990 avec les retraités			1999 sans les retraités			1999 avec les retraités		
	Ouv.	Empl.	Ouv.+ Empl.	Ouv.	Empl.	Ouv.+ Empl.	Ouv.	Empl.	Ouv.+ Empl.	Ouv.	Empl.	Ouv.+ Empl.
Rouen	1	2	1	1	2	1	2	1	1	2	1	1
Le Havre	2	1	2	3	1	2	4	3	4	4	3	4
Paris	3	3	3	2	3	3	1	2	2	1	2	2
Lille	4	4	4	4	4	4	3	4	3	3	4	3
Marseille	5	6	7	5	6	8	5	5	6	5	6	7
Lyon	6	8	6	8	8	7	6	9	8	7	9	8
Strasbourg	7	5	5	6	5	5	7	7	5	6	7	5
Nantes	8	10	9	10	13	11	12	13	11	13	13	12
Caen	9	11	10	7	10	9	15	14	15	14	11	14
Grenoble	10	7	8	9	7	6	8	6	7	8	5	6
Le Mans	11	15	13	13	15	13	14		16	17		
Bordeaux	12		15	15	16	17	9	12	12	10	10	11
Rennes	13	9	11	11	9	10	11	10	10	12	12	10
Amiens	14	14	12	16	17	16	17	11	13		15	15
Reims	15	13	14	17	11	12	13	8	9	11	8	9
Nancy	16		16	14	14	14	16	17	17	15	14	16
Metz	17			12		15	10		14	9		13
Calais		12	17		12							
Dunkerque		16									16	
Dijon		17						15			17	
Saint-Dizier								16				
Saint Nazaire										16		17

Le Tableau C.2 correspond aux aires urbaines du premier décile. Ces aires urbaines les moins ségréguées sont triées de 1 à 17 de la plus faible ségrégation à la plus forte ségrégation.

Tableau C.2 - Liste des aires urbaines les moins ségréguées de France

Opposition Cadres/...	1990 sans les retraités			1990 avec les retraités			1999 sans les retraités			1999 avec les retraités		
	Ouv.	Empl.	Ouv.+ Empl.	Ouv.	Empl.	Ouv.+ Empl.	Ouv.	Empl.	Ouv.+ Empl.	Ouv.	Empl.	Ouv.+ Empl.
Granville	1	3	1	2	4	1						
Vitry le François	2	10	4	4	14	5	2	9	3	1	2	1
Fougères	3	1	2	1	7	2				12	16	16
Dole	4	2	3	5	2	6	1	4	1	3	10	4
Soissons	5	4	5	10	6	9	11	14	15	14	13	14
Beaune	6		6				16			16		
Lisieux	7	8	8	6	10	7	9		16	8		17
Flers	8		13	3	5	3	12			7		11
Autun	9	12	10	7	1	4						
Cahors	10		11	9		13		11	12	17	4	5
Alençon	11	5	7		8	12	15	10	11	9	6	7
Annonay	12	7	12	8	12	11						
Lons le Saunier	13	6	9		17	16	17	17				
Issoire	14		15				3		10	11		
Morlaix	15			12			6	12	8	6	7	6
Fécamp	16			11			8		13	5		9
Vendôme	17											
Rochefort		9	14	14	13	14						
Château-Thierry		11			16		7	6	6	10	9	12
Tulle		13		17	3	10	5	5	5	15	8	10
S ^t Gaudens		14	16					1	4		17	
Beaune		15										
Montargis		16										
Eu		17	17	16	9	15						
Saint-Dié				13	15	17						
Bergerac				15	11	8						
Aubenas							4	7	2	2	5	2
Mayenne							10	3	9	4	1	3
Bâle S ^t Louis							14	16		13		
Dax							13	8	7		11	15
Saumur								2	14		3	8
Sarrebouurg								13			12	
Carcassonne								15	17			13
Vesoul											14	
Saint-Lô											15	

Annexe D. Compléments sur les flux migratoires entre catégories spatiales et sur les liens périurbanisation – ségrégation

Tableaux D.1. - Matrices des mobilités résidentielles entre 1982 et 1990, ensemble, actifs et retraités, et selon la CS des actifs

Tableaux D.2 - Matrices des mobilités résidentielles entre 1990 et 1999, ensemble, actifs et retraités, et selon la CS des actifs

Tableau D.3 – Valeurs moyennes (et écarts-types) des variables dépendantes et explicatives des régressions de l'indice de ségrégation sur les flux migratoires

Tableau D.4 – Résultats des estimations des indices de ségrégation calculés pour les 163 aires urbaines d'étude (cadres *versus* employés ; 1990 et 1999)

Tableau D.5 – Résultats des estimations des indices de ségrégation calculés au niveau pôles urbains des 163 aires urbaines de l'étude (cadres *versus* employés ; 1990 et 1999)

Graphique D.1 - Flux migratoires 90-99 des cadres des 163 aires urbaines de l'étude

Graphique D.2 - Flux migratoires 90-99 des ouvriers des 163 aires urbaines de l'étude

Graphique D.3 - Flux migratoires 90-99 des employés des 163 aires urbaines de l'étude

Graphique D.4 - Flux migratoires 90-99 des retraités des 163 aires urbaines de l'étude

Tableaux D.1 - Matrices des mobilités résidentielles entre 1982 et 1990, ensemble et selon les CS

D.1.a - Ensemble des individus de plus de 15 ans en 1990

Lieu de résidence antérieure (en 1982)	Lieu de résidence en 1990								Total
	Sans changement de commune	Même aire PUCA : Ville-centre	Même aire PUCA : Banlieue	Même aire PUCA : Périurbain	Autre aire PUCA : Ville-centre	Autre aire PUCA : Banlieue	Autre aire PUCA : Périurbain	Hors aire PUCA	
Aire PUCA : Ville-centre	8 268 024	36 786	967 724	458 619	653 554	465 480	170 269	728 710	11 749 166
Aire PUCA : Banlieue	9 118 837	528 672	1 724 315	421 852	343 482	327 938	154 609	598 849	13 218 554
Aire PUCA : Périurbain	4 285 087	228 481	207 010	351 717	138 508	117 667	59 515	312 387	5 700 372
Hors aire PUCA	10 835 052				1 058 560	824 015	373 972	2 115 675	15 207 274
Total	32 507 000	793 939	2 899 049	1 232 188	2 194 104	1 735 100	758 365	3 755 621	45 875 366

D.1.b - Ensemble des actifs en 1990

Lieu de résidence antérieure (en 1982)	Lieu de résidence en 1990								Total
	Sans changement de commune	Même aire PUCA : Ville-centre	Même aire PUCA : Banlieue	Même aire PUCA : Périurbain	Autre aire PUCA : Ville-centre	Autre aire PUCA : Banlieue	Autre aire PUCA : Périurbain	Hors aire PUCA	
Aire PUCA : Ville-centre	4 131 110	24 557	693 147	324 831	421 841	321 965	111 474	432 478	6 461 403
Aire PUCA : Banlieue	4 658 588	383 138	1 275 257	300 718	207 314	208 682	91 011	312 327	7 437 035
Aire PUCA : Périurbain	2 171 885	157 753	147 806	248 054	81 963	78 337	38 153	192 933	3 116 884
Hors aire PUCA	5 038 056				609 074	514 043	244 042	1 358 433	7 763 648
Total	15 999 639	565 448	2 116 210	873 603	1 320 192	1 123 027	484 680	2 296 171	24 778 970

D.1.c - Ensemble des retraités en 1990

Lieu de résidence antérieure (en 1982)	Lieu de résidence en 1990								Total
	Sans changement de commune	Même aire PUCA : Ville-centre	Même aire PUCA : Banlieue	Même aire PUCA : Périurbain	Autre aire PUCA : Ville-centre	Autre aire PUCA : Banlieue	Autre aire PUCA : Périurbain	Hors aire PUCA	
Aire PUCA : Ville-centre	2 011 285	3 436	81 352	36 892	46 388	35 296	20 576	129 120	2 364 345
Aire PUCA : Banlieue	1 929 757	39 900	105 820	29 932	31 856	33 224	26 016	145 052	2 341 557
Aire PUCA : Périurbain	950 073	19 296	16 308	31 492	8 296	8 796	6 376	46 024	1 086 661
Hors aire PUCA	3 009 453				63 472	53 276	36 612	265 756	3 428 569
Total	7 900 568	62 632	203 480	98 316	150 012	130 592	89 580	585 952	9 221 132

D.1.d - Ensemble des cadres en 1990

Lieu de résidence antérieure (en 1982)	Lieu de résidence en 1990								Total
	Sans changement de commune	Même aire PUCA : Ville-centre	Même aire PUCA : Banlieue	Même aire PUCA : Périurbain	Autre aire PUCA : Ville-centre	Autre aire PUCA : Banlieue	Autre aire PUCA : Périurbain	Hors aire PUCA	
Aire PUCA : Ville-centre	574 125	1 652	105 508	30 496	118 280	79 516	22 612	57 300	989 489
Aire PUCA : Banlieue	539 269	64 272	175 912	32 156	51 664	48 168	16 308	34 448	962 197
Aire PUCA : Périurbain	153 901	14 276	14 164	15 116	15 020	14 360	6 060	14 260	247 157
Hors aire PUCA	217 443				97 384	76 616	26 088	76 688	494 219
Total	1 484 738	80 200	295 584	77 768	282 348	218 660	71 068	182 696	2 693 062

D.1.e - Ensemble des professions intermédiaires en 1990

Lieu de résidence antérieure (en 1982)	Lieu de résidence en 1990								Total
	Sans changement de commune	Même aire PUCA : Ville-centre	Même aire PUCA : Banlieue	Même aire PUCA : Périurbain	Autre aire PUCA : Ville-centre	Autre aire PUCA : Banlieue	Autre aire PUCA : Périurbain	Hors aire PUCA	
Aire PUCA : Ville-centre	782 003	4 728	155 468	72 396	113 408	85 652	30 804	99 796	1 344 255
Aire PUCA : Banlieue	949 349	87 896	305 100	71 712	55 872	54 776	24 820	70 804	1 620 329
Aire PUCA : Périurbain	373 923	32 360	32 756	44 268	23 564	20 816	10 004	37 012	574 703
Hors aire PUCA	633 369				146 904	113 012	54 980	226 420	1 174 685
Total	2 738 644	124 984	493 324	188 376	339 748	274 256	120 608	434 032	4 713 972

D.1.f - Ensemble des ouvriers en 1990

Lieu de résidence antérieure (en 1982)	Lieu de résidence en 1990								Total
	Sans changement de commune	Même aire PUCA : Ville-centre	Même aire PUCA : Banlieue	Même aire PUCA : Périurbain	Autre aire PUCA : Ville-centre	Autre aire PUCA : Banlieue	Autre aire PUCA : Périurbain	Hors aire PUCA	
Aire PUCA : Ville-centre	1 187 220	9 529	178 223	98 706	59 203	50 049	20 109	110 590	1 713 629
Aire PUCA : Banlieue	1 414 722	89 865	320 104	84 841	30 003	33 345	16 791	81 489	2 071 160
Aire PUCA : Périurbain	735 299	46 552	42 950	96 106	14 302	14 156	8 421	66 808	1 024 594
Hors aire PUCA	1 917 144				143 651	133 616	74 941	544 608	2 813 960
Total	5 254 385	145 946	541 277	279 653	247 159	231 166	120 262	803 495	7 623 343

D.1.g - Ensemble des employés en 1990

Lieu de résidence antérieure (en 1982)	Lieu de résidence en 1990								Total
	Sans changement de commune	Même aire PUCA : Ville-centre	Même aire PUCA : Banlieue	Même aire PUCA : Périurbain	Autre aire PUCA : Ville-centre	Autre aire PUCA : Banlieue	Autre aire PUCA : Périurbain	Hors aire PUCA	
Aire PUCA : Ville-centre	1 277 998	7 488	211 256	98 353	111 094	92 364	28 781	119 352	1 946 686
Aire PUCA : Banlieue	1 392 381	119 921	403 805	89 481	59 911	62 213	25 972	92 038	2 245 722
Aire PUCA : Périurbain	535 634	56 009	48 944	69 416	24 869	25 117	9 900	51 213	821 102
Hors aire PUCA	1 116 654				190 163	164 631	64 573	363 269	1 899 290
Total	4 322 667	183 418	664 005	257 250	386 037	344 325	129 226	625 872	6 912 800

Tableaux D.2 - Matrices des mobilités résidentielles entre 1990 et 1999, ensemble et selon les CS

D.2.a - Ensemble des individus de plus de 15 ans en 1999

Lieu de résidence antérieure (en 1990)	Lieu de résidence en 1999								Total
	Sans changement de commune	Même aire PUCA : Ville-centre	Même aire PUCA : Banlieue	Même aire PUCA : Périurbain	Autre aire PUCA : Ville-centre	Autre aire PUCA : Banlieue	Autre aire PUCA : Périurbain	Hors aire PUCA	
Aire PUCA : Ville-centre	8 016 603	34 715	906 863	436 275	716 553	461 888	200 209	777 130	11 550 236
Aire PUCA : Banlieue	9 665 941	615 292	1 801 071	454 355	430 317	369 940	196 626	702 914	14 236 456
Aire PUCA : Périurbain	4 730 222	282 989	268 114	445 036	211 101	152 770	91 970	440 008	6 622 210
Hors aire PUCA	10 775 725				1 199 640	858 130	454 195	2 374 756	15 662 446
Total	33 188 491	932 996	2 976 048	1 335 666	2 557 611	1 842 728	943 000	4 294 808	48 071 348

D.2.b - Ensemble des actifs en 1999

Lieu de résidence antérieure (en 1990)	Lieu de résidence en 1999								Total
	Sans changement de commune	Même aire PUCA : Ville-centre	Même aire PUCA : Banlieue	Même aire PUCA : Périurbain	Autre aire PUCA : Ville-centre	Autre aire PUCA : Banlieue	Autre aire PUCA : Périurbain	Hors aire PUCA	
Aire PUCA : Ville-centre	3 946 766	23 810	664 753	328 452	463 167	328 053	144 787	493 633	6 393 421
Aire PUCA : Banlieue	4 835 963	438 644	1 339 948	337 456	254 621	245 775	127 051	391 889	7 971 347
Aire PUCA : Périurbain	2 427 083	188 596	194 408	325 571	112 573	102 539	62 517	278 691	3 691 978
Hors aire PUCA	4 987 549				649 783	537 705	313 812	1 554 677	8 043 526
Total	16 197 361	651 050	2 199 109	991 479	1 480 144	1 214 072	648 167	2 718 890	26 100 272

D.2.c - Ensemble des retraités en 1999

Lieu de résidence antérieure (en 1990)	Lieu de résidence en 1999								Total
	Sans changement de commune	Même aire PUCA : Ville-centre	Même aire PUCA : Banlieue	Même aire PUCA : Périurbain	Autre aire PUCA : Ville-centre	Autre aire PUCA : Banlieue	Autre aire PUCA : Périurbain	Hors aire PUCA	
Aire PUCA : Ville-centre	2 133 901	3 387	80 060	38 354	46 584	35 627	20 619	131 970	2 490 502
Aire PUCA : Banlieue	2 412 026	51 794	128 815	36 199	38 110	38 408	30 903	169 223	2 905 478
Aire PUCA : Périurbain	1 185 843	24 920	21 549	40 141	10 953	12 667	9 877	66 376	1 372 326
Hors aire PUCA	3 371 323				72 231	61 277	45 694	315 612	3 866 137
Total	9 103 093	80 101	230 424	114 694	167 878	147 979	107 093	683 181	10 634 443

D.2.d - Ensemble des cadres en 1999

Lieu de résidence antérieure (en 1990)	Lieu de résidence en 1999								Total
	Sans changement de commune	Même aire PUCA : Ville-centre	Même aire PUCA : Banlieue	Même aire PUCA : Périurbain	Autre aire PUCA : Ville-centre	Autre aire PUCA : Banlieue	Autre aire PUCA : Périurbain	Hors aire PUCA	
Aire PUCA : Ville-centre	611 324	1 903	124 952	38 812	142 818	92 683	33 735	71 026	1 117 253
Aire PUCA : Banlieue	598 207	81 655	208 703	41 211	69 598	61 673	25 360	47 925	1 134 332
Aire PUCA : Périurbain	197 490	19 066	20 793	23 702	23 270	21 260	10 202	22 672	338 455
Hors aire PUCA	251 585				111 445	84 650	35 745	91 870	575 295
Total	1 658 606	102 624	354 448	103 725	347 131	260 266	105 042	233 493	3 165 335

D.2.e - Ensemble des professions intermédiaires en 1999

Lieu de résidence antérieure (en 1990)	Lieu de résidence en 1999								Total
	Sans changement de commune	Même aire PUCA : Ville-centre	Même aire PUCA : Banlieue	Même aire PUCA : Périurbain	Autre aire PUCA : Ville-centre	Autre aire PUCA : Banlieue	Autre aire PUCA : Périurbain	Hors aire PUCA	
Aire PUCA : Ville-centre	843 040	5 381	173 110	89 158	134 285	94 304	45 991	130 208	1 515 477
Aire PUCA : Banlieue	1 111 694	113 306	362 007	95 972	73 812	71 981	39 519	100 329	1 968 620
Aire PUCA : Périurbain	508 088	46 353	51 346	72 321	35 738	30 901	18 998	63 747	827 492
Hors aire PUCA	775 957				167 649	130 565	80 844	296 281	1 451 296
Total	3 238 779	165 040	586 463	257 451	411 484	327 751	185 352	590 565	5 762 885

D.2.f - Ensemble des ouvriers en 1999

Lieu de résidence antérieure (en 1990)	Lieu de résidence en 1999								Total
	Sans changement de commune	Même aire PUCA : Ville-centre	Même aire PUCA : Banlieue	Même aire PUCA : Périurbain	Autre aire PUCA : Ville-centre	Autre aire PUCA : Banlieue	Autre aire PUCA : Périurbain	Hors aire PUCA	
Aire PUCA : Ville-centre	989 536	7 741	135 086	79 195	52 126	39 131	19 814	110 009	1 432 638
Aire PUCA : Banlieue	1 253 491	87 100	283 325	77 741	30 522	30 340	18 176	90 127	1 870 822
Aire PUCA : Périurbain	736 980	48 162	47 961	105 222	16 202	14 457	11 407	85 010	1 065 401
Hors aire PUCA	1 795 096				133 487	119 144	82 305	562 849	2 692 881
Total	4 775 103	143 003	466 372	262 158	232 337	203 072	131 702	847 995	7 061 742

D.2.g - Ensemble des employés en 1999

Lieu de résidence antérieure (en 1990)	Lieu de résidence en 1999								Total
	Sans changement de commune	Même aire PUCA : Ville-centre	Même aire PUCA : Banlieue	Même aire PUCA : Périurbain	Autre aire PUCA : Ville-centre	Autre aire PUCA : Banlieue	Autre aire PUCA : Périurbain	Hors aire PUCA	
Aire PUCA : Ville-centre	1 250 029	7 668	192 589	98 837	115 604	88 838	36 013	141 480	1 931 058
Aire PUCA : Banlieue	1 558 190	135 582	418 181	100 124	70 912	70 830	35 796	120 210	2 509 825
Aire PUCA : Périurbain	694 835	66 015	64 349	99 100	33 127	31 407	17 227	81 379	1 087 439
Hors aire PUCA	1 340 784				207 831	178 568	90 490	463 096	2 280 769
Total	4 843 838	209 265	675 119	298 061	427 474	369 643	179 526	806 165	7 809 091

**Tableau D.3 – Valeurs moyennes (et écarts-types) des variables dépendantes
et explicatives des régressions de l'indice de ségrégation
sur les flux migratoires**

	1990		1999	
	moyenne	écart-type	moyenne	écart-type
Indices niveau AU				
I/E Cadres vs Ouvriers sans retraités	0,0634	0,0450	0,0634	0,0471
I/E Cadres vs Ouvriers avec retraités	0,0588	0,0423	0,0589	0,0441
I/E Cadres vs Employés sans retraités	0,0311	0,0232	0,0324	0,0246
I/E Cadres vs Employés avec retraités	0,0266	0,0209	0,0281	0,0220
Indices niveau Pôles U				
I/E Cadres vs Ouvriers sans retraités	0,0645	0,0519	0,0688	0,0562
I/E Cadres vs Ouvriers avec retraités	0,0586	0,0481	0,0627	0,0517
I/E Cadres vs Employés sans retraités	0,0333	0,0272	0,0365	0,0296
I/E Cadres vs Employés avec retraités	0,0284	0,0238	0,0315	0,0258
Log PSDC (AU)	11,586	0,993	11,611	1,007
Log PSDC (Pôle U)	11,231	1,060	11,242	1,075
Z (AU)	0,1594	0,0295	0,1594	0,0296
Z (Pôle urbain)	0,1646	0,0314	0,1642	0,0319
Périurbanisation des cadres	0,0584	0,0304	0,0517	0,0265
Cadres Pu -> Pu	0,0945	0,0647	0,0835	0,0578
Cadres VC -> Banlieue	0,0461	0,0263	0,0384	0,0226
Cadres Banlieue -> Banlieue	0,0213	0,0316	0,0203	0,0279
Périurbanisation des prof. interméd.	0,0765	0,0351	0,0829	0,0367
Prof. interméd. Pu -> Pu	0,1087	0,0682	0,1139	0,0707
Prof. interméd. VC -> Banlieue	0,0515	0,0253	0,0494	0,0237
Prof. interméd. Banlieue -> Banlieue	0,0262	0,0373	0,0297	0,0391

Sources : RP 1990 & 1999

**Tableau D.4 – Résultats des estimations des indices de ségrégation
calculés pour les 163 aires urbaines d'étude
(cadres *versus* employés ; 1990 et 1999)**

	I/E en 1990				I/E en 1999			
	Cadres vs Employés (retraités exclus) ¹		Cadres vs Employés (retraités inclus) ²		Cadres vs Employés (retraités exclus) ³		Cadres vs Employés (retraités inclus) ⁴	
PSDC (90 ou 99, en log)	0,021 *** (14,11)	0,021 *** (14,52)	0,019 *** (15,19)	0,019 *** (15,83)	0,020 *** (12,14)	0,022 *** (13,41)	0,018 *** (14,75)	0,019 *** (15,92)
Z (90 ou 99)	0,363 (1,33)	0,359 (1,33)	0,162 (0,71)	0,161 (0,72)	-0,139 (-0,52)	-0,150 (-0,58)	0,038 (0,19)	0,027 (0,14)
Z ² (90 ou 99)	-1,303 (-1,59)	-1,312 (-1,62)	-0,608 (-0,89)	-0,625 (-0,93)	0,317 (0,40)	0,320 (0,41)	-0,251 (-0,43)	-0,234 (-0,40)
Périurbanisation des cadres	0,040 (1,22)	—	0,046 * (1,66)	—	0,070 * (1,73)	—	0,065 ** (2,17)	—
Mobilité intra-pôle des cadres	-0,035 (-1,59)	—	-0,027 (-1,48)	—	-0,010 (-0,37)	—	0,001 (0,07)	—
Périurbanisation des prof. interm.	—	0,054 * (1,84)	—	0,052 ** (2,11)	—	0,037 (1,24)	—	0,036 (1,61)
Mobilité intra-pôle des prof. interm.	—	-0,025 (-1,25)	—	-0,022 (-1,27)	—	-0,029 (-1,39)	—	-0,012 (-0,79)
AU spécifiques	0,026 *** (4,71)	0,026 *** (4,73)	0,028 *** (5,85)	0,028 *** (5,93)	0,032 *** (5,39)	0,032 *** (5,39)	0,038 *** (8,53)	0,038 *** (8,58)
R ²	0,74	0,74	0,77	0,77	0,74	0,74	0,82	0,82
Mean Square Error	0,012	0,012	0,010	0,010	0,013	0,013	0,010	0,010
Jarque-Bera	16,685	13,706	48,398	43,805	25,892	24,984	2,468	1,869
jb ~Chi ² (2) pvalue	0,0002	0,0011	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	0,291	0,393

* : significatif à 10 % ; ** : 5 % ; *** : 1 %

¹ Aires spécifiques : Paris, Rouen, Grenoble, Le Havre, Béthune, Calais

² Aires spécifiques : Rouen, Grenoble, Le Havre, Béthune, Calais

³ Aires spécifiques : Rouen, Le Havre, Reims, Bâle-St-Louis, St-Dizier

⁴ Aires spécifiques : Rouen, Grenoble, Le Havre, Reims, St-Dizier

Tableau D.5 – Résultats des estimations des indices de ségrégation calculés au niveau pôles urbains des 163 aires urbaines de l'étude (cadres *versus* employés ; 1990 et 1999)

	I/E en 1990				I/E en 1999			
	Cadres vs Employés (retraités exclus) ¹		Cadres vs Employés (retraités inclus) ²		Cadres vs Employés (retraités exclus) ³		Cadres vs Employés (retraités inclus) ⁴	
PSDC (90 ou 99, en log)	0,024 *** (13,89)	0,025 *** (14,47)	0,021 *** (13,90)	0,022 *** (14,48)	0,023 *** (11,95)	0,025 *** (13,07)	0,020 *** (12,89)	0,022 *** (14,10)
Z (90 ou 99)	0,135 (0,46)	0,076 (0,26)	0,186 (0,71)	0,135 (0,53)	0,081 (0,29)	0,093 (0,35)	0,142 (0,62)	0,157 (0,71)
Z ² (90 ou 99)	-0,556 (-0,64)	-0,444 (-0,52)	-0,693 (-0,91)	-0,597 (-0,80)	-0,379 (-0,47)	-0,472 (-0,61)	-0,493 (-0,75)	-0,582 (-0,91)
Flux cadres de VC-Banlieue	0,027 (0,50)	—	0,040 (0,86)	—	-0,023 (-0,33)	—	-0,011 (-0,18)	—
Flux cadres de Banlieue-Banlieue	-0,169 *** (-2,80)	—	-0,157 *** (-3,00)	—	-0,086 (-1,16)	—	-0,067 (-1,10)	—
Périurbanisation des cadres	0,112 *** (2,83)	—	0,097 *** (2,81)	—	0,241 *** (5,02)	—	0,218 *** (5,51)	—
Flux prof. interm. de VC-Banlieue	—	0,049 (0,96)	—	0,053 (1,21)	—	-0,048 (-0,79)	—	-0,045 (-0,91)
Flux prof. interm. Banlieue-Banlieue	—	-0,128 *** (-2,61)	—	-0,121 *** (-2,83)	—	-0,061 (-1,17)	—	-0,044 (-1,01)
Périurbanisation des prof. interm.	—	0,144 *** (4,11)	—	0,121 *** (3,96)	—	0,188 *** (5,29)	—	0,168 *** (5,75)
AU spécifiques	0,033 *** (4,31)	0,034 *** (4,52)	0,024 *** (3,84)	0,024 *** (3,93)	0,063 *** (8,04)	0,061 *** (7,86)	0,055 *** (7,37)	0,054 *** (7,36)
R ²	0,72	0,73	0,72	0,74	0,74	0,75	0,77	0,78
Mean Square Error	0,015	0,014	0,013	0,012	0,015	0,015	0,013	0,012
Jarque-Bera	13,574	20,639	11,018	13,364	8,543	4,597	6,526	3,561
jb ~Chi ² (2) pvalue	0,001	0,000	0,004	0,001	0,014	0,100	0,038	0,169

* : significatif à 10 % ; ** : 5 % ; *** : 1 %

¹ Aires spécifiques : Rouen, Le Havre, Calais, Dieppe

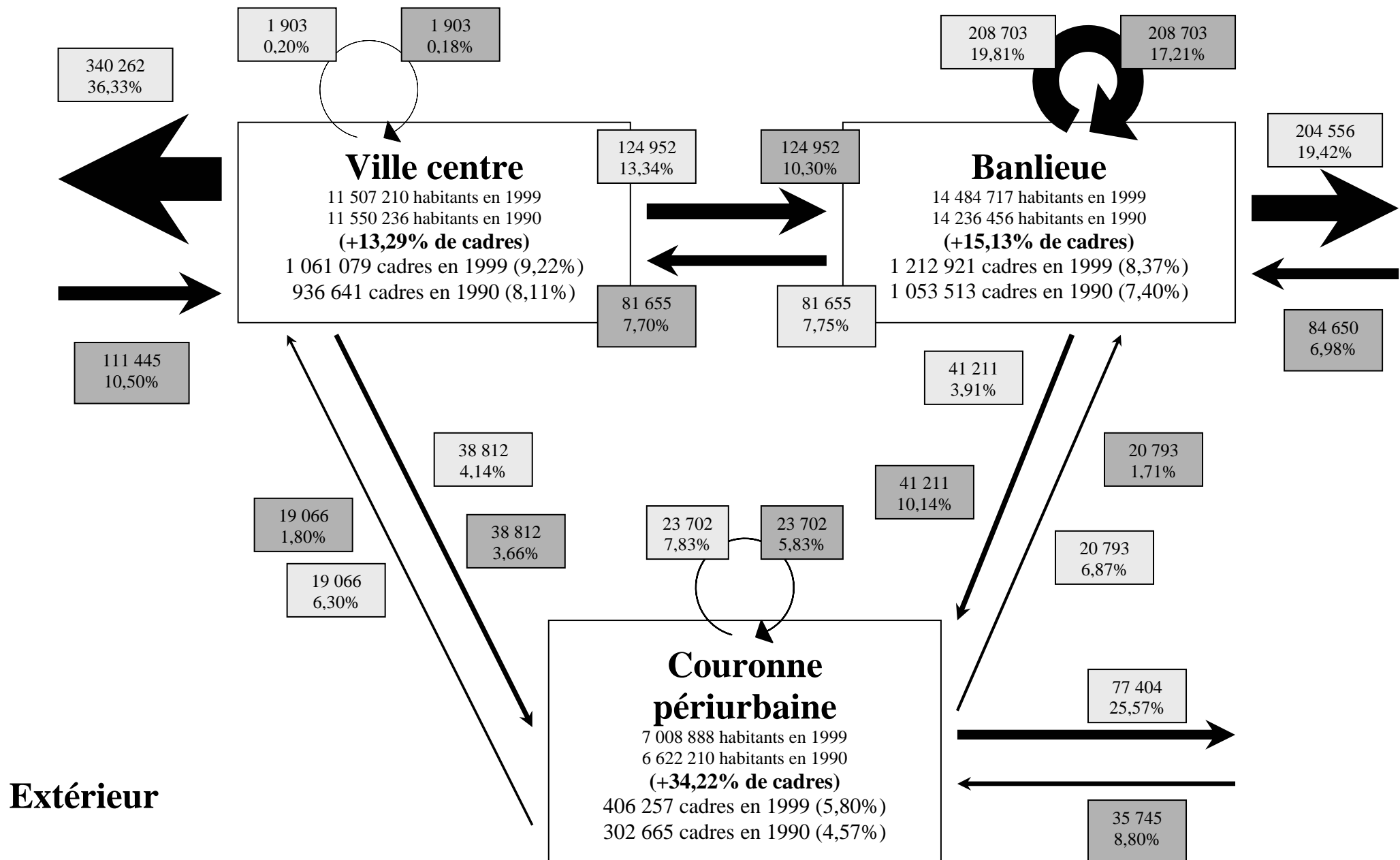
² Aires spécifiques : Paris, Rouen, Le Havre, Calais, Dieppe

³ Aires spécifiques : Rouen, Le Havre, Auxerre, St-Dizier

⁴ Aires spécifiques : Rouen, Le Havre, St-Dizier

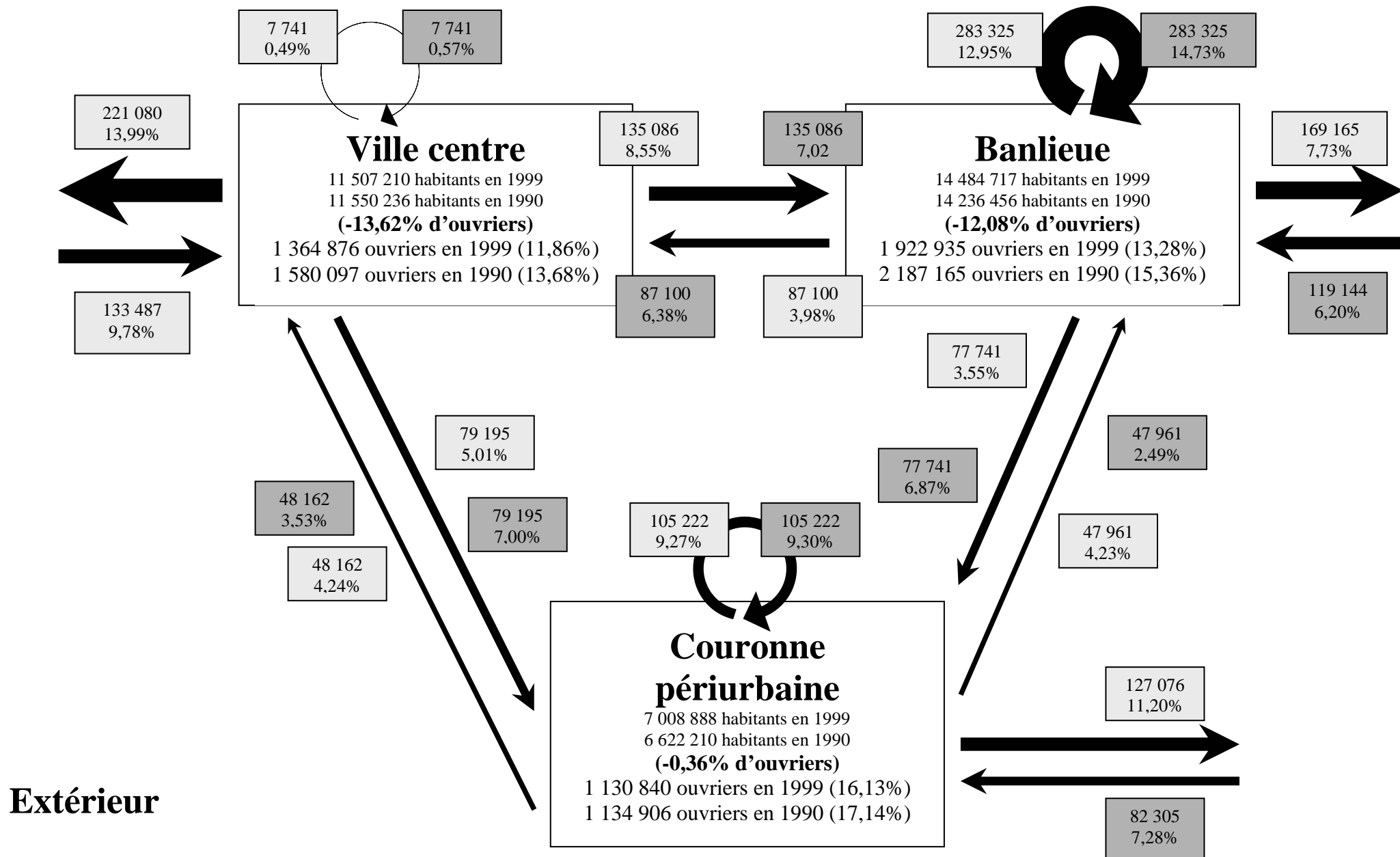
Graphique D.1 - Flux migratoires 90-99 des cadres des 163 aires urbaines de l'étude

Remarque : Les parts sont rapportées au nombre de cadres en 1990 (gris clair) ou 1999 (gris foncé) présents dans la zone considérée.



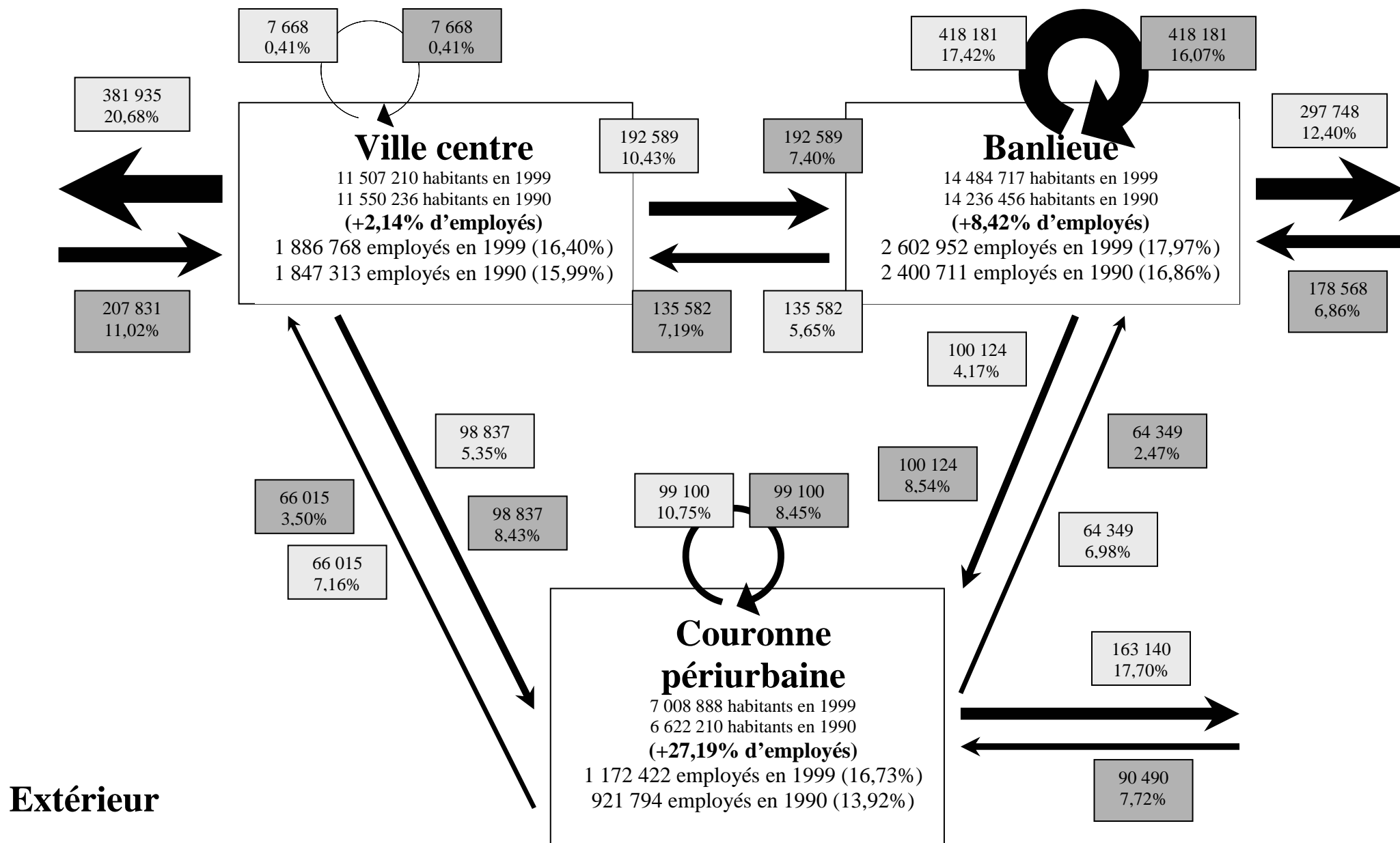
Graphique D.2 - Flux migratoires 90-99 des ouvriers des 163 aires urbaines de l'étude

Remarque : Les parts sont rapportées au nombre d'ouvriers en 1990 (gris clair) ou 1999 (gris foncé) présents dans la zone considérée.



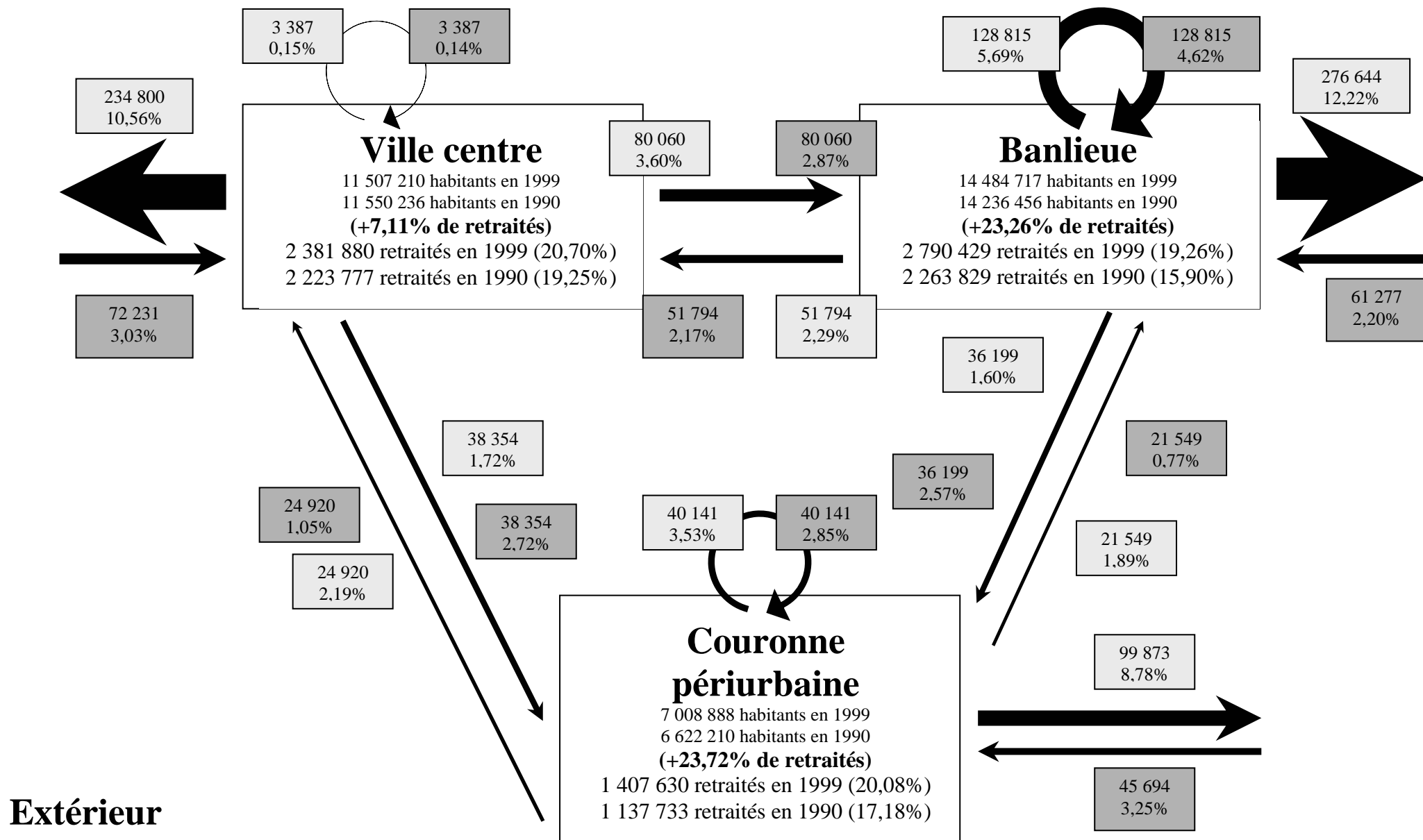
Graphique D.3 - Flux migratoires 90-99 des employés des 163 aires urbaines de l'étude

Remarque : Les parts sont rapportées au nombre d'employés en 1990 (gris clair) ou 1999 (gris foncé) présents dans la zone considérée.



Graphique D.4 - Flux migratoires 90-99 des retraités des 163 aires urbaines de l'étude

Remarque : Les parts sont rapportées au nombre de retraités en 1990 (gris clair) ou 1999 (gris foncé) présents dans la zone considérée.

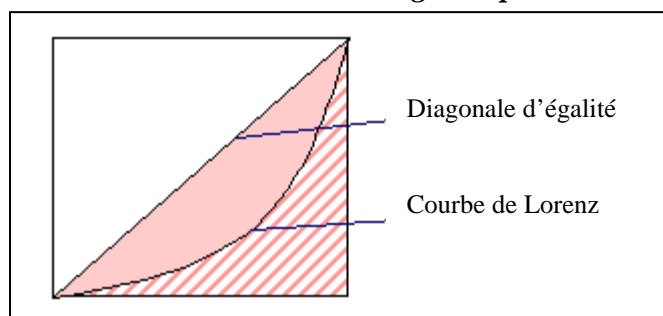


Annexe E. Compléments sur la concentration spatiale des services éducatifs et de santé

E.1. L'indice de Gini spatialisé : mode de calcul et propriétés

L'indice de Gini est fondé sur la Courbe de Lorenz, une courbe de fréquence cumulative qui compare la distribution d'une variable spécifique avec la distribution uniforme, qui représente l'égalité entre les différentes unités d'observation (Graphique suivant). Cette distribution uniforme est représentée par la diagonale. Plus la courbe de Lorenz est en dessous de la diagonale, plus la variable est inégalement répartie entre les différentes unités d'observation.

Courbe de Lorenz et d'égale répartition



Graphiquement, le coefficient de Gini correspond à l'aire entre la Courbe de Lorenz et la diagonale sur l'aire totale sous la diagonale.

Si le coefficient de Gini est égal à 1, l'ensemble de la variable d'intérêt est détenu par une seule unité d'observation. Si le coefficient de Gini est égal à 0, chaque unité d'observation dispose de la même quantité de la variable d'intérêt.

Pour construire la courbe de Lorenz sur données spatialisées, on classe d'abord les unités spatiales de base (pour ce qui nous concerne les communes) par ordre croissant de la part de la variable d'intérêt, Y (par exemple les emplois des services éducatifs), pondérée par la taille relative de l'unité géographique (la population), X , soit $\frac{Y_i}{X_i}$ pour une zone i . Ensuite le calcul du coefficient de Gini correspond à $G =$

$$1 - \sum_{i=1}^{k-1} (Y_{i+1} + Y_i)(X_{i+1} - X_i)$$

Où :

- k est le nombre d'unités spatiales observées
- X_i est la part de la population localisée dans l'unité spatiale i ,
- Y_i est la part de la variable d'intérêt dans l'unité spatiale i .

Pour une démonstration de cette formule, voir Brown (1994).

Remarquons que dans le cas du coefficient de Gini spatialisé, la valeur maximale que peut atteindre celui-ci n'est pas 1, mais $1 - \frac{X_1}{X}$, où $\frac{X_1}{X}$ est le poids de la plus petite unité spatiale de base dans l'ensemble de la zone considérée (aire urbaine ou pôle).

E.2. Liste des 30 pôles urbains non utilisés pour le calcul des coefficients de Gini

Les pôles urbains sont identifiés à l'aide du code et du nom de leur aire urbaine en 1999.

AU	Nom	AU	Nom	Au	Nom
058	Béziers	136	Saintes	187	Bar-le-Duc
077	Beauvais	142	Saumur	191	Sarrebourog
080	Roche-sur-Yon	144	Saint-Dié	196	Fécamp
092	Auxerre	150	Gap	198	Tulle
096	Carcassonne	171	Cahors	204	Romorantin-Lanthenay
103	Montauban	175	Chaumont	209	Issoire
104	Cholet	177	Auch	212	Autun
106	Narbonne	178	Beaune	221	Saint-Gaudens
107	Saint-Malo	182	Vitry-le-François	224	Mayenne
109	Châtellerault	185	Vendôme	227	Fontenay-le-Comte

E.3. Coefficients de corrélation entre la concentration des services éducatifs et de santé et les indices de ségrégation sur les 133 pôles urbains

	Année	Cadres vs Ouvriers		Cadres vs Employés	
		sans retraités	avec retraités	sans retraités	avec retraités
Services éducatifs	1990	-0,169 **	-0,132	-0,166 **	-0,155 **
	1999	-0,215 **	-0,174 **	-0,201 **	-0,180 **
Services sanitaires et sociaux	1990	-0,029	0,013	-0,038	-0,027
	1999	-0,073	-0,023	-0,057	-0,028
Médecins	1994	-0,103	-0,074	-0,097	-0,097
	2002	-0,018	0,008	-0,010	0,006
Infirmiers	1994	-0,035	0,001	-0,075	-0,052
	2002	0,073	0,102	0,072	0,094

* : significatif à 10 % ; ** : 5 % ; *** : 1 %

Annexe F. Compléments sur les études locales

F.1. Géoréférencement des transactions foncières

Afin de localiser très précisément les transactions foncières à l'intérieur du périmètre d'étude, les données foncières et immobilières acquises ont été géoréférencées : chaque donnée a fait l'objet d'un traitement préalable permettant de lui attribuer des coordonnées géographiques (X, Y) dites « Lambert », du nom du système de référence utilisé en France.

Cette opération s'effectue à partir des données de localisation disponibles dans la base des notaires à savoir le nom et le code géographique de la commune, l'adresse postale du bien, les « localisants » parcellaires (n° section et parcelle) qui permettent un repérage au cadastre. Seules les transactions qui disposent de ces informations ont été géoréférencées.

F.1.1. Agglomération de Dijon

Pour les communes de l'agglomération de Dijon, le service cartographique du Grand Dijon nous a permis d'utiliser ses plans cadastraux vectorisés. L'opération de géoréférencement s'est déroulée en deux étapes :

Etape 1 - Les plans cadastraux envoyés par le Grand Dijon se composent de deux couches d'information géographique : la couche parcellaire du plan cadastral qui correspond aux limites des terrains et la couche du bâti sur laquelle figurent tout les bâtiments construits. Seules les polygones du parcellaire possèdent un identifiant cadastral (les numéros de sections et parcelles des terrains). La correspondance entre les objets bâtis et les parcelles est réalisée par superposition des deux couches d'information dans un SIG.

Etape 2 : l'opération de géoréférencement, proprement dite, consiste :

pour les terrains	pour les immeubles d'habitation
<ul style="list-style-type: none">- à repérer, dans la couche parcellaire, les mutations de terrains ;- à vérifier que la parcelle correspond à un seul lot ;- à attribuer à la mutation les coordonnées Lambert (X, Y) du centroïde de la parcelle ;- dans le cas où la parcelle contient plusieurs lots, une recherche supplémentaire utilisant une couche d'adresses postales, a permis de situer approximativement le lot correspondant à la mutation sur la parcelle.	<ul style="list-style-type: none">- à repérer, dans la couche parcellaire, le terrain sur lequel est situé l'immeuble d'habitation ;- à vérifier que la parcelle contient un seul immeuble ;- à attribuer à la mutation les coordonnées Lambert (X, Y) du centroïde du polygone figurant le bâti. Dans le cas où la parcelle possède plusieurs bâtiments (maison avec dépendance, appentis, ...), le centroïde du plus grand bâtiment construit en dur est retenu ;- dans le cas où la parcelle contient plusieurs immeubles ou maisons, une recherche supplémentaire utilisant une couche d'adresses postales, a permis de retrouver le polygone correspondant à l'immeuble.

F.1.2. Ville de Besançon

Pour Besançon, le service cartographique de la ville et du Grand Besançon a extrait pour chaque parcelle cadastrale les coordonnées Lambert puis nous a envoyé la liste de toutes les références avec leurs coordonnées.

Pour la commune de Besançon, l'opération de géoréférencement a consisté à mettre en correspondance les identifiants cadastraux de la liste envoyée avec ceux contenus dans la base Perval.

F.1.3. Autres communes

Pour les autres communes (banlieue de Besançon et périurbain de Dijon et Besançon), le géoréférencement a été réalisé avec l'appui des Centres Des Impôts Fonciers (CDIF) de Dijon et Besançon. La procédure a été adaptée aux plans cadastraux disponibles.

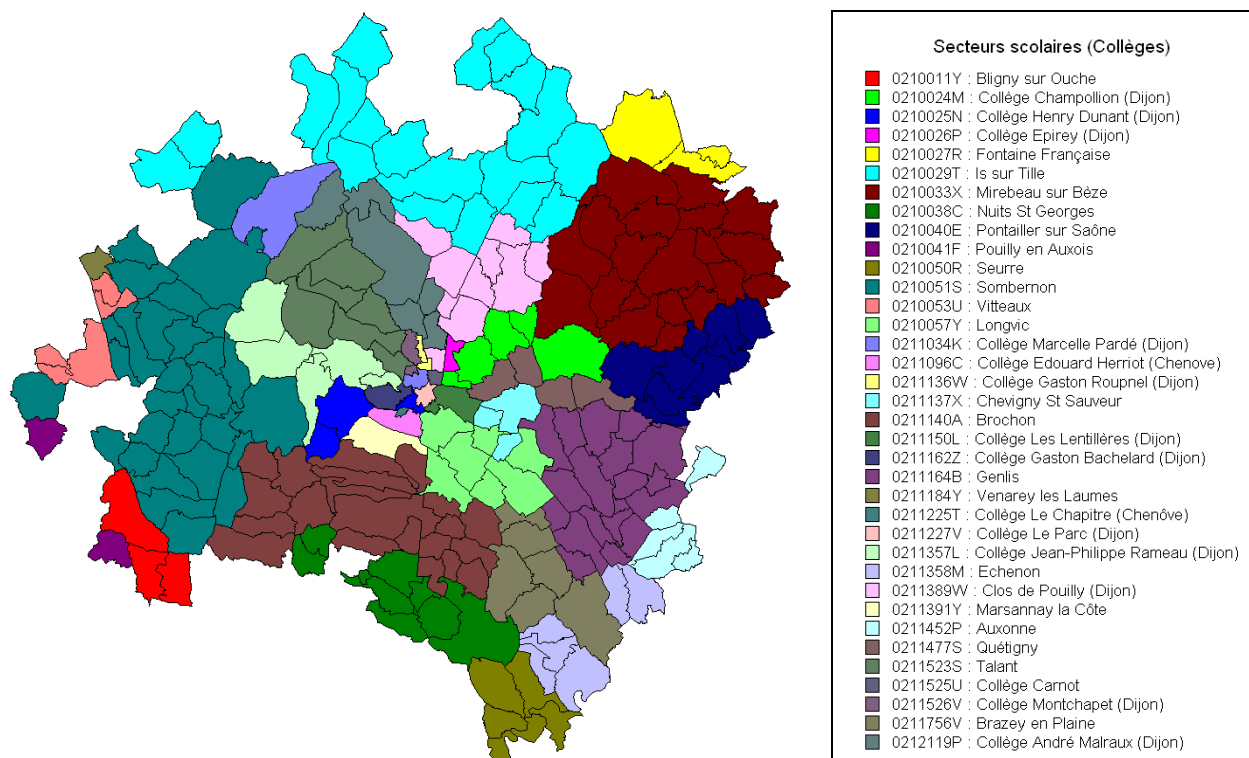
Si le cadastre est vectorisé ou numérisé et calé, l'opération consiste à relever les coordonnées Lambert de la maison ou de la parcelle directement sur écran (application PCI-VECTEUR) puis à saisir ces informations dans un tableur.

Pour le cadastre non calé (numérisé ou sur feuille), si le plan est lambertisé, l'opération consiste à interpoler les coordonnées Lambert de la maison ou de la parcelle à partir de l'échelle des latitudes et longitudes du plan (amorces Lambert II sur le bord du plan et croisillons d'intersection des latitudes et longitudes tous les 100 mètres à l'intérieur du plan).

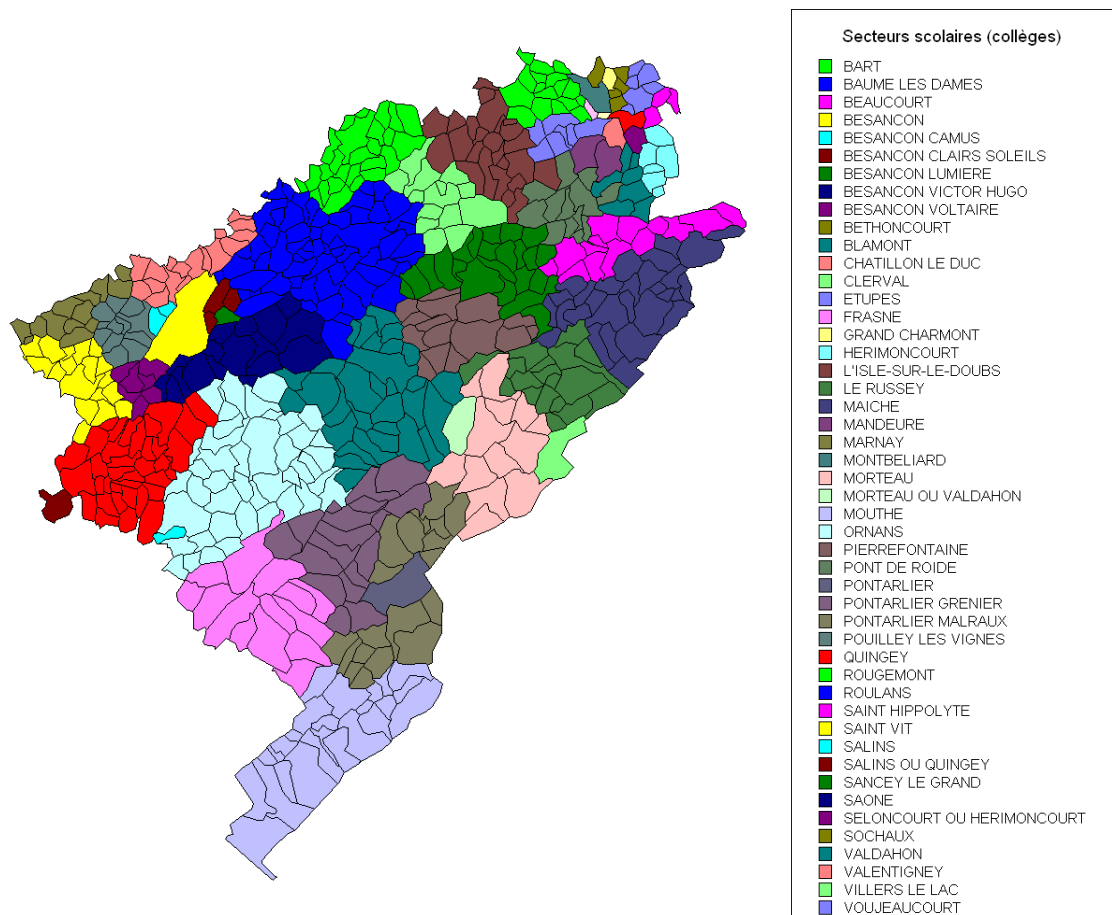
Pour les plans non lambertisés, une application développée sous SIG permet de positionner approximativement la maison ou la parcelle en cliquant sur une couche d'informations calées (orthophotos) et en s'aidant du tracé de la voirie et de la position du bâti.

F.2. Cartes scolaires des collèges des aires urbaines de Dijon et Besançon

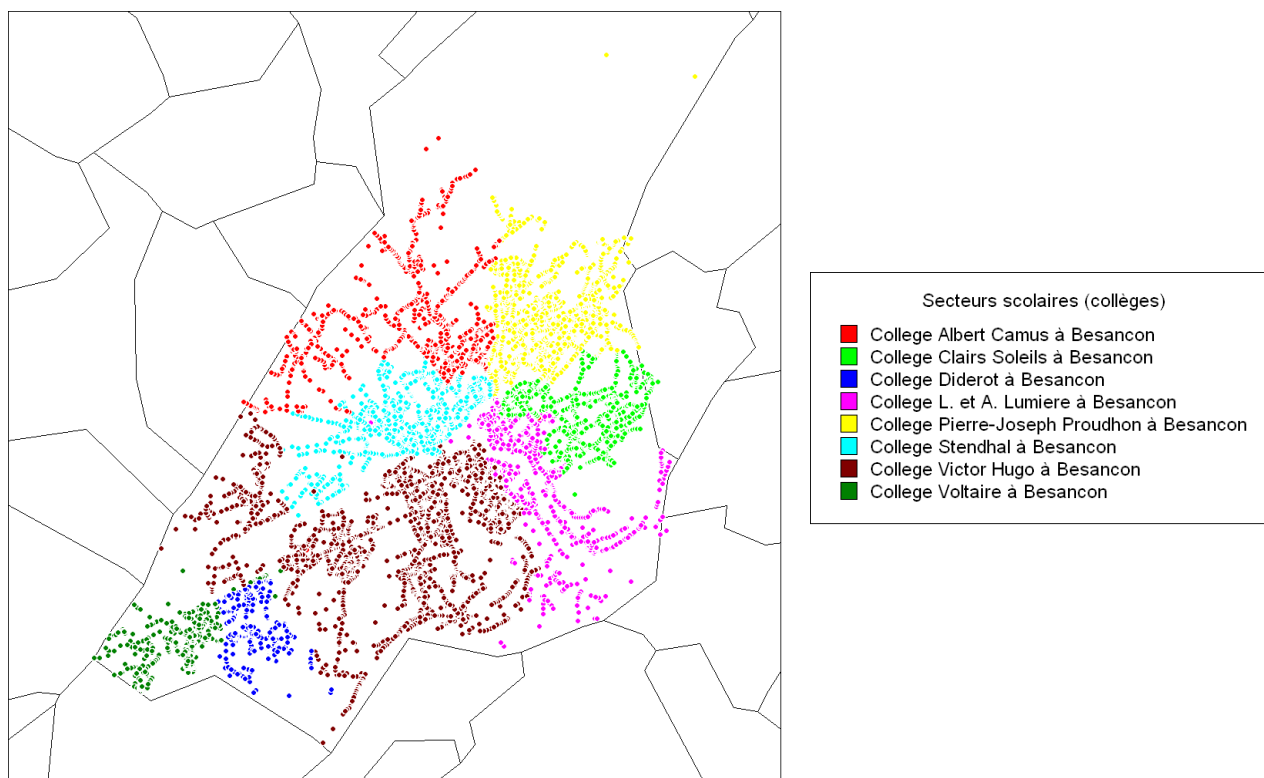
Carte F.1 - Carte des secteurs scolaires de l'aire urbaine de Dijon



Carte F.2 - Carte des secteurs scolaires de l'aire urbaine de Besançon



**Carte F.3 - Carte des secteurs scolaires de la ville de Besançon
(1 point = 1 adresse postale)**



Bibliographie

- Anas A., Arnott R. et K. Small (1998) Urban spatial structure, *Journal of Economic Literature*, 36, 1426-1464.
- Apparicio Ph. (2000) Les indices de ségrégation résidentielle : un outil intégré dans les systèmes d'information géographique, *Cybergeo*, 134, 16 juin.
- Béhar D., Bidou-Zachariasen C., Donzelot J. et F. Dubet (2004) La ville à trois vitesses : Gentrification, relégation, périurbanisation, *Esprit*, 303, mars-avril.
- Bessy-Pietri P. et Y. Sicamois (2001), 4 millions d'habitants en plus dans les aires urbaines, *Insee-Première*, 765, 1-4.
- Brown M. C. (1994), Using Gini-style indices to evaluate the spatial patterns of health practitioners : Theoretical considerations and an application based on Alberta data, *Social Science Medicine*, 38 : 9, 1243-1256.
- Brueckner J. (2000) Urban sprawl: Diagnosis and Remedies, *International Regional Science Review*, 23, 160-171.
- Brueckner J. et H. Selod (2006) The Political Economy of Urban Transport System Choice, *Journal of Public Economics*, 90, 983-1005.
- Brueckner J., Thisse J.-F. et Y. Zenou (1999) Why is central Paris rich and downtown Detroit poor ? An amenity-based theory, *European Economic Review*, 43, 91-107.
- Cavailhès J. (2004) L'extension des villes et la périurbanisation, in *Villes et économie*, Thisse, Maurel, Perrot, Prager, Puig eds., La Documentation Française, 311 pages.
- Cavailhès J. et F. Goffette-Nagot (2001) Logement et localisation résidentielle urbaine et rurale en France. Evolutions 1984-1996. Rapport au Commissariat Général du Plan, Dijon, Lyon : INRA et CNRS, 248 pages.
- Cavailhès J. et B. Schmitt (2002) Les mobilités résidentielles entre villes et campagnes, in : Perrier-Cornet (éd), *Repenser les campagnes*, DATAR-Ed. de l'Aube, 280 pages.
- Cavailhès J. et H. Selod (2003) Ségrégation sociale et périurbanisation, *INRA Sciences-Sociales*, 1-2/03, novembre, 4 pages.
- Dariau V et M. Gadais (2001) Les communes périurbaines en 1998 : des commerces et services plus rares qu'ailleurs, mais des équipements socioculturels plus répandus, *INSEE Synthèses « Inventaire Communal 1998 »*, 52, 127-134.
- Duncan O. et B. Duncan (1955) A Methodological Analysis of Segregation Indices, *American Sociological Economic Review*, 20, 210-217.
- Fujita M. (1989) *Urban Economic Theory. Land Use and City Size*, Cambridge : Cambridge University Press, 366 pp.
- Gascon M.-O. (2001) Les évolutions de la mobilité en France et en Europe, www.cityshelter.org.
- Goffette-Nagot F. (1996) Choix résidentiels et diffusion périurbaine, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 3, 229-246.

- Goffette-Nagot F. (2001) Urban Spread beyond the City Edge, in Huriot J.-M., Thisse J.-F., *Economics of Cities. Theoretical Perspectives*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Goffette-Nagot F. et B. Schmitt (1999) Agglomeration Economies and Spatial Configurations in Rural Areas, *Environment and Planning A*, 31, 1239-1257.
- Goldberger M-F., Choffel Ph. et J-L. Le Toqueux (1998) Les zones urbaines sensibles, INSEE Première, 574, avril, 4 pages.
- Guengant A., Josselin J.M. et Y. Rocaboy (1995) L'influence des résidents et des actifs sur la congestion des biens publics locaux : un test sur données françaises, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 5, 791-801.
- Jayet H. (1993), *Analyse spatiale quantitative*, Bibliothèque de Science Régionale, Economica, Paris.
- Jérôme B. (2006) Les zones rurales situées autour des villes attirent de plus en plus d'habitants, *Le Monde*, édition 18 janvier 2006.
- Landrin S. (2005) En dix ans, la géographie sociale lyonnaise a été bouleversée, *Le Monde*, édition du 20 septembre.
- Le Jeannic T. (1996) Une nouvelle approche territoriale de la ville, *Economie et statistique*, 294-295, 25-46.
- Le Monde* (2005) Des milliers de manifestants à Paris pour la défense des services publics, édition du 19 novembre.
- LeRoy S. et J. Sonstelie (1983) Paradise Lost and Regained: Transport Innovation, Income and Residential Location, *Journal of Urban Economics*, 13, 67-89.
- Mora R. et J. Ruiz-Castillo (2003) Additively Segregation Indexes. The Case of Gender Segregation by Occupations and Human Capital Levels in Spain, *Journal of Economic Inequality*, 1, 147-179.
- Morel B. et P. Redor (2006) Enquêtes annuelles de recensement 2004 et 2005 : la croissance démographique s'étend toujours plus loin des villes, INSEE Première, N°1058, 4 pages.
- Observatoire National des Zones Urbaines Sensibles, Rapport 2005, La Documentation Française.
- Péguy P.-Y., Goffette-Nagot F. et B. Schmitt (2000) L'étalement urbain, in : C. Baumont, P.-P. Combes, P. -H. Derycke, H. Jayet (éds.), *Economie géographique, les théories à l'épreuve des faits*, Paris : Economica, 241-276.
- Schmitt B., Perrier-Cornet P., Blanc M., Hilal M. (1998) Les campagnes et leurs villes, INRA-INSEE, *Contours et caractères*.
- Selod H. (2004) La mixité économique et sociale, in *Villes et Economie*, Maurel, Perrot, Prager, Puig, Thisse (éds.), La Documentation Française, Paris, chapitre 5, 129-156.
- Starret D. (1981) Land Value Capitalization in Local Public Finance, *Journal of Political Economy*, 89, 306-327.
- Tabard N. (1993) Des quartiers pauvres aux banlieues aisées : une représentation du territoire, *Economie et Statistique*, 270, 5-22.
- Tabard N. et G. Martin-Houssart (2002), Représentation socio-économique du territoire. Typologie des quartiers et communes selon la profession et l'activité économique de leurs habitants, *Document de travail F0208*, Insee.

Testart-Vaillant Ph. (2006), La fin du « tout automobile », Le journal du CNRS, n°197.

Theil H. et J. Finizza (1971) A Note on the Measurement of Racial Integration of Schools by Means of Information Concepts, *Journal of Mathematical Sociology*, 1, 187-94.

Tiebout C. (1956) A Pure Theory of Local Expenditures, *Journal of Political Economy*, 64, 416-24.

Yinger J. (1982) Capitalization and the Theory of Local Public Finance, *Journal of Political Economy*, 90, 917-943.