

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

Thèse pour le Doctorat en Sciences Économiques, mention Économie des Transports,
Présentée et soutenue publiquement le 20 décembre 2000 par

Pierre-Yves PÉGUY

Directeur de thèse : M. Alain BONNAFOUS

Membres du Jury : Mme Denise PUMAIN, Professeur à l'Université Paris 1 M. Alain BONNAFOUS,
Professeur à l'Université Lumière Lyon 2 M. François GARDES, Professeur à l'Université Paris 1 M.
Jean-Marie HURIOT, Professeur à l'Université de Bourgogne (rapporteur) M. Hubert JAYET,
Professeur à l'Université de Lille 1 (rapporteur) M. Franck SCHERRER, Professeur à l'Université
Lumière Lyon 2 M. Bertrand SCHMITT, Directeur de Recherche à l'INRA

Table des matières

Remerciement . .	1
Introduction générale . .	5
PREMIERE PARTIE . .	11
CHAPITRE I Quelques enjeux des configurations urbaines et de l'étalement urbain . .	11
1. L'évolution des localisations . .	12
2. Des déplacements sources d'enjeux . .	20
3. Conclusion . .	40
CHAPITRE II : Comprendre les localisations : l'économie urbaine et l'économie géographique .	41
1. Un regard épistémologique .	41
2. Le modèle standard de l'économie urbaine . .	47
3. L'économie géographique .	66
4. Conclusion . .	73
CHAPITRE III Les analyses des densités et de leur évolution .	74
1. Les densités de population : formes fonctionnelles, évolution des gradients de densités et facteurs explicatifs . .	74
2. Les densités d'emplois : formes fonctionnelles, facteurs explicatifs .	117
3. Les densités de population et d'emplois : facteurs explicatifs . .	122
4. Conclusion . .	127
CONCLUSION DE LA PREMIERE PARTIE .	128
SECONDE PARTIE	131
CHAPITRE IV . .	131
CHAPITRE IV : Estimations des fonctions de densité .	131
1. La forme . .	132
2. La forme exponentielle négative .	141
3. La forme de Bussière . .	156
4. La Forme log normale .	166
5. D autres formes fonctionnelles .	168

6. Des estimations sur d'autres types de distances . .	169
7. Des estimations par les fonctions de production inversées . .	191
8. Conclusion . .	199
CHAPITRE V : L'économétrie spatiale .	200
1. Le modèle linéaire général .	201
2. Deux effets spatiaux : l'hétérogénéité et l'autocorrélation spatiales .	203
3. L'autocorrélation spatiale : tests et intégration .	214
4. Conclusion . .	251
CHAPITRE VI : Prise en compte de l'autocorrélation spatiale et nouvelles spécifications des fonctions . .	252
1. La donne .	252
2. Les résultats des estimations .	262
3. Conclusion . .	308
CONCLUSION DE LA SECONDE PARTIE . .	309
CONCLUSION GENERALE .	313
BIBLIOGRAPHIE . .	321
ANNEXES .	337
ANNEXE I LISTE DES AIRES URBAINES EN 1990 .	337
ANNEXE II POPULATION DES AIRES URBAINES SELECTIONNEES EN 1975, 1982, 1990 ET 1999 .	346
ANNEXE III REPRESENTATIONS DE LA RELATION DISTANCE – DENSITE POUR QUELQUES AIRES URBAINES FRANCAISES . .	354
ANNEXE IV RESULTATS ESTIMATIONS FONCTION EXPONENTIELLE NEGATIVE AU NIVEAU DES AIRES URBAINES 1975 – 1982 – 1990 - 1999 . .	357
ANNEXE V RESULTATS ESTIMATIONS FONCTION EXPONENTIELLE NEGATIVE POUR LES EMPLOIS SUR LES 20 PREMIERES AIRES URBAINES 1975 – 1982 – 1990 . .	367
ANNEXE VI RESULTATS ESTIMATIONS FONCTION EXPONENTIELLE NEGATIVE POUR LES EMPLOIS MANUFACTURIERS 1975 – 1982 – 1990 .	369
ANNEXE VII RESULTATS ESTIMATIONS FONCTION EXPONENTIELLE NEGATIVE POUR LES EMPLOIS DE DISTRIBUTION 1975 – 1982 – 1990 .	371
ANNEXE VIII RESULTATS ESTIMATIONS AUTRES FORMES FONCTIONNELLES 1975 – 1982 – 1990 . .	372

ANNEXE IX REPRESENTATIONS GRAPHIQUES DES DENSITES DE L'AIRE URBAINE DE LYON EN FONCTION DE DIFFERENTS INDICATEURS D'ELOIGNEMENT 1975 .	376
ANNEXE X RESULTATS DES INDICES D'EQUIPEMENT ET D'AMENITES NATURELLES ISSUS DE L'INVENTAIRE COMMUNAL .	378
ANNEXE XI RESULTATS ESTIMATIONS DU MODELE SPATIAL AUTOREGRESSIF SUR LES DENSITES DE POPULATION EN 1982 ET 1990 .	379
ANNEXE XII RESULTATS DES ESTIMATIONS DU MODELE SPATIAL AVEC AUTOCORRELATION DES RESIDUS SUR LES DENSITES DE POPULATION EN 1982 ET 1990 . .	382
ANNEXE XIII RESULTATS DES ESTIMATIONS AVEC LES MCO POUR LES EMPLOIS ET DES TESTS SUR LES EFFETS SPATIAUX EN 1982 ET 1990 . .	386

Remerciement

Je remercie le Professeur Alain BONNAFOUS pour avoir accepté d'encadrer ce travail, pour la confiance qu'il m'a témoignée et les conseils qu'il m'a donnés tout au long de ces années.

Je tiens à remercier le Professeur Jean-Marie HURIOT, le Professeur Hubert JAYET, rapporteurs de ma thèse, le Professeur Denise PUMAIN, le Professeur François GARDES, le Professeur Franck SCHERRER et M. Bertrand SCHMITT, Directeur de Recherche, pour l'honneur qu'ils me font de participer à mon jury.

Je remercie le Professeur Jean-Marie HURIOT et le Professeur Hubert JAYET, M. Bertrand SCHMITT, Directeur de Recherche, de m'avoir invité dans les séminaires et les colloques qu'ils ont organisés et au cours desquels j'ai pu présenter des éléments de ma recherche.

J'adresse des remerciements particuliers à Mme Marie-Andrée BUISSON pour avoir suscité mon intérêt pour l'analyse spatiale.

Je remercie également Florence GOFFETTE-NAGOT, Chargé de recherche au CNRS, pour ses conseils et son soutien constant.

Que tous les membres du LET soient remerciés pour leur accueil, leur disponibilité et les discussions que nous avons eues ensemble.

J'adresse également ma gratitude à Karine DELVERT pour son soutien au cours de ces années passées dans le bureau 118S.

Que Stéphanie PÉGUY et Véronique PÉGUY soient remerciées particulièrement pour la relecture de ce travail.

A Stéphanie A mes parents A ma famille

Introduction générale

La ville, sous l'effet de différentes forces, est soumise à de profonds changements dans sa configuration. De manière générale, ce mouvement se caractérise par une diminution des densités en son centre et par un accroissement de l'espace occupé par la population, repoussant ainsi ses frontières initiales. C'est non seulement une occupation plus lointaine de l'espace qui intervient, mais également une réorganisation de celui-ci en son sein.

Cette croissance de la ville n'est pas totalement nouvelle à l'échelle de l'histoire. Longtemps enfermée par les murs d'enceintes, la cité s'est étendue dans un premier temps sur les faubourgs proches. Mais la faiblesse des moyens de transport a contenu cette dispersion de la population.

Aujourd'hui, la tyrannie de la distance s'est significativement affaiblie sans être pour autant inexistante. Des systèmes de transport collectifs urbains ont émergé au cours du XIX^{ème} siècle et se sont développés au XX^{ème} siècle. Mais plus encore, la voiture particulière a connu un essor sans précédent, qui fait dire à Roland Barthes que « *l'automobile est aujourd'hui l'équivalent assez exact de nos cathédrales gothiques* » (Barthes, 1957, p.150). En devenant plus accessible à partir des années 1920 aux Etats-Unis et dans les années 1960 en Europe, elle a permis de parcourir des distances significativement plus grandes et de manière plus rapide. Elle autorise ainsi les ménages à se localiser de plus en plus loin du centre, en direction des espaces ruraux.

Cette déconcentration de la population est observée pour un grand nombre de pays : les Etats Unis et le Canada, depuis les années 1950, en Europe et, en particulier, en

France, depuis la fin des années 1970 et le début des années 1980.

Ce mouvement de déconcentration concerne également les emplois. Les centres-villes ont ainsi enregistré des migrations de firmes vers la périphérie. L'intensité de leur dispersion est, en général, moindre que celle de la population. En outre, il semble que tous les emplois ne soient pas soumis aux mêmes forces de concentration et de dispersion.

Ces nouvelles configurations et cet étalement de *la* ville ne sont pas totalement indépendants d'un autre mouvement lié à l'évolution *des* villes. La métropolisation insiste en effet sur le développement différencié de ces dernières. Ce sont les plus grandes villes, celles qui sont dans le haut de la hiérarchie urbaine, qui enregistrent une croissance supérieure. Cette évolution peut paraître antagonique avec celle de la dispersion de la ville, si l'on ne prend pas soin d'adapter l'échelle d'analyse. La métropolisation concerne généralement les emplois. Ces derniers sont occupés par une population active qui ne réside cependant plus uniquement au niveau de la ville au sens d'agglomération, mais au niveau d'aires urbaines, définies sur des seuils de migrants alternants. A cette échelle, une croissance des villes les plus importantes intervient simultanément avec un étalement urbain en leur sein. Sur les plus grandes de ces aires urbaines, on observe même l'émergence de pôles secondaires et de nouvelles centralités.

Cette nouvelle recomposition de l'espace génère des problèmes de plus en plus aigus et des opportunités non négligeables.

La dissociation plus aiguë des lieux de résidence et des lieux de travail induit des flux de transports importants. Le nombre croissant de migrants alternants, privilégiant la voiture particulière pour leur déplacement, occasionne des effets externes négatifs. La pollution urbaine, imputable très majoritairement aux transports, contribue de manière significative à une aggravation de la morbidité dans la population et du nombre de décès prématurés. La congestion, liée à des déplacements quotidiens, est synonyme également de temps perdu qui représente un coût pour la collectivité. Le développement généralisé de la voiture particulière se fait également au détriment des transports collectifs qui maintiennent simplement leur part modale, en dépit des lourds investissements réalisés par l'Etat et les collectivités territoriales. Ces modes de transport sont alors soumis à des crises de financement cumulatives.

Ces problèmes croissants ne doivent pas occulter les opportunités que représente cette évolution spatiale. L'arrivée de nouveaux résidents dans des communes éloignées du centre assure à ces dernières un renouveau, alors qu'elles semblaient condamnées à un déclin irrémédiable. Cette émigration en direction d'espaces qualifiés de périurbains ou de ruraux sous faible influence urbaine se double également, dans certains cas, de créations d'emplois.

Un certain nombre de solutions ont été avancées pour tenter de résoudre ces difficultés dans le domaine des transports. Les leviers envisagés ont principalement trait à l'augmentation de l'offre de transport par la construction d'autoroutes et de roades urbaines, à la régulation de trafic, à la fiscalité sur les carburants et les véhicules, à l'instauration de normes anti-pollution, au développement de nouvelles technologies

moins polluantes. Pour certaines de ces mesures, l'objectif est alors d'intérioriser les effets externes générés.

Mais la ville est une « *imbrication de trois sous systèmes* » (Bonnaïous, Puel, 1983, p.44), un système de localisation, un système de déplacement et un système de pratiques et de relations sociales. Le premier renvoie à l'occupation de l'espace par les ménages, les activités et les infrastructures. Le second correspond à tous les flux de personnes et de marchandises dans la ville. Le troisième considère un mode de fonctionnement de la société. Ces systèmes répondent à des logiques spécifiques. Mais ils ne sont pas indépendants les uns des autres et les modifications au niveau de l'un d'eux ont des impacts sur les autres systèmes. A titre illustratif, ouvrir une ligne de métro modifie l'accessibilité au centre et, par le biais de la capitalisation immobilière, fait varier le prix des logements. Il en va de même lors de la construction de voies urbaines rapides qui autorisent des gains de temps lors des déplacements. Les solutions d'un certain nombre de problèmes de transports ne sont alors pas à rechercher uniquement au sein du système de déplacements mais aussi au niveau de celui des localisations.

Ces nouvelles configurations avec les problèmes et les opportunités qu'elles génèrent rendent plus impérieuse l'identification des forces qui participent à ce mouvement. Quelles sont les déterminants de cette évolution? Quels liens de causalité existent-ils entre eux ? Au préalable, il conviendra d'en offrir une représentation synthétique et une évaluation de l'intensité. Quels moyens adopter pour cela ? Quelles formes fonctionnelles privilégier ?

Le modèle standard de l'économie urbaine offre un premier cadre d'intelligibilité de ces configurations urbaines. Il précise en effet les déterminants micro-économiques des choix de localisation des ménages. Il dérive également une relation entre distance au centre et densité de population qui peut être estimée et testée.

Certaines hypothèses de ce modèle sont jugées trop restrictives et méritent d'être relâchées, pour mieux comprendre ces configurations urbaines. Quelles sont les conséquences de l'abandon de l'hypothèse d'homogénéité du réseau de transport ou de réseau radial isotrope ? Peut-on bâtir un modèle qui intègre cette hétérogénéité et cette anisotropie du réseau ? Qu'advient-il alors de la relation distance-densité ?

L'économie géographique dépasse également certaines limites du modèle standard de l'économie urbaine. Son objectif est de rendre compte plus largement du phénomène d'agglomération, envisagée au sens large, et ce, à différentes échelles, intra-urbaines, régionales, nationales ou internationales. Dans son versant intra-urbain, ce courant théorique reprend en partie des conclusions du modèle standard de l'économie urbaine. Mais là où ce dernier considérait comme exogène la localisation de l'une des catégories - ménages ou firmes - pour étudier celle de l'autre, l'économie géographique émet l'hypothèse d'interactions entre les firmes et les ménages. Les choix de localisation de chacun d'eux et les configurations de villes en résultant ne sont donc pas indépendants. En outre, l'économie géographique permet d'intégrer un développement différencié des villes sur le plan de la croissance. En termes d'étalement urbain, existe-t-il une relation entre taille des villes en termes de population et dispersion de la population ? Est-ce que des spécificités dans les déterminants de ces configurations peuvent être repérées en

fonction de la taille des villes ?

Nous retiendrons donc ces deux cadres d'intelligibilité pour expliquer cette nouvelle physionomie de la ville.

Sur un plan méthodologique, nous avons opté pour une démarche de modélisation qui permet de préciser l'intensité des relations et l'impact des facteurs identifiés dans les deux cadres théoriques précédents. En effet, la recension d'indicateurs et le suivi de leur sens de variation dans le temps n'apparaissent pas suffisants pour comprendre ces évolutions. En outre, l'ambition est de mener une analyse de manière comparative et systématique sur un grand nombre de villes, de manière à dépasser les aléas de représentativité de la monographie, centrée sur une ou quelques villes. Nous mobiliserons à cet effet des outils économétriques idoines pour traiter cette dimension spatiale.

Le plan de ce travail de recherche vise à répondre à ces différentes questions. Il s'articule en deux parties. La première comme la deuxième compte trois chapitres. Dans un premier chapitre, nous ferons état de manière un peu plus détaillée des grandes tendances de l'évolution urbaine. Nous préciserons également les enjeux qui constituent un argumentaire suffisant pour la recherche des déterminants de ces configurations.

Le deuxième chapitre aura pour objet de présenter les cadres théoriques qui formalisent les choix de localisation des ménages et des firmes et qui précisent les configurations générées. A ce niveau également, nous présenterons une formalisation dont il est possible de déduire des prédictions à tester.

Le troisième chapitre envisage l'analyse des densités et de leur évolution. Des formes fonctionnelles reposant sur des outils économétriques, permettent en effet de représenter de manière synthétique ces configurations et d'en mesurer la variation. Des facteurs explicatifs, issus ou non des modèles théoriques, ont été testés dans le cadre de plusieurs recherches. Comme nous le verrons, la grande majorité de ces travaux retient comme terrain d'observation les villes nord-américaines.

La deuxième partie se donne comme objectif de « soumettre à l'épreuve des faits » un certain nombre de prédictions théoriques. Elle vise également à surmonter certaines des limites identifiées dans les estimations et les tests précédents. Celles-ci ont trait en particulier à la paucité des travaux sur les espaces urbains qui privilégient les dimensions comparatives et systématiques sur la base de la modélisation. Dans un quatrième chapitre, nous estimerons différentes fonctions de densité sur les villes françaises. A ce niveau, le principal facteur explicatif retenu sera celui de la distance au centre, identifiée comme déterminante dans le modèle standard de l'économie urbaine. Mais *l'espace n'est pas neutre*, les distributions des densités, des revenus, des ménages en fonction de leur taille ne sont pas aléatoires. Il conviendra alors d'intégrer cette répartition spatiale des valeurs dans les estimations à venir, sous peine de biais dans les paramètres et d'estimateurs inefficaces.

Le chapitre V présentera les notions d'hétérogénéité et d'autocorrélation spatiales, notions relativement anciennes mais qui ont été intégrées et déclinées de manière beaucoup plus récente dans des travaux d'estimations. Ainsi, des outils économétriques appropriés autorisent désormais leur prise en compte.

Le chapitre VI aura pour objectif de tester de nouvelles spécifications de fonctions de densité, en prenant en compte l'autocorrélation spatiale et d'autres facteurs explicatifs que la seule distance au centre. Ces variables auront trait aux déterminants des configurations urbaines, identifiés dans les cadres théoriques de l'économie urbaine et de l'économie géographique.

PREMIERE PARTIE

CHAPITRE I Quelques enjeux des configurations urbaines et de l'étalement urbain

La ville, comme nous l'avions mentionné dans l'introduction, articule, entre autres, un système de localisation et un système de déplacement. Le premier a connu de nombreuses évolutions que nous proposons de présenter dans une première partie. Nous utiliserons à ce niveau uniquement des indicateurs et des outils simples pour répondre à cette finalité. D'autres outils seront mobilisés dans les chapitres ultérieurs pour affiner cette analyse des configurations urbaines.

Le système des déplacements n'est pas resté inerte durant cette période. Sans que le sens de causalité soit tranché, on note des interférences entre les localisations et les déplacements. L'évolution des flux de transports, entendus au sens large, en milieu urbain est à l'origine de nombreux effets externes négatifs. Les enjeux relatifs en particulier à leur internalisation ne sont pas négligeables, comme nous le verrons dans un deuxième point. Leur exposé plaide en tout cas pour une recherche approfondie des facteurs à l'origine de cette évolution.

1. L'évolution des localisations

Le phénomène de dispersion de la population dans l'espace n'est pas complètement nouveau et ne se limite pas à la période contemporaine. L'augmentation de la population d'une ville se traduisait dans l'histoire autant par un étalement de celle-ci que par une augmentation des densités. Ainsi, dès le Moyen Age, la ville, longtemps enfermée et définie dans des murailles, a débordé ces limites pour gagner les bourgs environnants. La croissance urbaine se faisait sur le mode de l'absorption dont la traduction spatiale était une contiguïté du bâti de plus en plus grande. Cette dilatation de la ville restait cependant limitée par les contraintes de transport de l'époque essentiellement pédestres ou hippomobiles. Les densités étaient alors de l'ordre de 500 à 700 habitants par hectare dans les centres villes et de l'ordre de 150 à 200 habitants par hectare en banlieue pour les villes européennes du XVIII^{ème} siècle (Bairoch, 1985).

La révolution industrielle de la fin du XVIII^{ème} siècle et du début du XIX^{ème} siècle s'est traduite par une modification de la physionomie de la ville. Celle-ci a poursuivi son extension, en même temps que les quartiers se spécialisaient. Le lien entre lieu de résidence et lieu de travail se manifestaient spatialement par une proximité des deux. La contrainte de localisation des ménages était fonction du lieu de travail.

Le XX^{ème} siècle, et en particulier la fin de la seconde moitié de ce siècle, voient ce mouvement d'étalement urbain se poursuivre de manière plus prononcée encore. Élément nouveau dans cette évolution : il se double d'une dissociation croissante entre lieux de résidence et lieux de travail. La conséquence en termes de transport de ce hiatus est une augmentation du nombre de navetteurs et un allongement des distances domicile-travail.

La ville est devenue moins facile à définir. Elle apparaît « *sans lieu ni bornes* » (Webber, 1995¹), même « *invisible* » (Beaucire, 1995), compte tenu de son extension sans fin. Le front d'urbanisation est devenu plus flou. Des espaces autrefois considérés comme ruraux sont désormais intégrés dans une frange périurbaine de la ville.

Sous l'effet de cette dispersion de la population et de certaines activités, les cadres statistiques utilisés jusqu'à présent pour définir la ville se sont révélés souvent inappropriés pour saisir son influence et suivre son évolution. L'hinterland de la ville s'est accru. A l'approche fondée sur la proximité géographique se substitue ici une approche plus fonctionnelle de la ville. Le principe de niveau de migrants alternants a remplacé la règle de continuité du bâti dans son analyse.

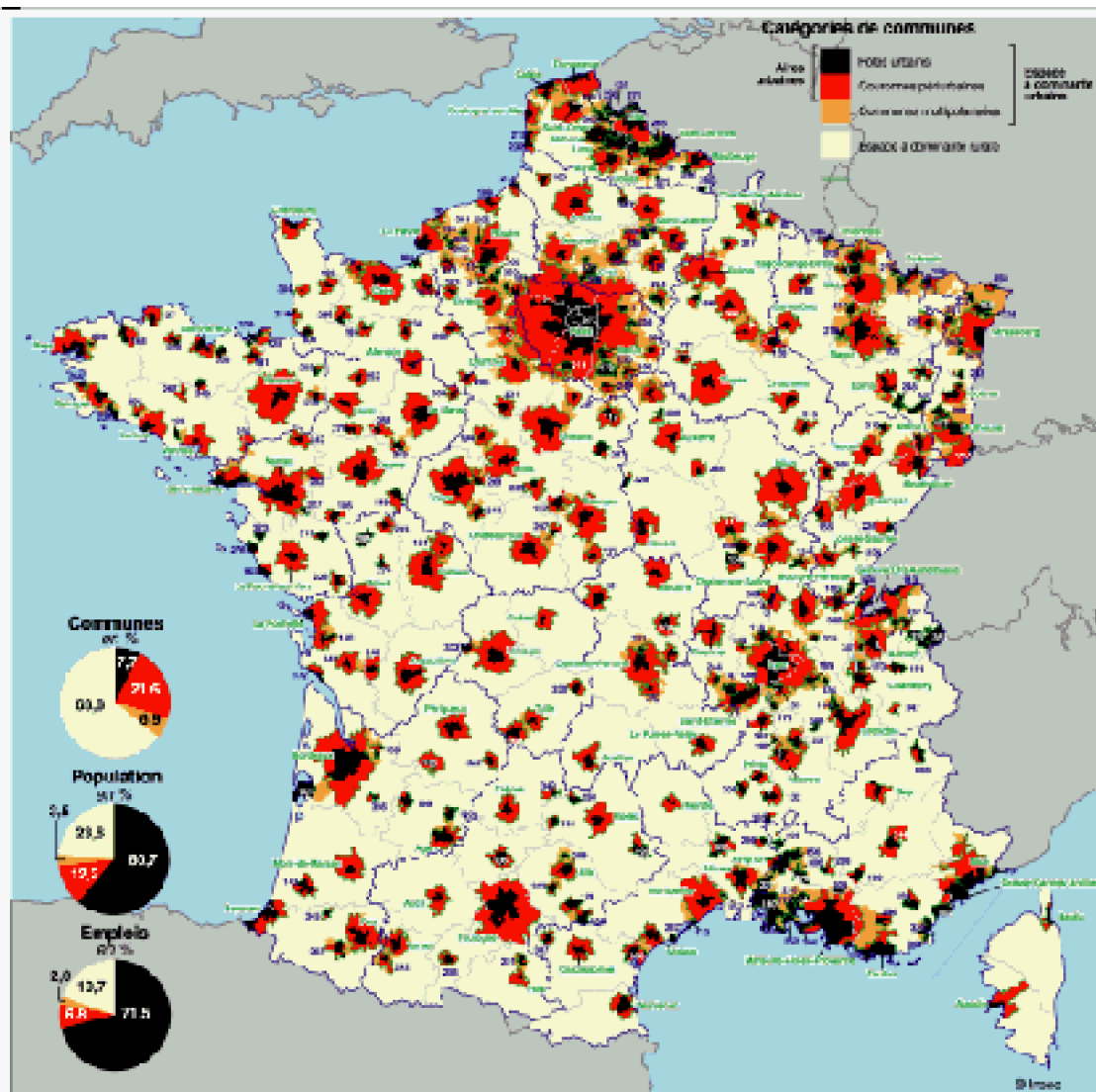
C'est sur ce principe que l'INSEE a élaboré le Zonage en Aires urbaines (ZAU) en 1996 (Le Jeannic, 1996). Ce zonage définit un pôle urbain et une couronne périurbaine. Le premier renvoie à un nombre minimum d'emplois (5 000 emplois). La seconde regroupe l'ensemble des communes dont au moins 40 % des actifs résidents vont travailler dans l'aire urbaine.

D'autres zonages existent, comme nous le verrons dans le cadre du chapitre IV sur

¹ La date de l'ouvrage correspond à celle de l'édition française. L'ouvrage dans sa version américaine date de 1964.

l'estimation des fonctions de densité. Mais à ce niveau, ce périmètre offre un découpage pertinent de l'espace, dont il est possible de faire une représentation cartographique.

361 aires urbaines ont été définies, avec comme borne supérieure celle de Paris (10,3 millions d'habitants en 1990, 1 174 communes) et comme borne inférieure celle de St Tropez (8 376 habitants en 1990, 2 communes) (Cf. annexe I).



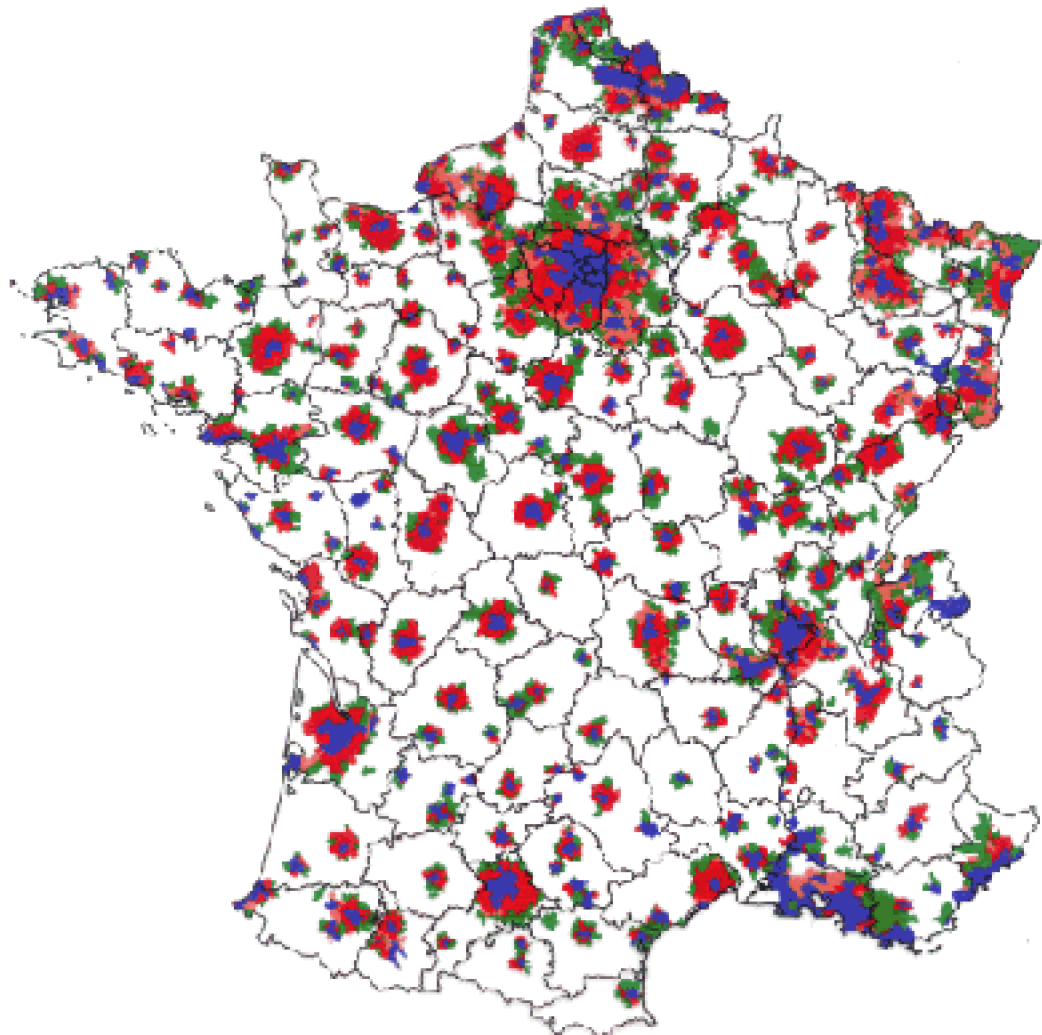
Carte 1.1 : Le zonage en aires urbaines en 1990

Source : Le Jeannic Vidalenc, 1997.

Ce zonage en aires urbaines, établi sur la base du recensement de 1990, a également été rétroposé pour celui de 1982². Les délimitations sont alors propres à chacune de ces deux années. Autrement dit, les lieux de travail et de domicile sont ceux de 1982 et de 1990. La différence entre les zonages permet aussi d'évaluer l'étalement urbain au niveau de la France. Il renvoie alors aux communes qui font partie du ZAU de

² Il s'agit d'un fichier de travail de l'INSEE.

1990 mais qui n'étaient pas intégrées au niveau du ZAU de 1982 (Carte1.2).



Carte 1.2 : Le zonage en aires urbaines en 1982 et en 1990

	Communes n'appartenant pas une aire urbaine en 1982 mais appartenant à une aire urbaine en 1990		Couronnes périurbaines
	Pôles urbains		Communes multipolarisées

Les résultats du dernier recensement de la population de 1999 ne semblent pas indiquer, en première analyse, de retournement de tendance.

Tableau 1.1 : La population de la France métropolitaine par catégorie d'espace de 1962 à 1999 (Millions d'habitants)

	Pôles urbains	Communes périurbaines	Espace à dominante rurale	France métropolitaine
1962	27,146	5,666	13,613	46,425
1968	30,381	5,859	13,473	49,712
1975	32,878	6,537	13,177	52,592
1982	33,357	7,715	13,263	54,335
1990	34,372	8,862	13,381	56,615
1999	35,217	9,674	13,628	58,519

Source : Bessy-Pietri, Hilal, Schmitt, 2000 Délimitations définies à partir du recensement de 1990. Recensements de la population INSEE.

Les pôles urbains, sur la base des délimitations de 1990, comptent plus de 35 millions d'habitants, soit une croissance de 30 % par rapport à 1962. La population est moins nombreuse dans les communes périurbaines. Mais sa croissance depuis 1962 est quasiment le double de celle des pôles urbains (+54 %). On note enfin que l'espace à dominante rurale, après avoir enregistré une décroissance, retrouve un niveau légèrement supérieur à celui de 1962.

Tableau 1.2 : La population de la France métropolitaine par catégorie d'espace de 1962 à 1999 (Millions d'habitants)

	Pôles urbains	Communes périurbaines	Espace à dominante rurale	France métropolitaine
1962	58,5	12,2	29,3	100,0
1968	61,1	11,8	27,1	100,0
1975	62,5	12,4	25,1	100,0
1982	61,4	14,2	24,4	100,0
1990	60,7	15,7	23,6	100,0
1999	60,2	16,5	23,3	100,0

Délimitations définies à partir du recensement de 1990. Recensements de la population INSEE. Source : Bessy-Pietri, Hilal, Schmitt, 2000

En termes de répartition de population en pourcentage, la situation se modifie significativement. 60 % de la population vit dans des pôles urbains. Ce chiffre décroît depuis 1975. Les communes périurbaines suivent une évolution contraire, orientée à la hausse. Cette tendance connaît cependant une décélération dans le temps, (+1,8 points entre 1975 et 1982, +1,5 points entre 1982 et 1990 et +0,8 point entre 1990 et 1999). En

³ Les communes périurbaines renvoient aux communes de la couronne périurbaine et aux communes multipolarisées

termes de répartition, la part de l'espace à dominante rurale diminue de 6 points depuis 1962.

L'analyse du bilan naturel et du solde migratoire permet de préciser l'origine des évolutions enregistrées jusqu'à présent de manière agrégée.

La croissance des pôles urbains est le résultat de deux forces contraires. Le bilan naturel correspondant aux différences entre nombre de naissances et nombre de décès est positif. En revanche, le solde migratoire est négatif depuis 1975, où près de 1 million de personnes ont quitté ces pôles urbains. Cette tendance, après un infléchissement entre 1982 et 1990 (-666 000 personnes), retrouve des niveaux élevés (-877 000 personnes) entre 1990 et 1999.

Les communes périurbaines bénéficient de deux forces démographiques convergentes. Le bilan naturel comme le solde migratoire sont positifs. Le rythme d'évolution de ces deux forces n'est en revanche pas identique. Le bilan naturel entre les trois dernières périodes intercensitaires augmente, alors que le solde migratoire positif a tendance à se réduire. Après l'arrivée de plus de 1 million de personnes entre 1975 et 1982, ce flux se « tarit » pour atteindre moins de 500 000 personnes entre 1990 et 1999 (Tableau 1.3).

Tableau 1.3 : Bilan naturel et solde migratoire de 1962 et 1999 pour les pôles et les communes périurbaines (Millions d'habitants).

	Pôles urbains		Communes périurbaines	
	Bilan naturel	Solde migratoire	Bilan naturel	Solde migratoire
1962-1968	1,455	1,780	0,1987	-0,005
1968-1975	1,833	0,664	0,149	0,529
1975-1982	1,484	-1,005	0,130	1,049
1982-1990	1,682	-0,666	0,259	0,888
1990-1999	1,722	-0,877	0,314	0,498

Délimitations définies à partir du recensement de 1990. Recensements de la population INSEE. Source : Bessy-Pietri, Hilal, Schmitt, 2000

Au niveau de l'espace à dominante rurale, la situation est inversée par rapport à celle des pôles urbains. Cet espace enregistre un nombre de décès supérieur au nombre de naissances. Par contre, le solde migratoire est positif et a tendance à s'accroître sur les dernières périodes intercensitaires. Ce flux atteint même le niveau de celui des communes périurbaines (Tableau 1.4).

Tableau 1.4 : Bilan naturel et solde migratoire de 1962 et 1999 pour l'espace à dominante rurale et la France métropolitaine (Millions d'habitants).

	Espace à dominante rurale		France métropolitaine	
	Bilan naturel	Solde migratoire	Bilan naturel	Solde migratoire
1962-1968	0,261	-0,401	1,912	1,374
1968-1975	0,074	-0,370	2,056	0,824
1975-1982	-0,128	0,214	1,486	0,258
1982-1990	-0,113	0,231	1,828	0,452
1990-1999	-0,163	0,410	1,872	0,031

Délimitations définies à partir du recensement de 1990. Recensements de la population INSEE. Source : Bessy-Pietri, Hilal, Schmitt, 2000

Cette tendance n'est pas spécifique à la France. Un grand nombre de pays enregistre une évolution similaire en termes de répartition de population dans l'espace. Campion (1992) l'observe au cours des années 70 et 80 dans les pays européens. Aux Etats-Unis, la croissance de la population dans les *suburbs* est particulièrement significative sur la période d'immédiate après-guerre (Tableau 1.5).

Tableau 1.5 : Taux de croissance annuel moyen de la population et des emplois, villes centres et *suburbs* pour 90 SMSA , 1947-1963.

	Villes-centres	Suburbs	SMSAs
Population	-0,1	6,8	3,1
Emplois industriels	-0,8	6,4	0,9
Emplois de commerce de détail	+1,1	7,3	1,3
Emplois de services	1,4	12,7	3,7
Emplois de commerce de gros	-0,2	12,1	1,6
Emplois	-0,6	5,2	1,3

Source : Mills, 1972, p.28

Elle se maintient encore aux Etats-Unis au cours des années 1970 et 1980, où les *suburbs* enregistrent des taux de croissance de population positifs. Même si les évolutions sont plus contrastées au niveau des centres villes, leur taux de croissance est plutôt négatif (Tableau 1.6).

Tableau 1.6 : Taux de croissance annuels moyens de l'emploi et de la population, villes-centres et *suburbs*, Etats-Unis, 1969-1987

	Population		Emploi	
	Villes-centres	Suburbs	Villes-centres	Suburbs
New-York	-0,40	0,12	-0,20	2,55
Chicago	-0,19	1,99	0,40	4,00
Philadelphie	-0,95	0,75	-1,20	2,46
Los Angeles	1,10	2,69	2,20	5,70
Atlanta	0,23	3,68	2,10	5,87
Boston	-0,53	0,24	0,50	2,50
Cincinnati	-0,27	1,16	1,10	3,60
Columbus	0,68	1,36	2,60	1,70
Dallas	2,06	5,68	3,70	6,30
Detroit	-1,22	1,00	-1,00	3,20
Minneapolis	0,16	1,75	2,50	2,90
Pittsburgh	-0,91	0,01	0,20	0,60
St Louis	-2,31	0,87	-1,70	2,90
Washington	-1,12	1,73	0,60	4,30

Source : Stanback, 1991 cité par Boiteux et Huriot, 2000a, p.2

Cette dispersion de la population s'accompagne simultanément, sans que le sens de cette causalité entre les deux soit tranché à ce niveau, d'une déconcentration des emplois, en particulier de commerce de détail et de gros et de services. Ces derniers ont tendance à se localiser en périphérie.

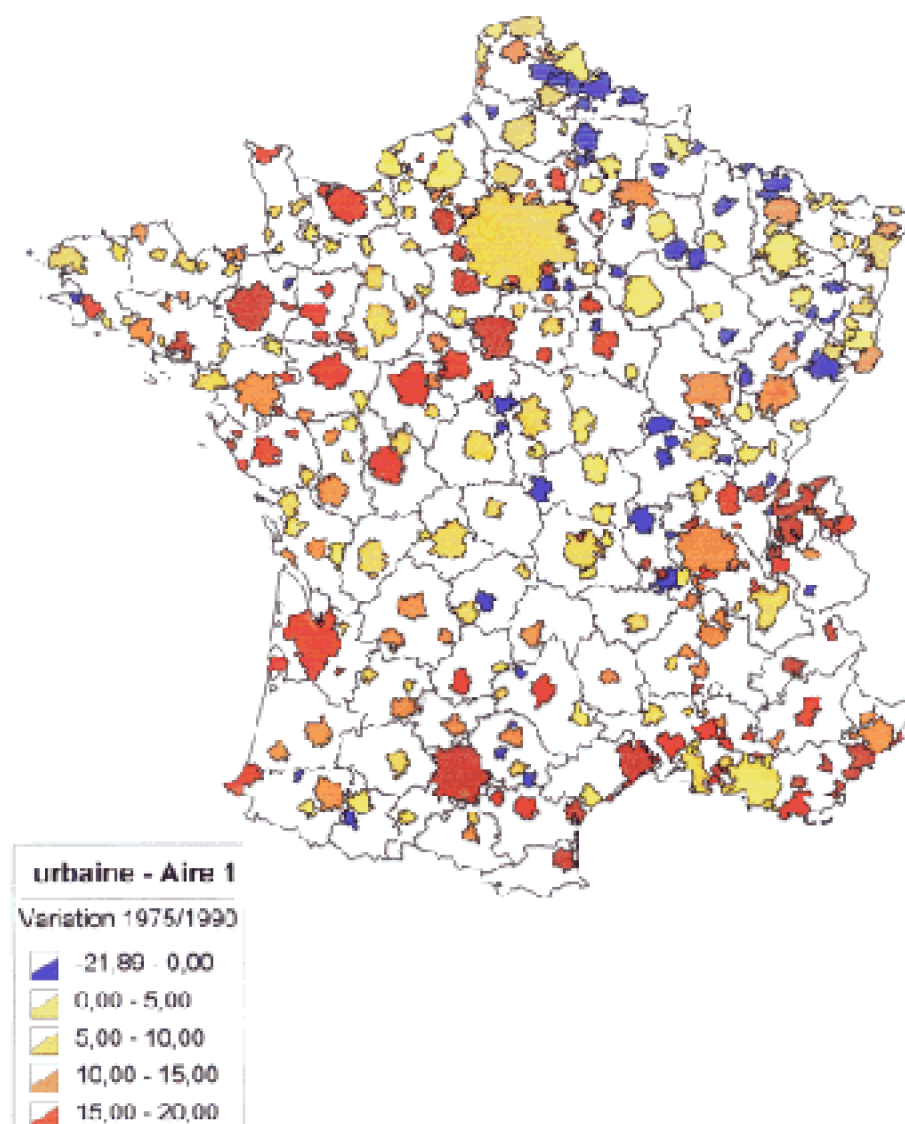
Au total dans les villes envisagées désormais à l'échelle d'aires urbaines ou de régions métropolitaines, on assiste, non seulement à un étalement urbain, mais à une reconfiguration interne de celles-ci. Dans les villes nord-américaines, ce mouvement de suburbanisation s'est traduit dans les années 1960 par la délocalisation des commerces de rang inférieur, la création de centres commerciaux en périphérie. Les industries se sont rapprochées de ces centres également pour bénéficier d'un espace plus grand, d'une main-d'oeuvre qualifiée, résidant plutôt en périphérie. Au cours des années 1970, les *back offices* eux aussi ont adopté une localisation plus périphérique. Les activités de *front offices* (sièges sociaux, services supérieurs, centres de recherche...), longtemps localisées au centre ont gagné au cours des années 1980 cette périphérie (Boiteux, Huriot, 2000b). Il s'ensuit même l'émergence d'*edge cities* (Garreau, 1991), la formation de *lone eagles*, de *gated communities*, d'*exburbs* (Gibson, 2000).

Ces tendances observées au niveau nord-américain se retrouvent en partie seulement au niveau de l'Europe, et en particulier de la France. Alors qu'une partie de la population et des emplois « fuient devant la rouille du centre » aux Etats-Unis et aux Canada, les politiques d'urbanisme en France, sous la forme de rénovation et d'aménagement, ont contrecarré en partie l'attraction périphérique. Les villes centres gardent un effet structurant sur le reste de l'espace plus prononcé, comme nous le verrons de manière plus précise dans le chapitre 4 sur les estimations de fonctions de densité.

Il convient enfin de noter, dans cette présentation des localisations et de leur évolution, des spécificités de taux de croissance selon la taille des aires urbaines et des

régions métropolitaines.

Dans le cas de la France sur la base du dernier recensement de la population de 1999, il est possible d'observer que la croissance est fonction de la tailles des aires urbaines. Alors que le taux de croissance démographique annuel sur la France métropolitaine entre 1990 et 1999 est de 0,37 %, il s'élève à 0,47 % pour les 52 plus grandes aires urbaines. Huit d'entre elles totalisent même la moitié de l'accroissement démographique enregistré : Paris, Toulouse, Lyon, Montpellier, Nantes, Rennes, Marseille-Aix-en-Provence et Bordeaux. Elles correspondent également aux aires urbaines les plus grandes. Cette tendance était déjà significative entre 1975 et 1990, comme il est possible de l'apprécier avec la carte 1.3.



Carte 1.3 : Taux de croissance sur les aires urbaines

Non seulement les configurations urbaines ont évolué mais de manière simultanée des changements profonds sont intervenus au niveau des déplacements.

2. Des déplacements sources d'enjeux

L'évolution de ces configurations urbaines n'est pas indépendante de l'évolution de la mobilité des individus et des flux de marchandises.

2.1 Des flux de transport redessinés

Ces flux de transport ont trait à la fois à la mobilité des ménages et aux flux de marchandises en ville.

2.1.1 La mobilité des ménages

Les déplacements locaux, définis dans les enquêtes Transports et Communications comme des déplacements réalisés à une distance à vol d'oiseau par rapport au domicile inférieure à 80 km, représentent en 1994, 96 % des déplacements totaux. Ils ont crû de 15 % par rapport à la précédente enquête de 1982.

Cette mobilité des individus se caractérise par plusieurs éléments :

- un recours croissant à la voiture particulière,
- des distances parcourues de plus en plus grandes,
- des temps de transport constants.

2.1.1.1 La voiture particulière comme moyen de déplacement privilégié

En France, d'après les enquêtes Transports et Communications, les ménages privilégient pour leurs déplacements quotidiens la voiture particulière (VP), au détriment des transports collectifs, des deux roues et des modes non motorisés. Entre 1982 et 1994, les déplacements en VP ont augmenté de 30 % alors que les déplacements à pied diminuaient dans la même proportion et que ceux réalisés à deux roues diminuaient de 50 %. Pour l'ensemble des modes mécanisés (Tableau 1.7), la VP a consolidé sa position hégémonique. Elle assure 82 % des déplacements quotidiens, contre 74 % en 1982. Les transports publics sont restés quasiment stables sur la période.

Tableau 1.7 : Part des moyens de locomotion en 1982 et 1994

	1982	1994	Variation 94/82
Deux-roues	13	6	-7 points
Voiture particulière	74	82	+12 points
Transports en commun	13	12	-1 point
Ensemble	100	100	
Source : enquêtes Transports et Communications 1982 1994			

Ce recours massif à la voiture particulière correspond également à des taux d'équipement des ménages plus importants. Le taux de motorisation des ménages n'a cessé d'augmenter en France au cours des dernières décennies. A un niveau de 70 % en 1980, il s'est accru de 9 points, pour atteindre 79 % en 1996. Ce taux est relativement proche du taux d'équipement des ménages en lave-linge (90 %) ou en télévision (92 %) et nettement supérieur aux taux d'équipement en magnétophone (59 %), en chaîne HIFI (58 %) ou en four à micro onde (40 %).

Cet attrait pour la voiture particulière n'est ni récent, ni propre à la France. Le taux de motorisation en voiture particulière pour 1 000 habitants, en France, était de 1‰ au début du siècle, contre 383‰ en 1986. Les taux de croissance annuelle ont été particulièrement forts durant l'Entre-deux-guerres (+11,5 % en moyenne pour les Etats-Unis, l'Allemagne, la France, l'Italie, le Royaume-Uni) et au cours des années 1960, où ce taux pour ces mêmes pays était de 10,4 % en moyenne.

Tableau 1.8 : Taux de motorisation dans le monde (nombre de véhicules pour 1000 habitants)

	1902	1913	1927	1950	1960	1970	1982	1986
Etats-Unis	1,6	13	189	260	340	430	537	552
Allemagne	0,3	1,1	5,1	40	90	227	387	446
France	1	3,1	22,7	40	110	240	369	383
Italie	0,2	0,5		15	30	180	337	392
Royaume Uni	1,6	6,1	22,7	50	110	213	284	310*
Japon						76	212	235
Brésil						23	65	

Source : Frybourg et Prud'homme, 1984 ; Merlin, 1991 (* valeur de 1985) cité par Dupuy 1995

Pour les années 1990, au niveau de l'OCDE, le taux de croissance de la motorisation des ménages est de 3,5 % environ par an et de 4,2 % par an pour les seuls pays de l'Union Européenne.

Les constructeurs automobiles ont pu craindre une saturation du marché avec une diffusion de l'automobile pour l'ensemble des ménages. L'essor de la multimotorisation leur a offert de nouvelles perspectives de débouchés. Ils ont développé des véhicules adaptés selon les types de déplacements effectués (urbain, grande distance) et selon les conducteurs (homme, femme...). Ainsi, le taux de multimotorisation des ménages en France a augmenté de 12 points entre 1980 et 1996.

Tableau 1.9 : L'équipement automobile des ménages en France (%)

	1980	1990	1996
Ménages non motorisés	29,2	23,2	21,3
Ménages motorisés	70,8	76,8	78,7
Soit			
<i>Monomotorisés</i>	54,3	50,5	50,5
<i>Bimotorisés</i>	14,8	23,0	24,5
<i>Trimotorisés et plus</i>	1,7	3,3	3,7
Source : TEF 1998/99 p.43			

Le recours à ce mode de transport s'est doublé d'une nouvelle géographie des déplacements. La voiture particulière a été un moyen de s'affranchir un peu plus de la tyrannie de la distance, longtemps oppressante pour les déplacements des individus.

A l'échelle locale *i.e.* pour des déplacements de moins de 80 km à vol d'oiseau, la voiture particulière s'est imposée comme le mode principal de transport, en particulier pour les déplacements centre-périphérie et périphérie-périphérie. Concurrencés par la voiture, les transports collectifs ont vu leur part de marché diminuer de 7 points sur les déplacements centre-banlieue, de 4 points sur les déplacements périphérie-périphérie et de 3 points sur les déplacements banlieue-périphérie. Leur part ne s'accroît légèrement que pour les trajets au niveau du centre, où elle passe de 15 % à 19 % (Tableau 1.10).

Tableau 1.10 : Part des différents moyens de transport selon les trajets en 1982 et 1994

	Deux roues			Voiture			Transports en commun			Ensemble	
	1982	1994	écart	1982	1994	écart	1982	1994	écart	1982	1994
<i>Origine – destination</i>											
Centre – Centre	15	6	-9	70	75	+5	15	19	+4	100	100
Centre – Banlieue	11	4	-7	60	74	+14	29	22	-7	100	100
Centre - Périphérie	4	2	-2	84	88	+4	12	10	-2	100	100
Banlieue - Banlieue	12	7	-5	77	83	+6	11	10	-1	100	100
Banlieue - Périphérie	11	2	-9	78	90	+12	11	8	-3	100	100
Périphérie - Périphérie	20	9	-11	72	87	+15	8	4	-4	100	100
Rural - Rural	12	8	-4	86	89	+3	2	3	+1	100	100
Sortant du bassin	2	1	-1	86	91	+5	12	8	-4	100	100
Ensemble	13	6	-7	74	82	+8	13	12	-1	100	100

Source : Enquêtes Transports et Communications 1982 1994.

Dans ce panorama national, la situation de Paris se démarque. Les transports publics et les transports mixtes combinant l'utilisation d'une VP et d'un transport public (bus ou train) assurent près de 40 % des déplacements des parisiens.

2.1.1.2 Des distances parcourues de plus en plus grandes

L'étalement de la ville sur des espaces de plus en plus lointains se traduit par un accroissement des distances domicile-travail parcourues par les ménages. En 1994, la longueur moyenne d'un déplacement est de 9 km contre 7 km en 1982. Pour les déplacements locaux mécanisés, elles s'est accrue de 21 % en passant de 8,1 à 9,8 kilomètres sur cette même période. La croissance de la mobilité observée trouve même son origine en grande partie dans cet allongement des distances, plus que dans la multiplication des déplacements.

Tableau 1.11 : Distances parcourues selon les espaces (millions de km)

Origine -destination	1982		1994		Evolution 1982-1994
	Distances parcourues	Répartition en %	Distances parcourues	Répartition en %	
Centre - Centre	633	11%	552	7%	-13%
Centre - Banlieue	728	12%	965	12%	+33%
Centre - Périphérie	805	13%	1 127	14%	+40%
Banlieue -Banlieue	846	14%	1 116	13%	+32%
Banlieue - Périphérie	390	6%	637	8%	+63%
Périphérie - Périphérie	806	13%	971	12%	+20%
Rural - Rural	94	2%	53	1%	-44%
Sortant du bassin	1 705	28%	2 878	35%	+69%
Ensemble	6 007	100%	8 299	100%	+38%

Source : Madre, Maffre, 1997

La comparaison avec les Etats-Unis indique des différences sensibles entre les deux pays en termes de distances parcourues. Ces dernières sont significativement plus élevées dans les villes américaines comparativement à celles des villes françaises. (50 % d'écart).

Tableau 1.12 : Mobilité en France et aux Etats-Unis

	France	Etats-Unis
Distance parcourue/jour/personne (km)	33,6	42,5
Dont en voiture (km)	24,8	38,4
Distance domicile-travail	14,2	17,0
Distance/jour/voiture (km)	31,7	37,9

Source : Orfeuil, 1999. P.S. : Enquête Transports 1993-1994 pour la France et NPTS pour les Etats-Unis. Pour rendre les statistiques comparables, on considère en France l'ensemble des déplacements et non seulement la mobilité locale comme dans les tableaux précédents.

Le cumul des distances parcourues par l'ensemble des voyageurs est passé de 817 à 1 184 millions de voyageurs.km entre 1982 et 1994, soit une augmentation de 45 % en 12 ans. Cette forte croissance du nombre de voyageurs.km correspond principalement aux déplacements entre centre ville et banlieue, entre centre ville et périphérie et entre

banlieues.

Tableau 1.13 : Répartition des voyageurs.kilomètres (milliards) selon les espaces en 1982 et 1994

Origine -destination	1982		1994		Evolution 1982-1994
	Voyageurs. kilomètres	Répartition en %	Voyageurs. kilomètres	Répartition en %	
Centre - Centre	95	11,6	90	7,6	-5
Centre - Banlieue	110	13,5	151	12,8	+38
Centre - Périphérie	106	13,0	164	13,8	+55
Banlieue -Banlieue	126	15,5	171	14,5	+36
Banlieue - Périphérie	48	5,9	86	7,3	+80
Périphérie - Périphérie	111	13,6	133	11,2	+20
Rural - Rural	12	1,4	7	0,6	-36
Sortant du bassin	209	25,5	382	32,2	+83
Ensemble	817	100,0	1184	100,0	+45

Source : Madre, Maffre, 1997

Le taux d'équipement des ménages en automobile est différent selon leur lieu de résidence. Sensiblement proche de celui des ménages du centre au début des années 75, le nombre de voitures par adulte s'est nettement accru pour les ménages résidant en banlieue ou en périphérie. Ainsi, on ne compte pas moins de 6 voitures pour 10 adultes en périphérie, contre 5 pour les villes-centres.

2.1.1.3 Des temps de transport constants

La durée moyenne d'un déplacement local mécanisé est restée stable sur la période 1982-1994 à 19 minutes. De l'accroissement des distances parcourues et de la constante des budgets-temps, on peut en déduire une augmentation de la vitesse de circulation des trajets quotidiens. La vitesse moyenne pour un déplacement passe de plus de 26 km/h à près de 31 km/h soit une augmentation de 20 % en 12 ans. L'origine de cette augmentation des vitesses de circulation est à rechercher prioritairement dans l'utilisation intensive de la voiture particulière et l'amélioration des axes de transport.

Cet accroissement de la vitesse est particulièrement sensible dans les zones périphériques où la congestion est faible. Elle reste en revanche stable pour les déplacements effectués au niveau du centre.

Tableau 1.14 : Evolution des vitesses moyennes selon les trajets (Km/h)

	1982	1994
Centre - Centre	14,0	13,7
Centre - Banlieue	20,9	23,4
Centre - Périphérie	37,2	39,1
Banlieue - Banlieue	20,8	22,8
Banlieue - Périphérie	39,9	42,8
Périphérie - Périphérie	21,5	29,1
Rural - Rural	23,1	26,4
Sortant du bassin	46,8	52,4
ensemble	26,1	31,4

Source : enquête Transports et Communications 1982-1994

« Quand la vitesse se généralise, n'est ce pas un nouveau référent temporel qui se substitue au référent spatial déterminé par des distances normales d'une marche à pied jusque là pratiquée par tous ? » (Dupuy, 1995, p.30). La durée de déplacement devient un élément essentiel du coût généralisé de transport. La prise en compte de cette dimension temporelle n'est pas sans incidence sur la dimension spatiale envisagée sous l'angle des densités, comme nous le verrons dans le chapitre 4 sur les estimations de fonctions de densité.

2.1.1.4 Des dépenses relatives aux déplacements non négligeables

En retenant les coefficients budgétaires à prix courants des ménages issus de la comptabilité nationale, il apparaît que les transports⁴ représentent le troisième poste de dépenses des ménages après l'alimentation et le logement (TEF, 1997-1998).

Il représente environ 15 % du budget total des ménages en 1996. Il a crû de 4 points par rapport à 1960.

Tableau 1.15 : Evolution de la consommation des ménages entre 1960 et 1996 saisie sur la base des coefficients budgétaires

⁴ A ce niveau, il s'agit de l'ensemble des dépenses relatives aux transports et pas simplement celles relatives à la mobilité quotidienne.

	1960	1970	1980	1990	1996
Transports	11,0	12,7	15,1	15,4	15,0
Logement (loyers réels et fictifs)	6,2	11,2	11,6	14,6	17,7
Logement + charges	10,4	15,3	17,5	19,0	22,2
Téléphone		0,4	1,2	1,3	1,4
Loisirs	6,0	6,9	7,3	7,6	7,4
Hôtels, restaurants, voyages	6,6	6,1	6,4	7,2	7,2

Source : INSEE 1997 cité par Orfeuil 1999, p.106

Compte tenu du fait que les prix des différents biens n'ont pas évolué de la même manière sur la période, ces coefficients budgétaires rendent imparfaitement compte des variations en volume de chacun de ces postes. Sur la base d'indice en volume (base 100 en 1980), la variation des dépenses de transports est significative (30 % par rapport à 1980). Mais elle reste en deçà de celle du logement (+72 %) ou de postes comme le téléphone (+275 %) (Tableau 1.16).

Tableau 1.16 : Evolution de la consommation des ménages entre 1960 et 1996 saisie en volume

	1960	1970	1980	1990	1996
Transports	31,5	64,2	100	125,7	130,0
Logement (loyers réels et fictifs)	32,0	62,2	100	144,1	172,5
Logement + charges	32,7	66,7	100	131,4	155,3
Téléphone		16,9	100	211,4	275,5
Loisirs	34,7	63,4	100	155,6	168,3
Hôtels, restaurants, voyages	56,6	74,8	100	120,5	122,0
Consom- mation totale	42,9	71,1	100	128,9	139,5

Source : INSEE 1997 cité par Orfeuil 1999 p106

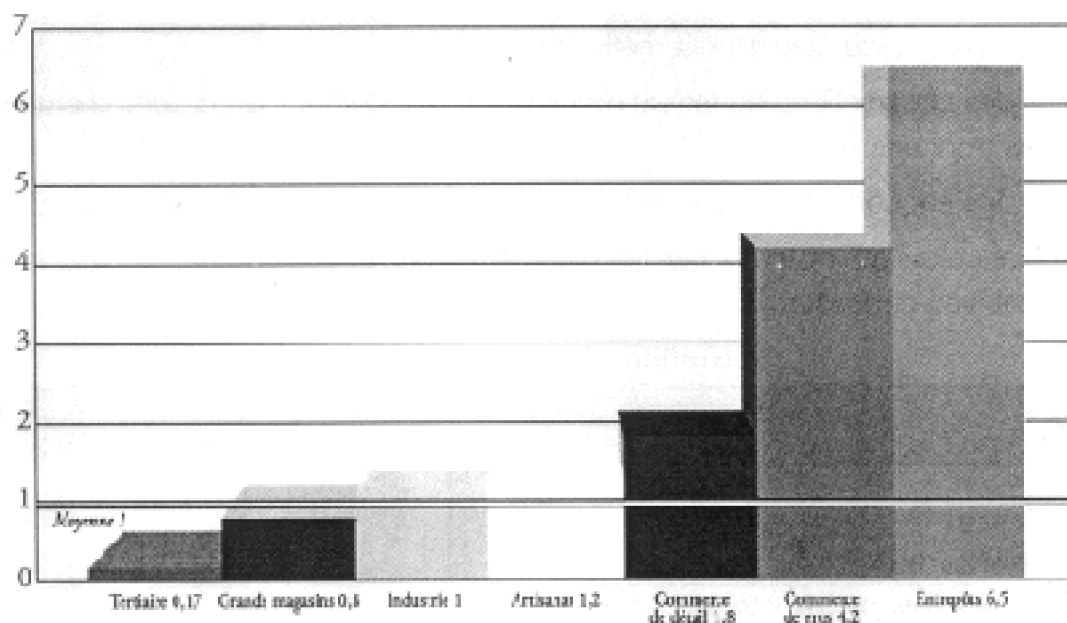
La mobilité urbaine des ménages s'est donc profondément transformée. Les déplacements intègrent aussi les flux de marchandises.

2.1.2 Les flux de marchandises en ville

Le système de transport évoqué initialement ne se limite pas aux déplacements de

personnes. La présence de résidents et de firmes au sein de cet espace génère également des flux de marchandises. Longtemps focalisé sur la dimension régionale, nationale ou internationale, le transport de marchandises dans le cadre urbain fait l'objet d'une attention plus spécifique depuis quelque temps. Sur un plan législatif, la Loi sur l'Air et l'Utilisation Rationnelle de l'Energie du 30 décembre 1996 modifie la Loi sur les Transports Intérieurs (LOTI du 30 décembre 1982) en intégrant désormais des plans de déplacements urbains comportant, entre autres, un volet sur le transport de marchandises. « *Les orientations du plan de déplacement urbain portent sur (...) le transport et la livraison de marchandises de façon à réduire les impacts sur la circulation et l'environnement* » (Art. 28, J.O. 30 décembre 1996).

Sur un plan statistique, plusieurs enquêtes, réalisées par le Laboratoire d'Economie des Transports (LET) sur les villes de Dijon, Bordeaux et Marseille, indiquent des tendances lourdes pour ce transport (Patier *et al.*, 2000). Il apparaît que le nombre de livraisons est supérieur au nombre d'enlèvements des marchandises. Cette différence s'explique par le fait que les ménages assurent eux-mêmes leurs approvisionnements. Le nombre moyen de mouvements générés par personnes employées et par semaine est proche de l'unité dans les trois villes. Mais cette moyenne cache de profondes disparités. Les deux tiers des livraisons et enlèvements sont en effet le fait du commerce (commerce de gros, de détail, et grands magasins).



Source : Patier *et al.*, 2000, p.20

Graphique 1.1 : Nombre de livraisons/enlèvements par semaine et par emploi selon les activités

La configuration des villes n'est pas sans impact sur le volume de transport de marchandises en ville. Plus précisément, la densité de livraisons et d'enlèvements, exprimée en nombre de mouvements par km² et par semaine, augmente avec la taille de

la ville. Ce ratio est de 8000/km² à Dijon, de 15 000/km² à Bordeaux et de 17 000/km² à Marseille. La superficie de la ville a également une influence sur la longueur moyenne des parcours. Cette dernière est de 19 km à Dijon, de 42 km à Bordeaux et de 43 km à Marseille.

Outre ces flux de marchandises générés par les livraisons et enlèvements auprès des établissements industriels, commerciaux ou tertiaires du secteur privé, il convient d'ajouter également d'autres flux de marchandises tels que les transports de marchandises lors des achats motorisés des particuliers, les flux relatifs aux chantiers de BTP, à la collecte des déchets ménagers et industriels, aux services postaux, aux livraisons à domicile, aux hôpitaux et aux déménagements. Sur ces flux, peu d'informations statistiques existent. Pour Bordeaux, en recoupant plusieurs enquêtes, le LET (Patier *et al.*, 2000) aboutit à une répartition de 37 % pour les flux de livraisons et d'enlèvements auprès des établissements privés, 54 % pour les flux d'achats de marchandises par les ménages retenant un mode motorisé, et 9 % pour les autres flux évoqués.

Ces déplacements ont fortement augmenté ces dernières années. Leur géographie s'est modifiée. Mais ils sont aussi à l'origine d'effets externes négatifs.

2.2 Une mobilité et des flux de marchandises non neutres

Les conséquences de cette croissance de la mobilité et des flux de marchandises en ville ne sont pas négligeables. En reprenant la typologie des effets externes en fonction des conséquences des comportements des agents économiques, élaborée par Bonnafous (1992), toutes les sphères sont concernées par les transports :

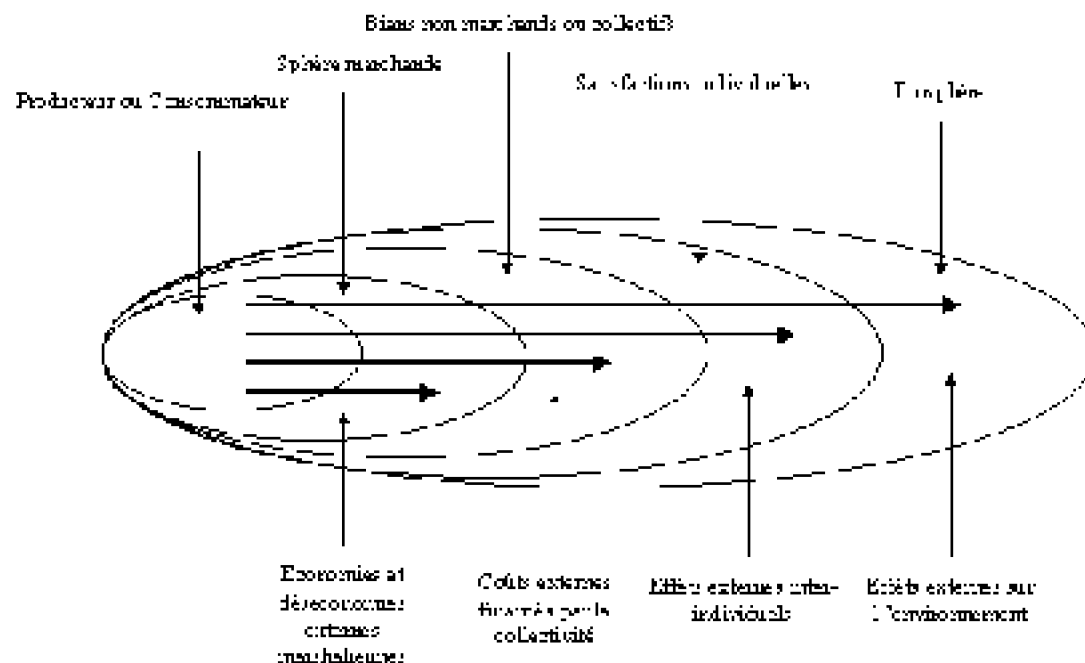
· La sphère marchande

· Les biens marchands ou collectifs

· Les satisfactions individuelles

· La biosphère

Les transports en milieu urbain modifient la sphère marchande par le biais des effets externes marchands. A titre illustratif, la fonction de production des entreprises de transport se trouve grevée par la congestion qu'elles occasionnent en partie et qu'elles supportent lors de leurs livraisons. Pour la sphère des biens collectifs, l'accroissement du trafic génère une dégradation accrue de la chaussée et induit des dépenses d'entretien supportées par la collectivité. Le bruit, le temps perdu, l'insécurité routière sont autant d'effets externes qui affectent la sphère des satisfactions individuelles. Enfin, la biosphère est concernée par la pollution urbaine sous la forme d'émissions de gaz nocifs.



Source : Boulaabou, 1992, p. 23

Graphique 1.2 : Effets externes et sphères de référence

Certains services financés en partie par les collectivités locales supportent les conséquences de cette évolution de la mobilité. Ainsi en est-il particulièrement des entreprises de transport collectif.

2.2.1 Les conséquences pour certains services

Le déclin modal des transports collectifs, imputable en partie à la concurrence de la voiture particulière, est à l'origine de difficultés financières pour les autorités organisatrices et les sociétés exploitantes des transports urbains. Confrontées selon les réseaux à une stagnation, voire à une baisse de la fréquentation, en dépit de lourds investissements réalisés (achat de matériel, construction de métro, de tramways...) et de la croissance de l'offre, saisie sur la base des kilomètres offerts (KO) comme les places kilomètres offertes (PKO), ces autorités comme ces entreprises sont soumises à une double crise, une crise de financement et une crise des déplacements urbains.

La politique de désinflation compétitive engagée au niveau macro-économique, en rendant positifs les taux d'intérêt réels, a grevé les lignes budgétaires affectées au remboursement des emprunts contractés pour les investissements. Le versement transport (VT), prélevé sur les salaires et affecté à l'origine à l'investissement en transports collectifs, et les subventions d'investissement, versées par les autorités organisatrices, ont dû être révisés à la hausse. Pour les charges d'exploitation, la situation s'est également dégradée. L'augmentation des PKO et des KO s'est doublée d'une croissance de la masse salariale liée aux embauches réalisées en particulier pour du personnel plus qualifié. Des gains de productivité (passage à un salarié par véhicule...) ont bien été obtenus au cours des dernières années, mais ils n'ont pas suffi à compenser

cette augmentation des charges d'exploitation. Au total, le taux de couverture de ces charges par le seul financement des usagers est en déclin. L'écart entre les charges générales et la contribution des usagers, source d'un déficit croissant des sociétés d'exploitation, a du être compensé par une augmentation du versement transport et des subventions des autorités organisatrices.

Les simulations réalisées pour l'agglomération de Lyon à l'horizon 2005 sur la base du modèle QUINQUIN (QUantités INtroduites, QUantités INsolvables), développé au LET, indiquent, selon les hypothèses retenues sur la croissance du revenu des ménages et sur la démographie, une forte dérive du besoin de financement public. Actuellement de 700 millions de francs, ce besoin pourrait s'élever entre 800 et 1 000 millions de francs en 2005, soit une croissance de 15 à 43 % (Tabourin, 1998).

Outre les sociétés exploitantes, la SNCF a également subi les conséquences du développement de la voiture particulière. Le trafic régional de la SNCF hors Ile-de-France s'est accru entre 1985 et 1995 de 20 % sur la période (5,57 milliards de voyageurs.kilomètres en 1985 et 6,73 milliards de voyageurs.kilomètres en 1995). Mais le nombre de déplacements intérieurs tous modes confondus sur cette même période progressait de 32 % (798,7 milliards de voyageurs.kilomètres en 1995 contre 605,2 milliards de voyageurs.kilomètres en 1985). La mise en place de Trains Express Régionaux (TER) en 1987 n'a pas suffi pour répondre à la demande effective et potentielle pour ce type de déplacements quotidiens.

A cette crise de financement se surajoute celle relative aux déplacements urbains. Ceux-ci se caractérisent en effet par une augmentation de la congestion qui peut être associée à un effet externe.

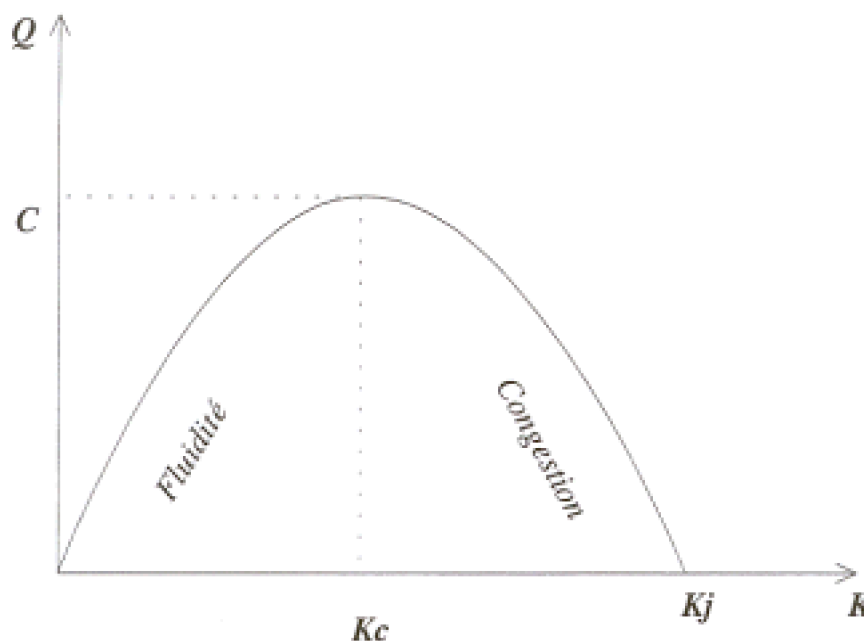
2.2.2 Des effets externes nombreux et croissants

Plusieurs effets sont imputables aux transports, parmi lesquels les plus importants sont la congestion, la pollution, le bruit et les accidents de la route.

2.2.2.1 La congestion

Vue sous l'angle de l'ingénierie de trafic, la congestion correspond au cas où à un niveau de concentration de véhicules donné (Q), relatif à un nombre de véhicules par unité de longueur de chaussée à un instant, le débit, correspondant au nombre de véhicules écoulés en un point par unité de temps, diminue (K).

La relation entre ces deux variables correspond à une courbe parabolique (appelée aussi diagramme fondamental) telle que Greenshield l'a proposée en 1934.



Graphique 1.3 : Relation débit concentration

Tant que $K < K_c$ la circulation est dite fluide. Une augmentation du débit se traduit par une augmentation de la concentration mais tout le débit qui se présente peut s'écouler.

Lorsque $K > K_c$, le trafic est dit saturé ou congestionné. L'augmentation du trafic se traduit par une baisse du débit. L'écoulement n'est plus conditionné par la demande mais par l'offre relative aux capacités d'écoulement.

Cette situation de congestion se traduit par du temps perdu, que les économistes ont tenté de quantifier et de valoriser monétairement. Ils ont produit, sur la base de différentes approches, une estimation des coûts de congestion dont Prud'homme (1998) dresse une classification.

Tableau 1.17 : les différentes approches des coûts de congestion

Approches	Vitesse de référence	Définition de la congestion
Naïve	Vitesse sur route dégagée	Valeur du temps perdu
Arbitraire	Vitesse acceptable	Valeur du temps perdu
Engineering	Flux maximisant la vitesse	Valeur du temps perdu
Semi-économique	Surplus maximisant la vitesse	Recette d'internalisation des taxes
Economique	Surplus maximisant la vitesse	Perte de surplus

Source : Prud'homme, 1998

Le livre Vert de la Commission Européenne (1995) évalue le coût de la congestion dans les pays d'Europe occidentale à 2 % du PIB.

Pour la seule agglomération parisienne, en retenant une approche économique,

Prud'homme (1998) évalue le coût de la congestion à 2,5 milliards de francs par an soit 0,12 % du PIB. Pour la France entière, il conclut que le coût de la congestion est inférieur à celui proposé par la Commission Européenne.

Sans retenir de valeur du temps, on peut estimer que les parisiens perdent chaque jour l'équivalent de 7,5 millions d'heures de travail (Ascher *et al.*, 1993).

En dépit de ces différences d'approches, il apparaît que ce coût est non négligeable pour la collectivité.

2.2.2.2 La pollution

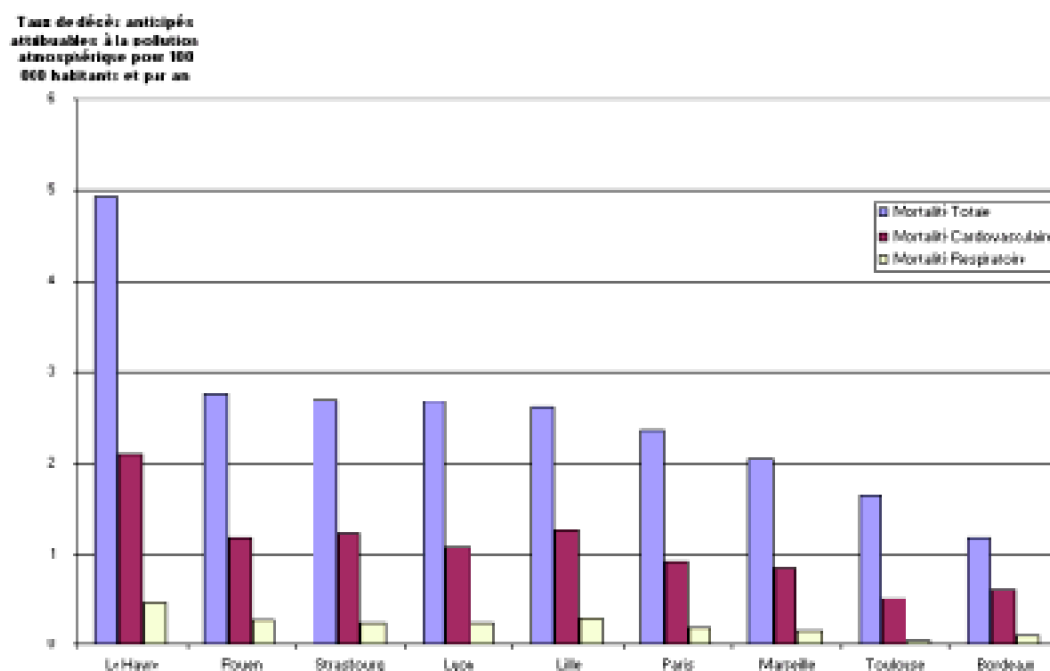
Ce trafic de voitures particulières, de véhicules utilitaires et de poids lourds est à l'origine de pollutions multiples notamment atmosphériques dont les conséquences ne sont pas insignifiantes en particulier sur la santé.

Ces effets externes sont de nature différente. Ils se traduisent par des émissions de gaz à effet de serre au sens du protocole de Kyoto, comme étant le dioxyde de carbone (CO²), le méthane (CH₄), les oxydes nitreux (N₂O), les hydrofluorocarbones (HFC), les hydrocarbures perfluorés (PFC) et l'hexafluorure de soufre (SF₆).

Plusieurs activités ont été identifiées à l'origine de cette croissance des gaz à effet de serre. Certaines comme l'industrie ont développé de nouveaux procédés de fabrication pour limiter les émissions. L'activité de transport reste largement concernée.

D'après le Livre Vert de la Commission Européenne (1995), les émissions de dioxyde de carbone sont imputables pour 20 % aux transports. Cette part est passée au cours des 20 dernières années de 13 % à 21 %. Dans un scénario fondé sur la prolongation des tendances passées, la production de dioxyde de carbone par le secteur des transports devrait augmenter de 25 % entre 1990 et 2000. D'autres gaz comme le dioxyde d'azote sont imputables à 60 % aux transports.

Cette pollution a des effets directs en termes de santé publique. Plusieurs études récentes établissent une causalité entre pollution urbaine et morbidité et mortalité. Une première étude menée par la Société Française de Santé Publique sur 9 villes françaises (Bordeaux, Le Havre, Lille, Lyon, Marseille, Paris, Rouen, Strasbourg, Toulouse) établit un lien direct entre la pollution urbaine et l'augmentation du risque de décès anticipé. Ce dernier s'accroît de 3 à 4 % pour une augmentation de 50 µg/m³ des indicateurs de pollution. Il varie de 2 à 5 % pour la mortalité cardio-vasculaire et de 1 à 6 % pour la mortalité respiratoire. Compte tenu des niveaux de pollution observés, l'étude conclut pour l'ensemble des 9 villes retenues, que le nombre total minimal de décès anticipés attribuables à la pollution atmosphérique s'élève à 265 pour la mortalité totale dont 107 pour la mortalité cardio-vasculaire et 23 pour la mortalité respiratoire.



Source : Société Française de Santé Publique, 1996

Graphique 1.4 : Pollution atmosphérique et mortalité

Envisagé désormais à l'échelle de 21 villes et intégrant d'autres éléments de pollution, le nombre de décès prématurés attribuables aux particules et au SO_2 d'origine automobile est important. Dans le cas de la pollution par les particules, il est estimé pour la mortalité respiratoire à 220 décès, et pour la mortalité cardio-vasculaire à 650 décès. Pour ces mêmes domaines, le SO_2 est à l'origine de respectivement 35 et 180 décès.

Tableau 1.18 : Estimation du nombre de décès annuels prématurés attribuables à la pollution atmosphérique d'origine automobile dans 21 villes de plus de 250 000 habitants

	Particules			SO ₂		
	Estimation basse	Estimation moyenne	Estimation haute	Estimation basse	Estimation moyenne	Estimation haute
Décès respiratoires	170	220	270	30	35	40
Décès cardio-vasculaires	490	650	780	140	180	230
Total	660	870	1050	170	215	270

Source : Société Française de Santé Publique, 1996

En retenant une estimation moyenne, la pollution urbaine est alors à l'origine de plus de 1 000 morts par an en France.

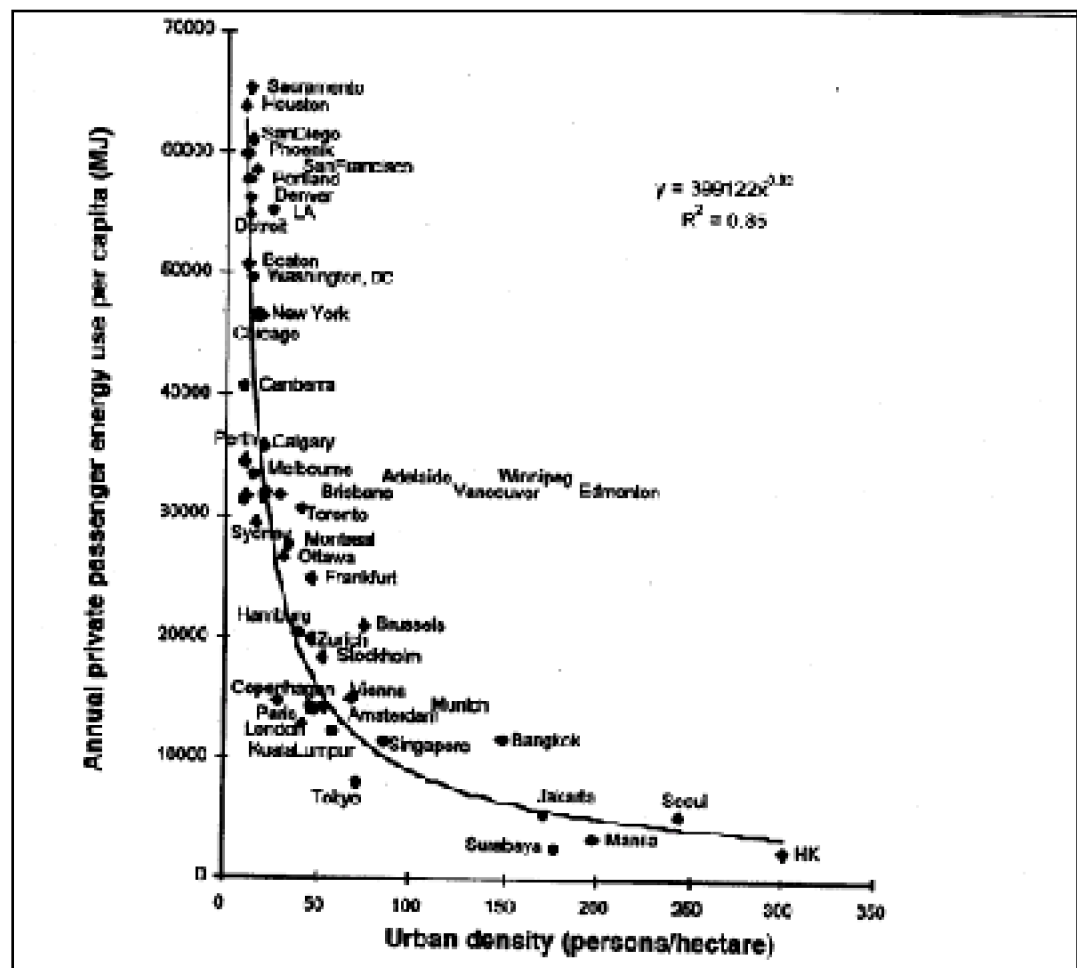
A ce risque accru de décès prématurés s'ajoutent les impacts de la pollution d'origine

automobile sur la morbidité tant respiratoire, que cardio-vasculaire. Cette situation génère des coûts pour la collectivité dans son ensemble. Ils se traduisent par une consommation médicale et pharmaceutique accrue, un absentéisme scolaire pour les enfants, des arrêts maladie pour les adultes.

Ces conclusions sont en partie confirmées par une autre étude menée désormais au niveau de la France, de l'Autriche et de la Suisse. Künzli *et al.*, (2000) concluent au même lien entre mortalité et pollution urbaine, en particulier d'origine automobile. Ils considèrent que 6 % de la mortalité totale de ces trois pays est imputable à la pollution atmosphérique, 40 000 personnes par an en seraient directement victimes. Plus de la moitié de ces décès est attribuable à la pollution émise par le trafic motorisé. A cela s'ajoutent des impacts sur la morbidité : plus de 250 000 cas de nouvelles bronchites pour les adultes, 290 000 cas de bronchites pour les enfants, 0,5 million de crises d'asthme et plus de 16 millions de personnes.jours à l'activité limitée.

Des différences d'estimations existent entre ces études mais elles insistent sur le coût croissant pour la collectivité dans son ensemble que cette augmentation de trafic et ces nouvelles pratiques de mobilité génèrent.

La consommation de carburant et les émissions de gaz que ces pratiques de déplacement induisent ne sont pas étrangères aux configurations urbaines. Les taux de motorisation des ménages ne sont pas les mêmes selon les niveaux de densité. Sur la base d'une étude sur 37 villes, Kenworthy et Laube (1999) observent une relation inverse entre la densité de population et la consommation annuelle d'énergie par habitant.

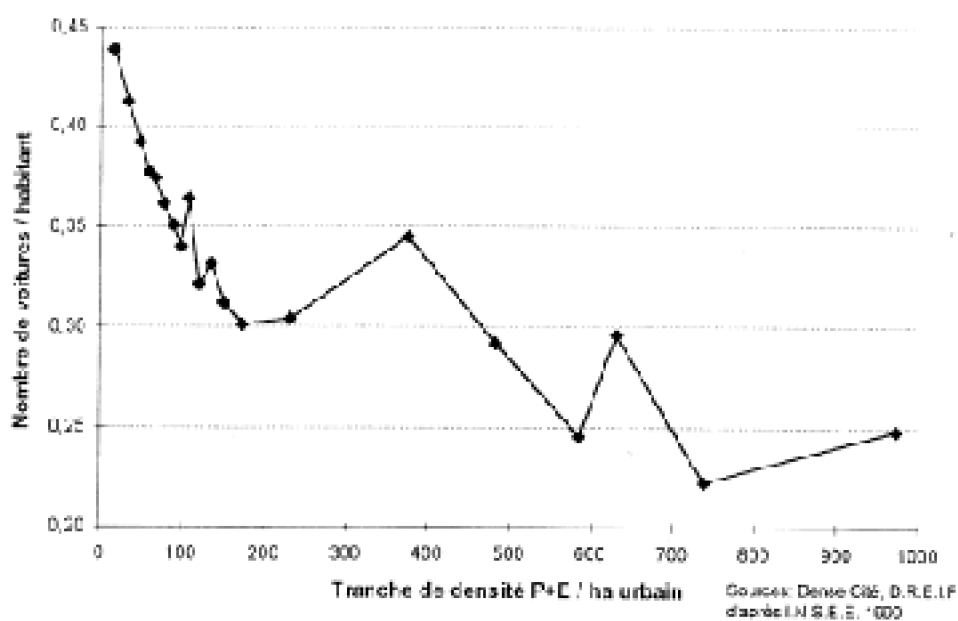


Source : Kenworthy et al., 1999, p. 77

Graphique 1.5 : Relation entre densités et émissions atmosphériques

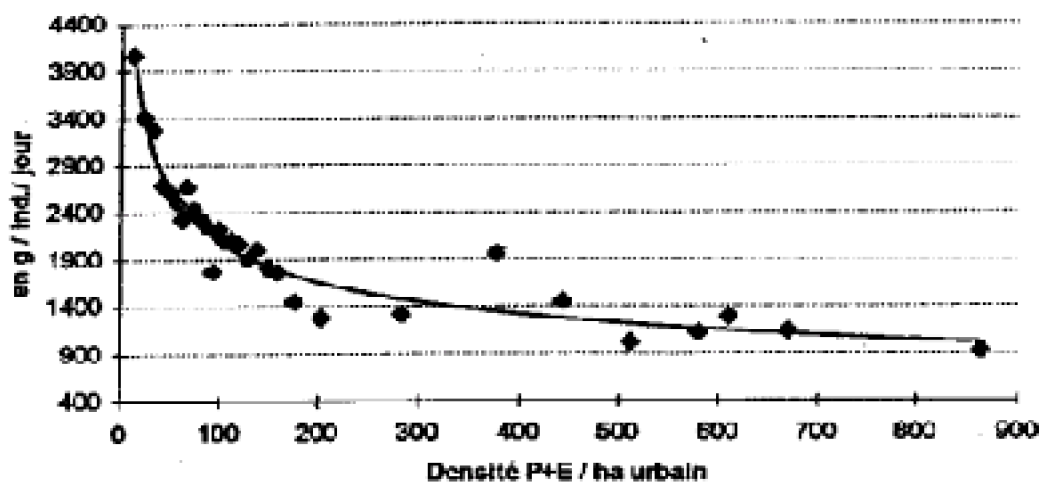
Les villes les plus denses comme Hong Kong, Manille, Séoul, Tokyo, Amsterdam sont aussi celles qui ont la plus faible consommation d'énergie par habitant. A l'opposé l'énergie consommée par les habitants de villes peu denses comme Détroit, Houston, Sacramento est 7 fois plus importante que les premières.

En France, des analyses similaires sont produites sur la relation densité et taux de motorisation et sur celle de l'émission de gaz et des densités. Ainsi, en Ile-de-France, plus les densités sont faibles et plus les taux de motorisation sont élevés. De même, les émissions de CO2 sont liées négativement à la densité.



Source : Fouquier, 1998, p.125

Graphique 1.6 : Taux de motorisation et densités (population + emplois) en Ile-de-France



Source : Fouquier, 1998, p.130

Graphique 1.7 : Emissions de CO2 par individu selon les densités (population + emplois) en Ile-de-France

Les transports sont à l'origine d'autres effets externes comme le bruit en particulier.

2.2.2.3 Le bruit

A cette pollution atmosphérique, s'ajoute celle liée au bruit. Une étude de l'IAURIF (1998)

insiste sur les nuisances sonores à l'échelle du réseau de l'Île-de-France. Sur les 5 000 km de réseau étudiés, 4 380 kilomètres émettent des niveaux sonores supérieurs à 60 décibels. Les autoroutes et les voies rapides urbaines franchissent même le seuil des 80 décibels d'émissions. Les routes départementales et nationales génèrent du bruit à des niveaux inférieurs mais sur des périodes de temps plus longues.

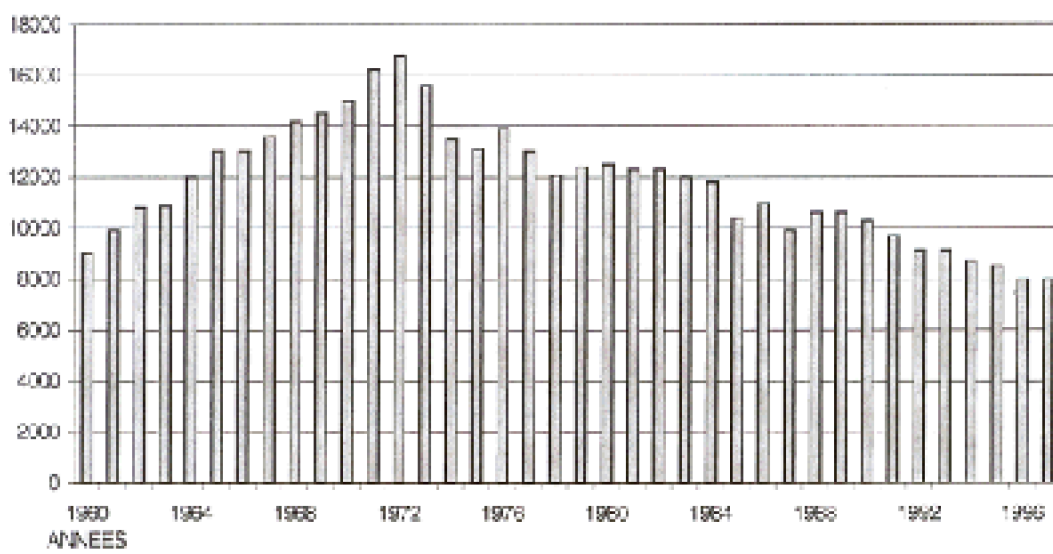
La loi contre le bruit du 31 décembre 1992 fixe pourtant un seuil maximum pour les infrastructures de transport à 60 décibels. L'Etat et les collectivités locales ont donc entrepris de limiter les émissions sonores existantes sur les axes, en particulier par des protections phoniques, des aménagements de chaussées. Les études de rentabilité sur les infrastructures à réaliser intègrent désormais cette dimension.

Ces émissions sonores liées à la croissance du trafic constituent donc un coût pour l'Etat et pour les ménages. Il est même supporté principalement par ces derniers. D'après une enquête de l'Institut français de l'Environnement, les ménages ont consacré près de 2 milliards de francs dans des investissements de protection (double vitrages...). Les coûts supportés par les ménages ne se limitent pas à ces achats. L'impact sur la santé sous la forme de trouble du sommeil est également à intégrer. De même par le biais de la capitalisation, les ménages enregistrent une baisse de la valeur de leur bien immobilier avec de telles nuisances.

Pour l'ensemble de l'Union Européenne, c'est plus de 130 millions de personnes qui seraient gênées par les émissions sonores de la circulation automobile, d'après le Livre Vert de la Commission Européenne (1995).

2.2.2.4 Les accidents de la route

Le nombre d'accidentés et de tués sur la route reste élevé en France, même si le nombre de ces derniers diminue depuis 1972, date à laquelle on comptait près de 17 000 morts par an sur les routes françaises.



Graphique 1.8 : Nombre de tués sur la route en France 1960-1996

La plupart des accidents corporels ont lieu en milieu urbain (67 % en 1998) mais c'est en rase campagne que l'on trouve la majorité des tués (69 %) et des blessés graves (54 %).

Comme pour les effets externes, il est difficile d'attribuer ces effets à la seule modification des configurations urbaines. Mais l'étalement urbain, avec l'augmentation de trafic induite, y contribuent.

Ces accidents de la route ont un coût pour la collectivité. L'Etat évalue en effet le coût du mort en France, sur la base des indemnités versées et de la baisse de production induite, à 3,7 millions de francs. Un blessé grave coûte à la collectivité en soins et en indemnisation 400 000 Francs et un blessé léger 20 000 Francs.

Le coût total de cette insécurité routière est estimé pour la collectivité à 120 milliards de Francs (60 milliards pour les coûts de réparation, 23 milliards pour l'indemnisation et les frais de soins des victimes versés par la sécurité sociale et les assurances ; 37 milliards liés à la perte de production).

2.3 Des mesures prises

Pour remédier au moins en partie à certains de ces effets externes générés par les déplacements urbains, plusieurs mesures ont été prises et des recommandations sont formulées par des groupes de réflexion. La plupart d'entre elles visent à agir sur la sphère des déplacements et des flux de marchandises.

La croissance de l'offre de transport a longtemps été un des leviers utilisés pour résoudre les problèmes de congestion en particulier. Il s'agit alors d'assurer la construction de rocadés et d'autoroutes urbaines destinées à soulager les points de saturation. Ces infrastructures coûtent cependant de plus en plus chères. En outre, elles participent aussi à un « appel d'air » pour l'utilisation de la voiture particulière.

Cette politique, sans être abandonnée complètement, a été amendée. Sur un plan législatif, La Loi sur l'Air et l'Utilisation Rationnelle de l'Energie de 1996 plaide dans son article 1 « *pour un droit reconnu à chacun à respirer un air qui ne nuise pas à sa santé* ». La Loi prévoit la mise en place de Plans de Déplacements Urbains (PDU) dans les villes de plus de 100 000 habitants avant 1998. L'objectif clairement annoncé de ces PDU est de diminuer le trafic automobile, d'assurer le développement des transports collectifs et des modes de déplacements économes et les moins polluants, comme la marche à pied et la bicyclette. Cette loi exhorte également « *les entreprises et les collectivités publique à favoriser le transport de leur personnel, notamment par l'utilisation des transports en commun et du co-voiturage* » (art 28-1-6, loi du 30 décembre 1996).

Les leviers d'action envisagés sont alors l'aménagement de la voirie, la création de pistes cyclables, des investissements dans les transports collectifs. Dans certains cas, ces plans se traduisent par des réductions de voiries affectées aux voitures particulières. L'objectif ici est alors d'accroître la pénibilité des déplacements des individus en voiture particulière.

L'appareil réglementaire a été également mobilisé. Des normes anti-pollution sur les véhicules et sur les carburants ont été émises. Des recommandations (Dron *et al.*, 2000)

pour les véhicules utilitaires ont été formulées, afin qu'ils utilisent désormais des énergies moins polluantes comme le GNV. Ces mêmes recommandations invitent les constructeurs à réaliser des véhicules plus légers et donc moins polluants.

Considérant que pour réduire la pollution atmosphérique liée aux transports, il était préférable d'avoir une ville dense ou « compacte », où le taux de motorisation des ménages est faible, certains pays comme l'Angleterre, les Pays-Bas, la Norvège se sont engagés à limiter le nombre et la longueur des déplacements en voiture particulière, en favorisant les transports collectifs.

D'autres pays, confrontés à des problèmes similaires, ont envisagé la mise en place d'une tarification d'usage, sous la forme de péage urbain. L'entrée dans la partie centrale de la ville est alors soumise à un paiement. Ces expériences ont été menées à Singapour, à Trondheim et Oslo. Des villes comme Leicester, Stuttgart envisagent de mettre en place une tarification similaire. L'objectif de ce système est alors de faire supporter les coûts du déplacement aux usagers et non plus aux résidents ou aux contribuables. Ce projet est envisagé également par certaines villes françaises.

Les mesures prises et les recommandations formulées pour une politique soutenable des transports se caractérisent par un certain foisonnement. Cependant elles recourent à l'utilisation de leviers d'action, principalement dans le domaine des déplacements. Les densités ne sont envisagées en lien qu'avec la seule variable du taux de motorisation. Or, il convient de comprendre et d'expliquer les déterminants de ces densités par d'autres variables. Ces dernières renvoient aux choix de localisations des ménages et des firmes, objet d'analyse de l'économie urbaine et l'économie géographique. Ces courants théoriques insistent à ce titre sur les arbitrages multiples des ménages et des firmes sur la base de plusieurs facteurs.

3. Conclusion

La ville a connu de profonds changements dans sa configuration. Elle se caractérise en particulier par une diminution de la population en son centre et une croissance de celle-ci en périphérie. Les frontières de la ville s'en trouvent repoussées et c'est désormais à l'échelle d'aires urbaines qu'il convient de l'envisager. La ville est alors définie, non plus sur la base de l'agglomération, mais de relations fonctionnelles qu'elle entretient avec des espaces plus ou moins lointains.

Les villes entendues désormais à cette échelle connaissent en outre un développement différencié selon leur taille, dont il faudra tenir compte dans la suite du développement.

Les déplacements se sont également profondément modifiés, en particulier dans leur géographie. Les ménages parcourent des distances domicile travail de plus en plus grandes. La constance des budgets-temps qu'ils enregistrent s'explique alors par un accroissement des vitesses de déplacement, assurée par un recours croissant à la voiture particulière et par le développement des infrastructures de transport.

Cette mobilité assure des opportunités aux ménages, en termes d'accès à l'emploi, aux lieux d'achat, aux loisirs... Pour les entreprises, elle est source de revenus. Mais elle

génère simultanément des effets externes qui remettent en cause son caractère durable. Les leviers d'action employés jusqu'à présent ont principalement trait à la régulation des flux de transport eux-mêmes. Or, la physionomie de la ville renvoie en particulier aux choix de localisation des ménages et des firmes. L'économie urbaine et l'économie géographique visent à expliciter ces décisions micro-économiques sur la base d'arbitrages entre plusieurs facteurs et identifient des forces de concentration et de dispersion qui opèrent pour les ménages et les firmes.

CHAPITRE II : Comprendre les localisations : l'économie urbaine et l'économie géographique

L'économie urbaine trouve ses origines dans les travaux de Wingo (1961), Alonso (1964), Muth (1969) sur la structuration spatiale des villes américaines au cours des années 60. Ils constituent la base de la Nouvelle Economie Urbaine (NEU), dénomination considérée aujourd'hui comme inadaptée et pour laquelle il est préféré le terme de modèle standard de l'économie urbaine ou d'économie urbaine monocentrique. Ces travaux, bien que précurseurs sur l'espace urbain, trouvent une filiation dans ceux engagés par Von Thünen (1826) sur l'occupation de l'espace agricole. Ces modèles considérés comme canoniques ont connu de nombreux développements et amendements dans le temps.

De manière plus récente, l'économie géographique a tenté de relâcher certaines hypothèses du modèle standard de l'économie urbaine, jugée trop fortes et restrictives. Sa visée est d'offrir un cadre plus complet des forces de concentration et de dispersion dans l'espace.

Mais avant d'envisager la présentation de ces cadres d'intelligibilité, il convient de ne pas s'engager dans cette recherche « sans carte ». Plus précisément, il convient de définir ce qu'il est possible de connaître, les limites intrinsèques des outils que nous mobiliserons dans la suite de ce développement.

1. Un regard épistémologique

L'engagement dans une recherche suscite plusieurs questions sur ce qu'il est possible de connaître de la réalité, sur l'adéquation des représentations et des outils mobilisés à la réalité.

Pour introduire ces questions de nature épistémologique qui nous apparaissent incontournables dans un tel travail, nous avons retenu un texte d'Umberto Eco extrait de *Pastiches et Postiches*. Dans ce texte, il s'interroge sur la possibilité de dresser la carte de l'empire à l'échelle de 1/1. Il envisage plusieurs modes de représentation et s'interroge sur leur faisabilité.

1.

la carte opaque étalée sur le territoire Etant opaque, une telle carte serait perceptible

même sans la perception du territoire sous-jacent, mais elle ferait écran entre le territoire et les rayons solaires ou les précipitations atmosphériques. Elle altérerait donc l'équilibre écologique du territoire en question, de sorte qu'elle le représenterait autrement qu'il n'est en réalité. La correction continue de la carte, théoriquement possible dans le cas d'une carte suspendue (...) est en l'occurrence impossible, car les altérations du territoire sont imperceptibles à cause de l'opacité de la carte. Les habitants feraient donc des déductions à propos d'un territoire inconnu d'après une carte infidèle. A supposer enfin que la carte doive représenter également les habitants, elle serait tout aussi infidèle, car elle représenterait un empire habité par des sujets qui habitent en fait sur la carte.

2.

La carte suspendue On plante sur le territoire de l'empire des pieux d'une hauteur égale à ses reliefs les plus élevés, et l'on étend sur leurs sommités une surface de papier ou de toile de lin sur laquelle on projette d'en-bas les points du territoire. La carte pourrait être utilisée comme signe du territoire, étant donné que, pour l'examiner, il faut lever les yeux en l'air en les détournant du territoire correspondant. Cependant (...), chaque portion de la carte ne pourrait être consultée que si l'on réside sur la portion du territoire correspondante, si bien que la carte ne permettrait pas de tirer des informations sur les parties de territoire autres que celles sur lesquelles on la consulte. *On pourrait surmonter le paradoxe en survolant la carte par en haut. Mais (mis à part la difficulté de sortir avec des cerfs-volants ou des ballons captifs d'un territoire entièrement recouvert par une surface de papier ou de toile de lin ; (...)) et le fait que, du point de vue de la connaissance on pourrait obtenir facilement le même résultat en survolant le territoire sans carte), si un sujet quelconque survolait la carte – en quittant, par le fait même, le territoire – il rendrait automatiquement la carte infidèle, car elle représenterait un territoire qui a un nombre d'individus supérieur au moins d'une unité à celui des résidents effectifs au moment de l'observation aérienne. (...)*

3.

La carte transparente, perméable, étalée et orientable Cette carte tracée sur un matériau transparent et perméable (de gaze, par exemple) est étendue sur la surface et doit pouvoir être orientable. Toutefois, après l'avoir tracée et étalée, les sujets sont restés sur le territoire sous la carte, ou sont montés sur celle-ci. S'ils l'avaient réalisée au dessus de leur tête, non seulement ils ne pourraient pas se mouvoir, car tout mouvement altérerait les positions des sujets qu'elle représente (...), mais encore ils provoqueraient en se mouvant des chamboulements de la très fine bande de gaze tendue au-dessus d'eux, en éprouveraient une gêne notable et rendraient la carte alors infidèle parce qu'elle prendrait alors une configuration topologique différente en laissant apparaître des zones de catastrophe ne correspondant pas à la planimétrie du territoire. On doit donc supposer que les sujets ont réalisé et étalé la carte en restant au-dessus. *On retrouve dans ce cas de nombreux paradoxes déjà rencontrés dans les cartes précédentes : la carte représenterait un territoire habité par des sujets qui habitent en réalité la carte (...); la carte s'avère impossible à consulter, parce que chaque sujet ne peut examiner que la partie qui correspond au territoire sur lequel se trouvent et le sujet et la carte ; (...). Il faut donc que la carte soit pliable et ensuite dépliable suivant une*

orientation différente, de façon à ce que chaque point x de la carte qui représente un point y du territoire puisse être consulté quand ce point x de la carte se trouve sur un quelconque point z du territoire où $z \neq y$. Pliage et dépliage permettent enfin que, pendant de longues périodes, la carte ne soit pas consultée et ne recouvre pas le territoire, en offrant la possibilité de le cultiver et de l'entretenir, de manière que sa configuration effective soit toujours identique à celle qui est représentée par la carte. (...) S'intéressant au pliage et dépliage de la carte ainsi obtenue, « il faut poser dans tous les cas certaines conditions préliminaires : 1) que les reliefs du territoire permettent le libre mouvement des sujets préposés au pliage ; 2) qu'il existe un vaste désert central où la carte repliée puisse être rangée et déplacée en la faisant pivoter pour la déplier suivant un orientation différente ; 3) que le territoire soit en forme de cercle ou de polygone régulier, de façon que la carte, quelle que soit son orientation, ne sorte pas des limites de celui-ci (...) ; 4) que l'on accepte en pareil cas, la condition inéluctable en vertu de laquelle il y aura toujours un point central de la carte qui se trouvera invariablement sur la portion de territoire qu'il représente. Ces conditions satisfaites, les sujets peuvent se déplacer en masse vers les limites périphériques de l'empire pour éviter que la carte ne soit repliée avec les sujets à l'intérieur. Pour résoudre le problème de la concentration de tous les sujets aux bords de la carte (et de l'empire), il faut postuler un empire habité par un nombre de sujets qui n'est pas supérieur au nombre d'unités de mesure du périmètre total de la carte, l'unité de mesure du périmètre correspondant à l'espace occupé par un sujet debout. On suppose maintenant que chaque sujet prend un pan de la carte et le replie progressivement en reculant : on atteindrait une phase critique où la totalité des sujets se trouverait concentrée au milieu du territoire, sur la carte et soutenant les pans de celles-ci au dessus de leur tête. Situation de catastrophe en scrotum, où la population tout entière de l'empire reste enfermée à l'intérieur d'une vésicule transparente, dans une position théoriquement sans issue, entraînant un grave inconfort physique et psychique. Les sujets devront donc, à mesure que se fait le pliage, sauter hors de la carte, sur le territoire, en continuant à la replier de l'extérieur, jusqu'au moment où s'opèrent les dernières opérations de pliage, lorsque plus aucun sujet ne se trouve dans la vésicule interne. Cependant, cette situation conduirait à la situation suivante : le territoire serait constitué, une fois le pliage terminé, de son habitat, avec, en plus, une énorme carte pliée en son centre. Par conséquent, la carte pliée, en étant inconsultable, serait infidèle, car il est certain qu'elle représenterait le territoire sans elle-même pliée au centre. Et l'on ne voit pas pourquoi on devrait ensuite déplier pour la consulter une carte que l'on sait a priori infidèle. Par ailleurs, si la carte représentait elle-même pliée au centre, elle deviendrait infidèle chaque fois qu'on la déplierait. »

Mais « (...) cette carte n'échappe pas au paradoxe de la Carte Normale.

A partir du moment où la carte est mise en place de façon à recouvrir tout le territoire de l'empire (...), celui-ci est caractérisé par le fait que c'est un territoire entièrement recouvert par une autre carte. Or la carte ne rend pas compte de cette caractéristique. A moins que ne soit placée sur la carte une autre carte qui représente le territoire avec, en plus, la carte sous-jacente. Mais le processus serait infini. Dans tous les cas, si le processus s'arrête, on a une carte finale qui représente toutes les cartes interposées

entre elle-même et le territoire, mais qui ne se représente pas elle-même. Appelons cette Carte Normale. »

Le paradoxe réside alors dans le fait que : « **territoire et carte finale représentent un ensemble normal dans lequel la carte ne fait pas partie du territoire qu'elle définit.** »

Umberto Eco conclue : « Toute carte au 1/1 reproduit toujours le territoire infidèlement.

Au moment où on en établit la carte, l'empire devient irréprésentable. On pourrait observer qu'avec le deuxième corollaire l'empire réalise ses rêves les plus secrets en devenant imperceptible aux empires ennemis ; cependant, en vertu du premier corollaire, il deviendrait imperceptible également à lui-même. Il faudrait supposer un empire qui prend conscience de soi dans une sorte d'aperception transcendantale de son propre appareil catégoriel en action ; mais cela nécessite l'existence d'une carte douée d'auto-conscience qui (...) deviendrait alors l'empire lui-même, si bien que celui-ci céderait son pouvoir à la carte.

Troisième corollaire : toute carte au 1/1 de l'empire sanctionne la fin de l'empire en tant que tel, et, par conséquent est la carte d'un territoire qui n'est pas un empire ».

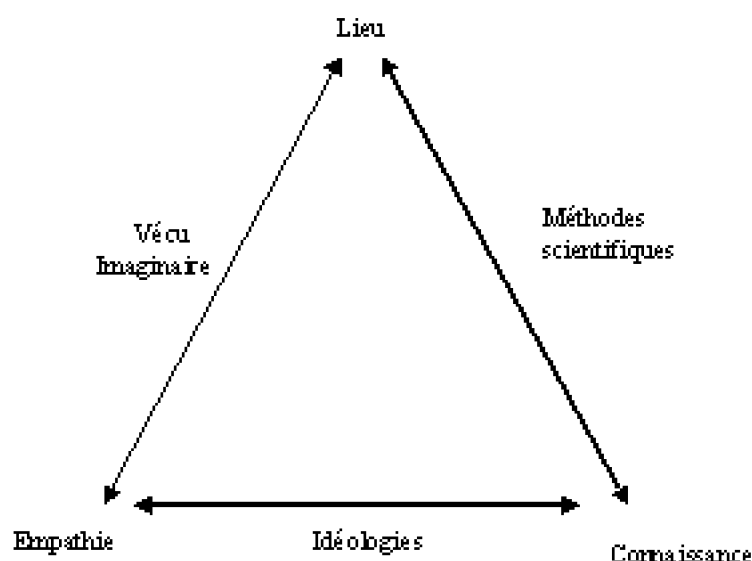
Cette histoire un peu longue mais pleine d'humour peut-être l'objet de plusieurs interprétations. L'une d'entre elles est particulièrement éclairante pour la recherche que nous avons entreprise. Elle vise à considérer que la démarche de représentation passe nécessairement par une réduction. La représentation de l'empire à l'échelle 1/1 est impossible.

Comme l'empire, la représentation de la ville, entendue au sens large, est soumise à cette même logique implacable. Il n'est pas possible de la saisir dans toutes ses dimensions et aucune définition générale et éternelle ne peut être produite. Mais n'est-ce pas le propre de tout langage qui révèle et qui limite et enferme simultanément l'objet sur lequel il élabore un discours ? Pour une approche plus organisée comme celle que se propose d'adopter la démarche scientifique cette réduction ne lui est-elle pas alors consubstantielle ? Répondre positivement à de telles interrogations dans le cas de la recherche sur la ville, c'est renoncer à l'ambition de la saisir à l'échelle 1/1.

Nombreux sont les discours sur cet « objet ville ». Ils le sont d'autant plus que « le même terme « ville » est employé pour désigner des organisations extrêmement différentes par leur forme, leur contenu et leur dimension, et dont l'aspect, les fonctions et les significations se modifient et se renouvellent continuellement au cours du temps » (Derycke et al., 1996). Certaines de ces représentations, peu élaborées, sont le fait de personnes dont les pratiques de la ville diffèrent grandement selon leur sexe, leur âge, leur localisation, leur histoire... Elles trouvent leur origine dans le vécu et dans l'imaginaire qui accompagne la ville. D'autres, plus construites, sont le résultat de démarches réflexives, développant une cohérence, s'appuyant sur des concepts et des mécanismes propres à des champs disciplinaires. Ces représentations ne sont pas forcément concordantes entre elles. La représentation de la ville de l'historien ne sera pas identique avec celle de l'économiste. Le premier envisagera, par exemple, les tendances longues de peuplement, le second les forces économiques à l'oeuvre dans sa configuration sur

des temporalités différentes pour les deux. Le sociologue, en se penchant sur les « usages de la ville » et « les manières d'habiter » (Grafemeyer, 1994), s'attache à une ville que le géographe dans sa recherche sur les relations des villes entre elles et l'évolution d'une armature urbaine ne retrouve pas immédiatement... Ces différences de discours, plus élaborés, ne signifient pas pour autant un cloisonnement complet entre eux et une impossibilité de communication. Des intersections peuvent exister comme la prise en compte explicite de l'espace dans ces recherches respectives.

En outre, entre les présentations plus ou moins immédiates et celles plus abstraites, les relations ne sont pas inexistantes. Elles sont liées par la représentation que le chercheur se fait du monde. La ville est alors au centre de ce que Bailly et al, (1995) appellent « le triangle de la connaissance ».



Source : Bailly *et al.*, 1995

Figure 2.1 : Le triangle de la connaissance

C'est l'ensemble de ces représentations qui finalement donnent sens à la ville. Mais la dépendance des trois côtés de ce triangle ne signifie pas leur identité. Les représentations plus élaborées s'appuieront sur des méthodes qui les distinguent des autres approches. La réduction qu'elles se proposent d'opérer est de même nature que la projection d'un nuage de points à n dimensions sur un nombre de dimensions plus restreint. Elles le font suivant des concepts, des mécanismes spécifiques et, plus largement, un schéma causal propre à ces représentations. Dans le cadre de la théorie économique, ces concepts sont articulés au niveau de processus marchands sans que ceux-ci soient exclusifs. Le principe d'analyse est principalement fondé sur l'individualisme méthodologique considérant qu'un certain nombre de phénomènes ou d'objet de recherche peuvent être compris sur la base de comportements individuels, par

opposition à une approche holiste. En optant pour un tel cadre, le chercheur accepte de perdre certaines dimensions pour gagner en signification et en capacité opératoire. L'hypothèse de travail *ceteris paribus* est alors mobilisée par toute représentation quelle qu'elle soit, que cette hypothèse de neutralité des dimensions éludées soit formulée explicitement ou non.

Dans le cadre de l'économie urbaine et de l'économie géographique, l'économiste insistera sur des concepts comme celui de rentes d'enchère, d'aménités, d'externalités, de rendements d'échelle croissants... La distance au centre qu'elle soit envisagée sous la forme de distances euclidiennes, de distances rectilinéaires, de distances circum-radiales, de distances-temps ou de distances-réseaux réduisent la ville à la ville à une seule dimension. L'estimation de formes fonctionnelles telles qu'une fonction exponentielle sur la population peut apparaître éminemment simplificatrice. Elles offrent cependant une synthèse de la répartition de la population et de la configuration de la ville. De tels concepts participent à un ordonnancement de cette réalité multiforme et désordonnée.

La démarche scientifique ne s'arrête pas à la production d'un discours aussi cohérent, rigoureux et abstrait soit-il. Le débat sur la scientificité de certains discours ou théories est loin d'être clos. Des raisons liées à la recherche d'efficacité mais aussi, dans certains cas, des « raisons de salubrité publique » (Bonnafous, 1994), compte tenu de certaines compromissions passées et contemporaines entre science et pouvoir, plaident pour la progression de ce débat. Feyerabend (1979) considère qu'il n'est pas possible de définir une frontière entre ce qui est scientifique et ce qui ne l'est pas. Sur la base du suivi de l'évolution des théories, Kuhn (1982) est sceptique sur la possibilité de définir un critère unique de scientificité. Les résultats obtenus n'ont de sens que dans le cadre d'un paradigme lui-même soumis à un cycle de vie. Popper (1973) développe une approche plus volontariste, fondée sur la logique. Cette démarche tranche par rapport à la position d'alors qui consistait à valider des énoncés sur la base de la multiplication de tests et d'expériences, position défendue par le Cercle de Vienne. Popper pose comme critère de scientificité celui de la réfutabilité. Est scientifique pour lui un énoncé qui peut être soumis à l'épreuve de la falsifiabilité.

Il convient donc de tester ces énoncés, ces prédictions, de mesurer leur emprise sur les faits. L'évaluation de leur « contenu », de leur significativité est indispensable sous peine de faire des concepts et des mécanismes mobilisés de véritables « boîtes noires ».

Cette épreuve des faits n'est cependant pas aussi immédiate. Les énoncés ne sont pas forcément testables en l'état compte tenu de leur degré d'abstraction. En outre, les faits ne sont pas des données qu'il est possible de mobiliser spontanément pour ces tests. Ils proviennent d'abord d'un processus de sélection, de construction sur lequel nous aurons l'occasion de revenir dans les chapitres relatifs aux estimations de fonctions de densité et aux facteurs explicatifs des configurations urbaines.

D'autres représentations de la ville développées par des champs disciplinaires proches de ceux de l'économie existent. La géographie applique sur l'espace urbain des modèles issus de la théorie de catastrophes et de la théorie de la bifurcation. La première explore des solutions analytiques des systèmes mathématiques appliqués à la ville. Les modèles issus de la théorie de la bifurcation cherchent à décrire l'évolution des structures urbaines sur la base de simulations et non de résolutions analytiques. Le modèle de Allen

et Sanglier (1981), considéré comme représentatif de cette famille, repose sur différentes propriétés. L'espace urbain est envisagé comme un système ouvert, découpé en zones comportant des emplois et des résidents. Cette formalisation reposant sur des équations différentielles non linéaires intègre un certain nombre de développements antérieurs tels que la théorie de la base en considérant des activités d'exportation, la décroissance des interactions avec la distance, l'existence d'économies d'agglomération. L'espace n'est pas envisagé comme homogène. L'objectif de cette démarche est de rendre compte de comportements macroscopiques caractérisés par des discontinuités dans le temps. Ce modèle a été calibré sur quatre villes françaises : Rouen, Bordeaux, Nantes et Strasbourg (Pumain *et al.*, 1987, pour une présentation plus complète des modèles d'auto-organisation, on peut se référer à Pumain, 1989).

L'analyse fractale offre également un cadre de représentation de l'espace urbain. Elle s'attache à repérer, au delà des irrégularités apparentes de la structure, un ordre dans l'organisation spatiale. Ces travaux ont fait là aussi l'objet d'applications sur différentes villes (Frankhauser, 1998).

Ces recherches présentent des proximités en termes de problématique avec ceux développés dans le cadre de l'économie urbaine et de l'économie géographique. Mais ils s'en démarquent en privilégiant une approche plutôt holiste et en mobilisant des outils spécifiques.

Nous avons opté pour l'analyse économique des configurations urbaines en mobilisant le modèle standard de l'économie urbaine et le cadre de l'économie géographique. Ils offrent un cadre d'intelligibilité des choix de localisation des ménages et des activités qu'il convient de présenter.

2. Le modèle standard de l'économie urbaine

2.1 Genèse

La prise en compte de l'espace dans l'analyse économique est relativement récente. « *L'homme a toujours su qu'il vivait dans l'espace. L'économiste a fait parfois semblant de l'ignorer* » (Dockès, 1969). Von Thünen est considéré comme le précurseur en la matière même si certains auteurs mercantilistes plus anciens comme Bodin, Montchrestien, Cantillon abordent cette dimension.

Plusieurs raisons peuvent être avancées pour expliquer ce développement tardif et le maintien d'une économie envisagée comme « *un monde ponctiforme* » (Ponsard, 1955 cité par Zoller, 1988). Les caractéristiques de l'espace n'y sont pas étrangères. Elles remettent en cause de manière radicale bien des développements théoriques.

Beguin et Thisse (1979) proposent une définition de l'espace en différenciant un espace absolu et un espace relatif. L'espace est « ***un cadre de référence ou espace absolu défini par trois éléments de base : un ensemble de lieux (unités spatiales élémentaires) noté L ; une mesure des positions relatives des lieux : c'est une distance, d ; enfin une mesure de la superficie des lieux qui peut d'ailleurs être nulle. Un espace relatif peut être alors formé sur cette base par l'introduction***

d'attributs et de caractéristiques des lieux qui peuvent être simples ou composés entre eux et concerner des stocks et des flux (cité par Huriot et Perreur, 1990, p.199).

L'équilibre entre offre et demande qui envisage la formation d'un seul prix présuppose en effet que celles-ci interviennent en un même point. Or, offre et demande sont réparties en différents lieux. Le franchissement de l'espace est soumis à la tyrannie des distances. Le déplacement des personnes et le transport des biens génèrent des coûts qui perturbent les équilibres obtenus sans prise en compte de la dimension spatiale. De même, la disponibilité totale d'un bien collectif pur se trouve *de facto* limitée par sa localisation. La présence d'un offreur sur un marché localisé peut également constituer une barrière à l'entrée pour un offreur potentiel.

Les individus comme les firmes intègrent dans leur fonction d'utilité certains attributs de l'espace. Ces caractéristiques ne sont pas systématiquement réparties de manière homogène. En outre, dans la plupart des cas, elles ne sont pas mobiles et contraignent les individus ou les firmes à se localiser dans un lieu pour en bénéficier.

La prise en compte de l'espace dans l'économie a donné lieu à des travaux que Ponsard (1988) ordonne suivants quatre paradigmes. Le premier renvoie à l'oeuvre de Von Thünen considéré comme « *le père des théories de localisation* ». Il identifie une rente de localisation distincte de celle envisagée jusqu'à présent fondée sur la fertilité de la terre. Le deuxième trouve en Alfred Weber sa principale figure. Il concerne les questions de localisation industrielle avec la détermination du coût de transport minimal. Le troisième concerne la concurrence spatiale sur laquelle Hotelling fut le précurseur. Il s'agit alors d'envisager les relations entre la formation des prix, la taille du marché et la localisation des lieux de distribution. Le quatrième est issu des travaux de Christaller et de Lösch sur les lieux centraux. Outre ces quatre paradigmes, il est possible d'identifier quatre champs de recherches, les modèles d'interaction spatiale, la théorie de l'équilibre général spatial, la théorie de l'économie spatiale publique et l'analyse des espaces économiques flous (Ponsard, 1988). A ces quatre champs de recherche, il serait possible d'en rajouter un, plus transversal, celui de l'économétrie spatiale (présentée en deuxième partie) qui vise à mettre en oeuvre des outils d'économétrie pour la prise en compte de l'espace dans des analyses économiques et géographiques.

Nous ferons état, dans la suite du développement, de la filiation entre modèle de localisation résidentiel et modèle de l'occupation de l'espace agricole en présentant la contribution de Von Thünen.

2.2 Le modèle de Von Thünen

Von Thünen dans son ouvrage *Der Isolierte Staat in Beziehung auf Landwirtschaft und Nationalökonomie* (1826) (Huriot, 1994) se donne comme objectif d'expliquer la localisation des activités agricoles qui ne sont pas disposées de manière aléatoire dans l'espace mais qui répondent à une distribution spécifique.

Il pose pour cela plusieurs hypothèses :

Il existe une plaine homogène avec une fertilité de la terre constante ;

. L'espace est parcouru par des moyens de transport dans toutes les directions ;

. Le centre sert de marché pour tous les produits ;

. Les coûts de transport unitaires sont constants, les coûts de transport totaux sont croissants en fonction de la distance, du poids et de la nature des produits ;

. Les facteurs de production sont disponibles dans l'espace et ne supportent pas de coûts de transport ;

. La production des biens se fait à coefficients fixes et rendements d'échelle constants, l'activité est autrement dit parfaitement divisibles ;

. Le prix des produits est exogène et déterminé par le marché ;

. Les agriculteurs sont supposés rationnels comme les propriétaires fonciers qui louent leurs terres aux agriculteurs les plus offrants.

Contrairement à Ricardo (1817) qui envisage une rente sur cette base, Von Thünen considère que les coûts de production ne varient pas en fonction de la fertilité de terre. Elle correspond à la différence entre le prix de marché des produits et leur coût total comprenant le coût de production, le profit normal du fermier et les coûts de transport relatifs à l'acheminement des produits sur la marché. Les propriétaires fonciers sont les bénéficiaires de cette rente. La rente est décroissante à mesure que la distance au marché s'accroît et que, corrélativement, les coûts de transport augmentent. L'aire de production est définie par la distance où la rente s'annule.

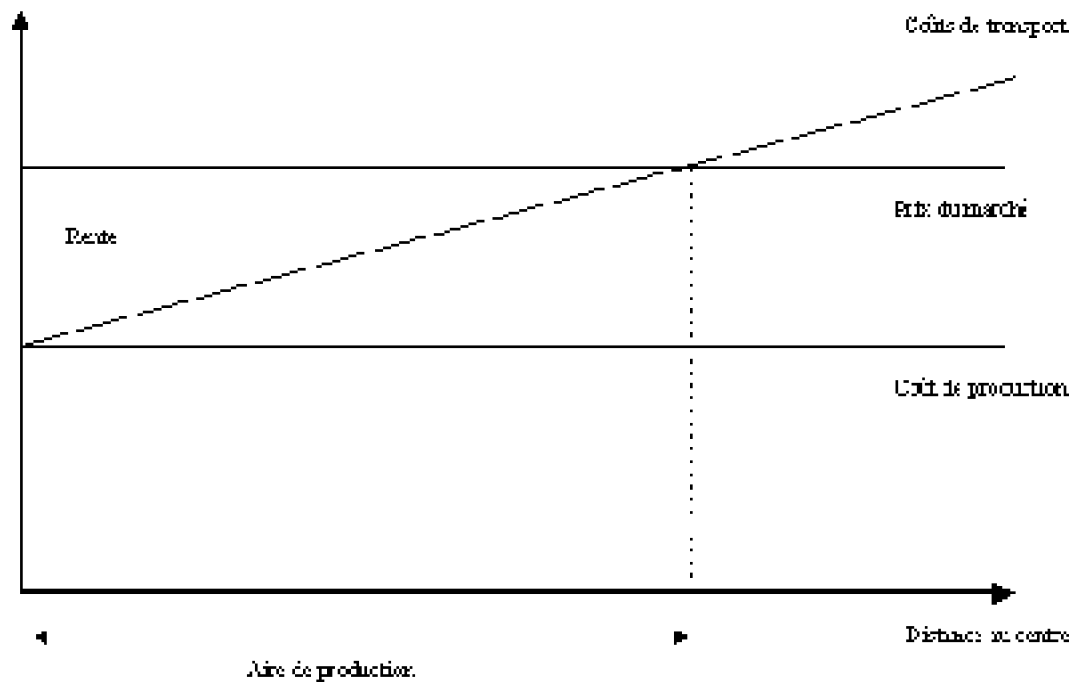


Figure 2.2 : La rente chez Von Thünen

Le propriétaire foncier en maximisant sa rente détermine une localisation optimale des différentes cultures dans l'espace.

La courbe de rente unitaire est définie par l'équation :

$$r_i(d) = p_i - c_i - td \quad (2.1)$$

Pour chaque produit, la rente est représentée par la droite décroissante de pente $-t$ et dont l'ordonnée à l'origine est égale à $p_i - c_i$. On obtient donc un gradient de rente décroissant avec la distance au centre d . La surface est dédiée à la culture du produit qui offre la rente la plus élevée aux propriétaires fonciers. La configuration des différentes cultures suit une forme de cercles concentriques. Sur la Figure 2.3, la première parcelle sera affectée au produit a , la seconde, un peu éloignée du centre au produit b et la dernière encore un peu plus distante du marché au produit c . La rente effective renvoie alors à l'enveloppe des courbes de rente.

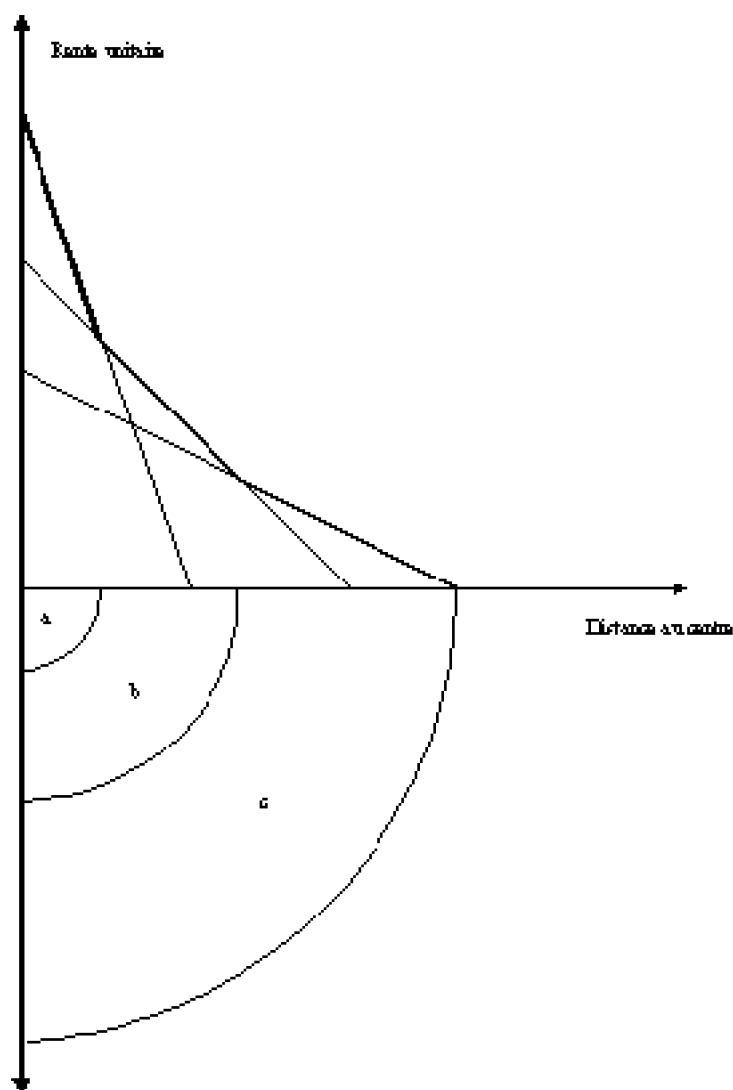


Figure 2.3 : Localisation de trois cultures dans le cadre de la rente de Von Thünen

L'analyse de Von Thünen a identifié plusieurs concepts et mécanismes comme la notion de centre, de distance au centre, de rareté de l'espace génératrice de concurrence pour son occupation, de rente qui seront reprises dans le cadre de modèles théoriques relatifs aux choix de localisation des ménages par Wingo (1961), Alonso (1964) et Muth (1969).

2.3 Le modèle standard de l'économie urbaine

2.3.1 Hypothèses

Ce modèle, appelé également modèle monocentrique, trouve son origine dans les travaux d'Alonso (1964) et de Muth (1969). Il a connu de nombreux développements, dont Fujita (1989) offre une vision synthétique. Il postule l'existence d'un centre d'emplois unique exogène. Tous les points de l'espace se caractérisent par une distance x au centre.

L'objectif de ce modèle est de déterminer la localisation résidentielle de N résidents. Ces derniers maximisent une fonction d'utilité comprenant la superficie du logement q , et la consommation d'un bien composite z correspondant à l'ensemble des autres biens. Le bien composite remplit également le rôle de numéraire et son prix est donc égal à l'unité. Le prix du logement est fonction de la distance au centre $R(x)$. Outre ces dépenses, il convient d'intégrer un coût de transport occasionné par les déplacements domicile-travail, $T(x)$. Ce choix de localisation est soumis à une contrainte budgétaire.

Le programme du consommateur à optimiser est alors de la forme :

$$\begin{aligned} & \max_{z, q} U(z, q) \\ & \text{sous la contrainte } w = z + R(x)q + T(x) \end{aligned} \quad (2.2)$$

La détermination de la localisation d'équilibre d'un individu représentatif nécessite l'introduction du concept de rente d'enchère qui correspond au prix maximal qu'un individu est prêt à payer à une distance x du centre pour obtenir un niveau d'utilité v :

$$\Psi(v, x) = \max_{z, q} \left\{ w - z - T(x) \mid U(z, q) = v \right\} \quad (2.3)$$

Pour chaque distance au centre, il est possible de déterminer une situation optimale qui se caractérise par une rente offerte et une superficie optimale de logement, $q^*(v, x)$ consommée par le ménage.

La courbe de rente offerte est donnée par la pente de la droite de contrainte budgétaire pour une localisation à une distance x du centre et qui est tangente à la courbe d'indifférence pour le niveau d'utilité v . La superficie optimale de logement et la quantité de bien composite consommées sont données par l'intersection de la courbe d'indifférence et la droite de contrainte budgétaire.

5

D'après la condition de premier ordre qui considère que $U_q - R(x)U_z = 0$ où U_q , U_z sont les dérivées partielles de U par rapport à q et z , et selon l'hypothèse faite que tous les individus ont le même niveau d'utilité à l'équilibre, on montre que la courbe de rente offerte est décroissante avec la distance en tout point.

$$\frac{\partial \Psi(v, x)}{\partial x} = \frac{-T'(x)}{q^*(v, x)} < 0 \quad (2.4)$$

Figure 2.4 : la courbe de rente offerte des ménages

Le sol est affecté à l'individu dont l'enchère est la plus élevée. La courbe de prix du

sol sur l'ensemble de la ville est donc la courbe enveloppe supérieure des courbes de rente offerte.

Pour une ville linéaire, l'équilibre urbain est défini par le niveau d'utilité v et la limite de la ville x_f tels que :

$$\int_0^{x_f} \frac{1}{q^*(v, x)} dx = N \quad (2.5)$$

$$\psi(v, x_f) = R_a \quad (2.6)$$

où R_a est la valeur d'opportunité du sol. L'équation (2.5) correspond à la contrainte de population et l'équation (2.6) est la condition de la rente d'enchère à la limite de la ville. La courbe de rente foncière permet de dériver la répartition des densités de population.

La pente de cette courbe de rente foncière est donc un indicateur possible pour apprécier la configuration de la ville. Plus sa pente est faible, plus les localisations périphériques sont privilégiées relativement aux localisations centrales.

A partir de l'équation (2.4), on note que la pente de rente offerte de l'individu varie avec le coût marginal de transport et la demande de logement des ménages, liée pour cette dernière au niveau des revenus et à la taille du ménage. A ces facteurs, il convient d'intégrer la répartition spatiale des attributs qui intervient dans les formes de la ville.

Il convient alors d'étudier l'impact de ces variables sur les choix de localisation des ménages et par conséquent sur l'évolution des densités dans l'espace.

2.3.2 Les facteurs explicatifs des configurations urbaines

2.3.2.1 Effets d'une variation des coûts de transport

La baisse des coûts de transport induite par une meilleure accessibilité du centre a des répercussions sur la quantité de logement consommé. Si le coût marginal de transport passe de $T_1(x)$ à $T_2(x)$ avec $T_1(x) > T_2(x)$ pour tout x et, si nous avons deux courbes de rente foncière $\Psi_1(v_1, x)$ (avant modification du réseau de transport) et $\Psi_2(v_2, x)$ (après modification) qui se croisent en \bar{x} alors en ce point, les rentes offertes étant identiques, mais le revenu net des coûts de transport étant plus élevé dans le second cas, les superficies de logement d'enchère sont telles que

$$q_1^*(v_1, \bar{x}) < q_2^*(v_2, \bar{x})$$

$$\frac{T'_1(\bar{x})}{q_1^*(v_1, \bar{x})} > \frac{T'_2(\bar{x})}{q_2^*(v_2, \bar{x})} \text{ et donc } \left| \frac{\partial \Psi_1(v_1, \bar{x})}{\partial x} \right| > \left| \frac{\partial \Psi_2(v_2, \bar{x})}{\partial x} \right|, \text{ c'est-à-dire que}$$

la pente de la courbe de rente foncière diminue avec la baisse des coûts de transport. Cette diminution de la pente intervient en tout point de la ville. Le logement étant un bien normal, la surface optimale consommée augmente avec cette décroissance des prix. Comme le nombre de résidents est fixe, la superficie totale de la ville augmente et sa frontière s'éloigne.

La baisse du prix de l'accessibilité au centre génère un effet-prix et un effet-revenu. Les résidents peuvent se localiser plus loin du centre avec des coûts de transport plus faibles. Simultanément, elle autorise également une augmentation du revenu qui induit une croissance de surface de logement consommé.

2.3.2.2 Effets d'une augmentation des revenus

Il convient de distinguer deux cas possible de cette croissance des revenus, l'une concerne l'ensemble des ménages, l'autre est différenciée par type de ménages.

2.3.2.2.1 Hausse générale des revenus

Les effets d'une hausse du revenu sont similaires à ceux d'une baisse des coûts de transport. Elle autorise une consommation accrue de logement. La superficie de logement d'enchère $q^*(v, x)$ augmente, le rapport

$$\frac{T(x)}{q^*(v, x)}$$

rente offerte est plus faible. La frontière de la ville s'éloigne comme précédemment.

Cette consommation supplémentaire suppose cependant que la disponibilité de sols est suffisante, non soumise à des contraintes de zonage.

Les aides aux logements envisagées dans le cadre des politiques d'aide aux logements ou l'accession à la propriété ont des effets similaires à une hausse des revenus. Elles constituent effet un accroissement du revenu disponible des ménages et favorise une étalement urbain. Cette incitation à gagner la périphérie est d'autant plus forte que ces aides sont soumises à des conditions de revenus des ménages et des prix du logement, lesquels sont moins élevés en périphérie.

Cet étalement urbain n'intervient cependant que si l'élasticité-revenu de la demande de logement est positive et si l'augmentation du revenu n'a pas d'incidence sur les coûts de transport ou que l'élasticité-revenu de la demande de logement est supérieure à celle des coûts de transport par unité de distance.

2.3.2.2.2 Croissance différenciée des revenus

La croissance des revenus peut être également différenciée selon les catégories de la population. Supposons deux catégories sociales homogènes des résidents, les riches, les

pauvres. Deux forces, l'une de dispersion : les revenus plus élevés des riches leur permettent *ceteris paribus* d'augmenter leur consommation de logement sur la périphérie et l'autre de concentration : la valeur du temps est considérée comme croissante avec le revenu et plaide pour une localisation centrale. Si les ménages riches ont une élasticité du coût marginal de transport par rapport au revenu plus importante que l'élasticité de la surface de logement autrement dit, s'ils privilégient l'accessibilité par rapport au centre relativement à la surface du logement - ils retiendront une localisation dans le centre. Inversement, si les ménages riches sont plus sensibles à la quantité de logement par rapport à l'accessibilité, ils résideront plutôt en périphérie.

2.3.2.3 Effets de la démographie

Une augmentation de la population se traduit par une extension de la ville, une augmentation du prix du sol et des densités en tout point de la ville. La pente de la courbe de rente offerte ne change en revanche pas.

La situation est différente si, à population donnée, la composition des ménages évolue entre les actifs et les inactifs. Ces derniers ne supportent pas de coût de déplacement qui viennent en réduction du revenu. Mais la diminution du nombre d'actifs se traduit également par un revenu moindre. Dès lors, on montre que si l'élasticité-revenu de la demande de logement est élevée (supérieure à 1) alors la diminution de la demande de logement induite par cette baisse de revenu est plus importante que la baisse du coût de transport. Dans ce cas, les ménages ont tendance à privilégier les localisations centrales aux localisations périphériques. La pente de la courbe de rente offerte augmente. Comme précédemment, la croissance de la rente et la baisse du revenu se traduisent par une hausse des densités en tout point et une frontière urbaine qui se rapproche.

En revanche, si l'élasticité-revenu de la demande de logement est faible (inférieure à 1) alors l'effet de la baisse des coûts de transports est plus sensible relativement à la baisse du revenu conduisant les ménages à privilégier les localisations périphériques. La pente de la rente foncière diminue. On a dans ce cas deux forces opposées, la baisse des rentes foncières génère une augmentation de la consommation de logement et une baisse des densités. Mais, simultanément, la baisse du nombre d'actifs du ménage occasionne une baisse de la quantité consommée de logement par la diminution des revenus.

2.3.2.4 Effets de l'attractivité relative des lieux

Nous avons supposé jusqu'à présent un espace homogène, au sein duquel chaque point est défini par sa seule distance au centre. Or, certains lieux ont des caractéristiques propres qui rendent l'espace hétérogène.

De telles formes géométriques (espace radio-concentrique) ne se rencontrent jamais dans la réalité, ce qui ne signifie pas qu'il faille les rejeter. Elles sont un point de départ nécessaire en analyse spatiale, dans une démarche vers plus de réalisme, l'étape suivante étant l'introduction d'attributs différenciés (Huriot, Perreur, 1990, p.206).

Cette question a fait l'objet de travaux (Papageorgiou, 1973 et 1976 ; Diamond, 1980 Brueckner *et al.*, 1999 ; Goffette-Nagot, 1999). De manière générale, ils considèrent que la répartition des aménités dans l'espace peut être représentée sous la forme $a(x)$ indiquant le niveau des aménités en fonction de la distance au centre. Ces aménités sont intégrées dans la fonction d'utilité du consommateur. Mais leur consommation n'est pas l'objet d'un paiement direct. Il peut y avoir en revanche des phénomènes de capitalisation de ces aménités dans le prix des biens fonciers.

Le programme du consommateur s'écrit :

$$\begin{aligned} & \max_{z,q,x} U(z,q,a(x)) \\ & \text{sous la contrainte } w = z + R(x)q + T(x) \end{aligned} \quad (2.7)$$

La rente d'enchère s'écrit :

$$\Psi(v,x) = \max_{z,q} \left\{ \frac{w - z - T(x)}{q} \mid U(z,q,a(x)) = v \right\} \quad (2.8)$$

La dérivée de la courbe de rente offerte est de la forme suivante (cf. Brueckner *et al.*, 1982 et Goffette-Nagot *et al.*, 2000) :

$$\frac{\partial \Psi(v,x)}{\partial x} = - \frac{t - V_a a'(x)}{q^*(v,x)} \quad (2.9)$$

avec $V_a = U_a / U_z$ la valeur marginale accordée aux aménités.

La pente de la rente offerte est fonction de la répartition spatiale des aménités. La pente est plus forte dans le cas où les aménités sont relativement plus importantes au centre qu'en périphérie ($a'(x) < 0$). Comme le coût de transport, elles plaident pour une localisation centrale. La pente de la rente offerte tend à s'aplatir avec la croissance des aménités en périphérie. Cette courbe peut même être croissante dans certains cas. Les effets de ces aménités en périphérie vont à l'encontre des effets des coûts de transport. Si elles sont plus importantes en périphérie ($a'(x) > 0$), les ménages arbitreront entre accessibilité au centre et aménités en périphérie avec un avantage pour ces dernières. Une consommation plus importante de sols induite par un prix plus faible en périphérie plaidera pour une localisation périphérique. Si le centre offre en revanche une attractivité relative à la périphérie plus grande, alors les ménages réduiront leur consommation de logement et se localiseront au centre.

2.3.3 Les conséquences pour l'occupation de l'espace

Le modèle standard de l'économie urbaine ne se limite pas à identifier des facteurs dans le choix de localisation des ménages. Moyennant des hypothèses, il est possible de déduire une forme fonctionnelle spécifique de répartition de population dans l'espace. Sous ces hypothèses, le modèle dérive la densité de population dans l'espace qui décroît de manière exponentielle avec la distance.

Une première condition a été proposée sur la forme de la fonction de production de logement et la demande de logement (Muth, 1969 ; Mills, 1972).

Supposons que $Q(x)$ la production du service de logement à une distance x du centre suive une fonction du type Cobb-Douglas : $Q(x) = AL(x)^{\alpha} K(x)^{a-1}$, où $L(x)$ et $K(x)$ représentent respectivement les inputs de terre et de capital et A et a les paramètres d'échelle et de distribution de cette fonction de production. Parallèlement, la fonction de demande de logements, $q(x)$, est supposée être de la forme : $q(x) = Bw^{\varepsilon} R(x)^{\theta}$ où B est une constante, w le revenu des ménages, $R(x)$ le prix du logement à une distance x , ε l'élasticité-revenu de la demande de logement, et θ son élasticité-prix. On obtient sur cette base la relation suivante entre densité de population $D(x)$ et distance (Mills, 1972) :

$$\begin{aligned} D(x) &= E \left[\bar{R}^{\alpha} + \beta t H(\bar{x} - x) \right]^{\frac{1-\beta}{\beta}} & \text{si } \beta = \alpha(\varepsilon + \theta) \neq 0 \\ D(x) &= E(\bar{R} e^{-\beta x}) e^{-\beta x} & \text{si } \beta = \alpha(\varepsilon + \theta) = 0 \end{aligned} \quad (2.10)$$

où $E = \alpha B w^{\varepsilon} \left[A \alpha^{\alpha} (1 - \alpha)^{1-\alpha} \right]^{-\frac{1+\theta}{\alpha(1-\alpha)(1+\theta)}}$, \bar{x} étant la distance du

centre à la frontière urbaine, $\bar{R} = R(\bar{x})$ le prix du sol à la frontière de la ville, t le coût

marginal de transport, et r le taux de loyer du capital logement.

Dans ces conditions, la densité de population décline de manière exponentielle avec la distance si et seulement si l'élasticité-prix de la demande de logement θ est égale à -1 (Brueckner, 1982).

D'autres conditions distinctes de la précédente permettant d'obtenir une répartition de la population dans l'espace suivant une décroissance exponentielle ont été proposées.

Papageorgiou et Pines (1989) envisagent des conditions plus générales pour la fonction d'utilité qui conduisent une distribution de la population sous cette forme pour une élasticité-revenu de la demande de logement positive.

Anas et Kim (1992) aboutissent à cette même conclusion de distribution de la population dans l'espace de la forme exponentielle négative en intégrant une distribution de revenus.

Anas *et al.*, (1998, 2000) considèrent que l'explication de la suburbanisation fondée sur l'augmentation des revenus et la baisse des coûts de transports n'est pas totalement satisfaisante. Selon eux en effet, une proportion importante des coûts de transport est liée au temps dont la valeur augmente avec le revenu. Elle constitue une forme centripète qui

vient contrebalancer la force de dispersion relative à l'accroissement des vitesses. Ils considèrent une fonction d'utilité des ménages de type Cobb-Douglas $U(z,q)=z^\alpha q^{1-\alpha}$. En outre, ils émettent l'hypothèse que le rapport du coût marginal de transport sur le revenu net des coûts de transport $\left(\frac{T'(x)}{w-T(x)}\right)$ est constant quelles que soient les

localisations. Cela peut être interprété comme le fait que la congestion est moindre pour les localisations périphériques qui supportent des coûts pendulaires totaux plus importants.

La fonction de densité de population est alors de la forme exponentielle négative avec un gradient de la forme :

$$\gamma = \left(\frac{\alpha T'(x)/w}{(1-\alpha)[1-(T(x)/w)]} \right) \quad (2.11)$$

La rente offerte suit aussi une forme exponentielle négative avec un gradient égale à γ / α tout comme le revenu net des coûts de transports $w-T(x)$ et le coût marginal de transport $T'(x)$ avec un gradient égale à $(1-\alpha) \gamma / \alpha$.

Ils considèrent que l'ensemble de ces hypothèses compte tenu de leur forme exponentielle négative constituent le « *modèle monocentrique panexponentiel* ».

A partir de ces conditions, ils identifient deux cas possibles pour l'impact d'une augmentation de la population dans la ville.

Quand la ville est de faible rayon, une croissance de la population occasionne une croissance du coût marginal de transport en raison d'une augmentation de la congestion. Cela se traduit par un allongement du rayon de la ville. La rente offerte et les densités augmentent en tout point de la ville.

Quand la ville est de rayon plus important une croissance de la population conduit à une augmentation des densités et des rentes pour les seules localisations proches du CBD, les ménages se rapprochent pour limiter les effets de la congestion. Après cette limite intermédiaire les densités diminuent.

Ce modèle monocentrique offre un cadre d'intelligibilité des choix de localisation des ménages incontournable. Il identifie les facteurs opérant dans ces arbitrages. Il est également possible de dériver de ce cadre une répartition de la population dans l'espace suivant une forme fonctionnelle spécifique liant distance et densité. Ce modèle se heurte cependant à des limites qu'il convient de présenter.

2.3.4 Les limites du modèle standard de l'économie urbaine

Ce modèle souffre de limites liées principalement à ces hypothèses jugées trop restrictives.

Ainsi en est-il de l'hypothèse de la localisation exogène des emplois dans un centre

considéré comme unique. L'adoption de cette hypothèse revient à déterminer un équilibre partiel. On envisage la détermination de la population une fois fixée la localisation des emplois et réciproquement dans le modèle d'Alonso. Autrement dit, ce modèle ne permet pas de comprendre pourquoi il n'existe qu'un centre unique au niveau de l'espace envisagé.

Les estimations économétriques sur lesquelles nous reviendrons dans le chapitre suivant indiquent en particulier dans le cas nord-américains l'existence de pôles secondaires au sein des aires métropolitaines de grandes tailles. Le modèle standard de l'économie urbaine est donc inadapté pour expliquer de telles observations. La volonté de relâcher cette hypothèse de centre d'emplois unique localisé de manière exogène sera au centre de la démarche de l'économie géographique sur laquelle nous reviendrons après.

Le modèle conduit à davantage rendre compte d'un équilibre instantané qu'un équilibre dynamique. Le logement, les infrastructures, le capital urbain sont durables et ne sont pas révisés à chaque modification des paramètres économiques par une sorte de « table rase ». Certains modèles théoriques (Harrison, Kain, 1974, Anas, 1978, Arnott, 1980) ont surmonter cette limite et ont intégré explicitement cette perspective de durabilité.

Le modèle de l'économie standard repose également sur une hypothèse forte relative à la structure des réseaux de transport. Il permet de dériver moyennant des hypothèses par exemple sur la demande de logement et la forme de la fonction de production la répartition de la population dans l'espace, comme nous l'avons ci-dessus. Si ces deux hypothèses sont remplies, on montre en effet que la densité de population décroît de manière exponentielle en fonction de la distance au centre. *Or, l'arbitrage des ménages entre logement et accessibilité au centre est la conséquence de la variation des coûts de transport vers le centre.* Donc, pour passer d'une relation entre distance et densité, il est nécessaire que le coût de transport soit une fonction univoque de la distance au centre. Cette fonction est valide à condition que le réseau de transport soit homogène dans l'espace ou que le réseau soit radial isotrope par rapport au centre, hypothèse posée et considérée comme asymptotiquement valide dans un grand nombre de cas.

Or, pour celui qui s'intéresse aux questions d'économie des transports, ces réseaux apparaissent comme fortement différenciés. Ils sont constitués d'infrastructures à forte capacité et vitesse élevée et d'axes plus restreints à vitesse réduite. En outre, leur distribution dans l'espace se caractérise par de profondes disparités. Les premiers sont significativement moins nombreux que les seconds. Dès lors, cette hétérogénéité et cette anisotropie induisent une remise en cause du caractère univoque de la relation entre distance et densité. *Pour une même distance au centre, les coûts de transport selon les réseaux de transport ne sont plus identiques.*

Dans le développement suivant, nous nous proposons d'évaluer l'incidence de cette morphologie des réseaux sur la relation densité distance. Celle-ci est alors la combinaison d'une relation entre densité et coûts de transport et d'une relation entre coûts de transport et distance.

2.3.5 Amendement

Jayet et Péguay (2000) ont proposé une représentation plus réaliste de l'agglomération

avec des axes de transport différenciés et ont soumis les principales prédictions de ce modèle au test de confrontation au réel dans le cas de l'aire urbaine de Lyon. Les résultats de cette épreuve seront présentés au niveau du chapitre 4 sur les estimations de fonctions de densité.

A ce niveau, considérons que l'espace urbain traversé par deux réseaux, un réseau viaire homogène et isotrope et un nombre réduit d'axes de transport rapide convergeant vers le centre (N). Pour simplifier l'analyse, on peut supposer que ces axes de transport rapide sont régulièrement répartis autour du centre. La Figure 2.5 représente le cas de trois axes, OA , OB et OC .

B

M

O

y

x

A

Figure 2.5 : La structure de la ville

Deux axes de transport consécutifs forment entre eux un angle de $2\pi/N$. Le coût unitaire de transport sur le réseau viaire est normalisé à l'unité. Le long des axes de transport rapide, le coût unitaire est égal à $\tau < 1$.

Si un habitant est localisé en M , à une distance x du centre. L'angle entre OM et l'axe de transport rapide le plus proche est $\theta < \pi/N$. Il peut choisir de se rendre au centre le long de OM . Il peut se rabattre également sur l'axe de transport rapide à une distance y du centre pour se déplacer ensuite le long de cet axe. Son coût de déplacement est alors

égal à :

$$T = v \left(x^2 \sin^2 \theta + (x \cos \theta - y)^2 \right)^{1/2} = v \left(x^2 - y^2 - 2yx \cos \theta \right)^{1/2} \quad (2.12)$$

En supposant que son objectif est de minimiser son coût de transport, il a intérêt alors à se rabattre sur y . Les conditions du premier et du second ordre pour un minimum intérieur ($0 < y < x \cos \theta$) sont :

$$\begin{aligned} \frac{\partial T}{\partial y} &= -v + \frac{y - x \cos \theta}{\left(y^2 + x^2 - 2yx \cos \theta \right)^{1/2}} = 0 \\ \frac{\partial^2 T}{\partial y^2} &= \frac{x^2 \sin^2 \theta}{\left(y^2 + x^2 - 2yx \cos \theta \right)^{3/2}} > 0 \end{aligned} \quad (2.13)$$

La condition du second ordre est vérifiée. La condition du premier ordre implique :

$$\tau^{-2} - \frac{y^2 + x^2 - 2yx \cos \theta}{(y - x \cos \theta)^2} = 1 + \frac{x^2 \sin^2 \theta}{(y - x \cos \theta)^2} \quad (2.14)$$

d'où

$$x \cos \theta - y = \left(\tau^{-2} - 1 \right)^{1/2} x \sin \theta \quad (2.15)$$

Or, il est évident que $y < x \cos \theta$. Dans ce cas, sachant que $y > 0$,

$$\cos \theta > \left(\tau^{-2} - 1 \right)^{1/2} \sin \theta \Leftrightarrow \cos \theta < \left(\tau^{-2} - 1 \right)^{1/2} \Leftrightarrow 1 + \sin^2 \theta = \frac{1}{\cos^2 \theta} < \tau^{-2} \quad (2.16)$$

soit

$$\theta < \bar{\theta} = \text{Arg} \cos \tau \quad (2.17)$$

On en déduit que :

si $\theta \geq \bar{\theta} = \text{Arg} \cos \tau$, $y=0$: l'individu se dirige directement vers le centre le long

de OM . Il emprunte le seul réseau viaire et son coût de déplacement est égal à $T=x$.

si $\theta < \bar{\theta}$, l'individu se reporte sur l'axe de transport rapide qu'il rejoint à la distance

$y = x \left| \cos \theta - \left(\tau^{-2} - 1 \right)^{1/2} \sin \theta \right| = r \left[\cos \theta - \sin \theta / \text{tg} \bar{\theta} \right]$ du centre ville. Son

coût de déplacement est égal à $T = x \cos(\bar{\theta} - \theta)$.

La structure de la relation distance-densité qui en résulte dépend du nombre d'axes de transport rapide. Nous distinguerons deux cas. Dans le premier, $\bar{\theta} > \pi / N$ où, de manière équivalente, $N \geq \pi / \bar{\theta}$ le nombre d'axes de transport rapide est suffisamment important pour que tout individu, où qu'il soit localisé, décide de se rabattre vers un de ces axes pour atteindre le centre.

A l'opposé, quand $N < \pi / \bar{\theta}$, tous les individus résidant en un point M tel que l'angle entre OM et l'axe de transport le plus proche soit compris entre $\bar{\theta}$ et π / N se rendent directement au centre-ville, sans se rabattre sur un axe de transport.

Cas où $N \geq \pi / \bar{\theta}$

Quelle que soit leur localisation, tous les habitants de la ville décident de se rabattre vers un de ces axes pour atteindre le centre. Pour les localisations situées à une distance x du centre, le coût de transport varie d'un minimum égal à $T_{\min} = x \cos \bar{\theta} = x/v$ (pour les agents localisés à proximité immédiate d'un axe de transport rapide) à un maximum égal à $T_{\max} = x \cos(\bar{\theta} - \pi / N)$. Sur le cercle de rayon x , la répartition des coûts de transport peut être représentée par la fonction cumulative suivante, qui donne la part du cercle pour laquelle le coût de transport est inférieur à T :

$$L(T, x) = 2Nx \left[\bar{\theta} - \text{Arg} \cos(T/x) \right] \quad (2.18)$$

La densité de cette cumulative est :

$$\frac{dL(T, x)}{dT} = \frac{2Nx}{\sqrt{x^2 - T^2}} \quad (2.19)$$

Cette fonction est représentée sur la Figure 2.6 avec les valeurs suivantes des paramètres : $\tau = 0,5$, $\bar{\theta} = \pi/3$, $N = 4$ et pour toutes les distances comprises entre 0.05 et 1.

On voit clairement que, pour la même distance, plus la durée de déplacement est longue, plus importante est la densité des localisations correspondant à cette durée de déplacement.

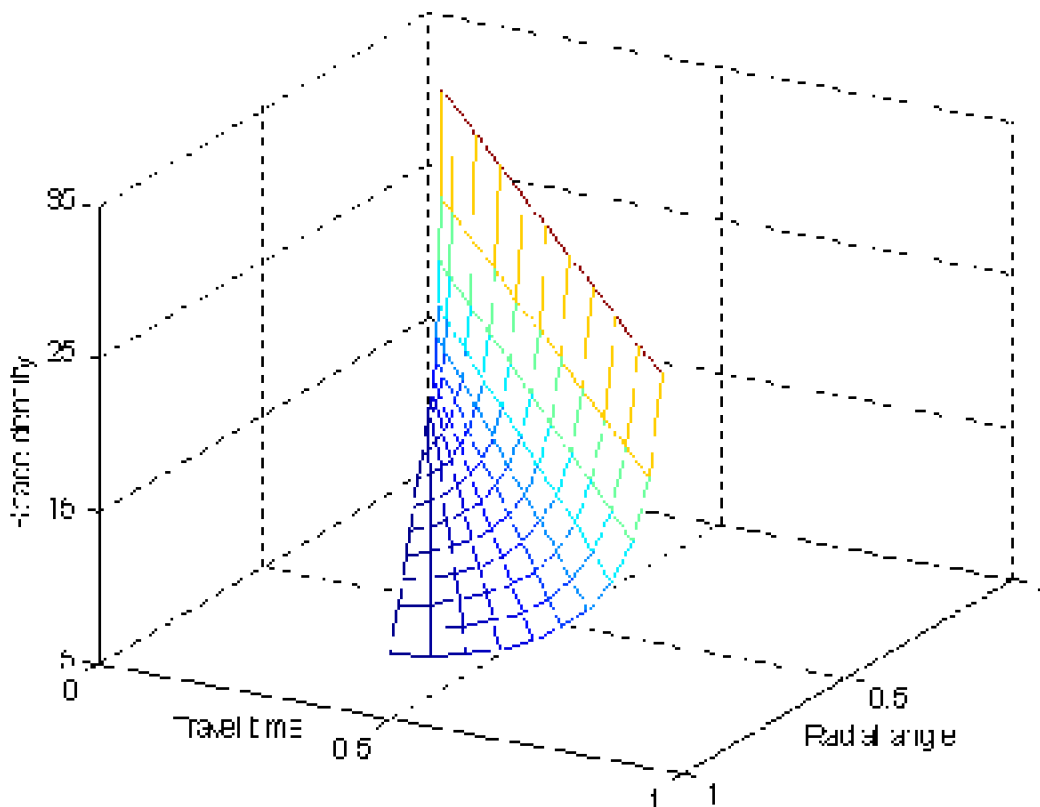


Figure 2.6 : Répartition des localisations en fonction des temps de déplacement

Il est possible de représenter la structure urbaine en traçant les courbes d'isocoût, reliant entre elles les points pour lesquelles le coût de transport vers le centre est le même. Ces dernières peuvent être définies en coordonnées polaires. Pour tout point M , soit θ l'angle entre OM et l'axe de transport le plus proche. Si $-\pi/N \leq \theta \leq \pi/N$, alors la distance x pour laquelle le coût de transport est égal à T est $x(\theta, T) = T / \cos(\bar{\theta} - \theta)$. On

trouvera la représentation de l'isocoût correspondante pour $\tau=0,5$, $T=1$ et $N=4$ en Figure 2.7.

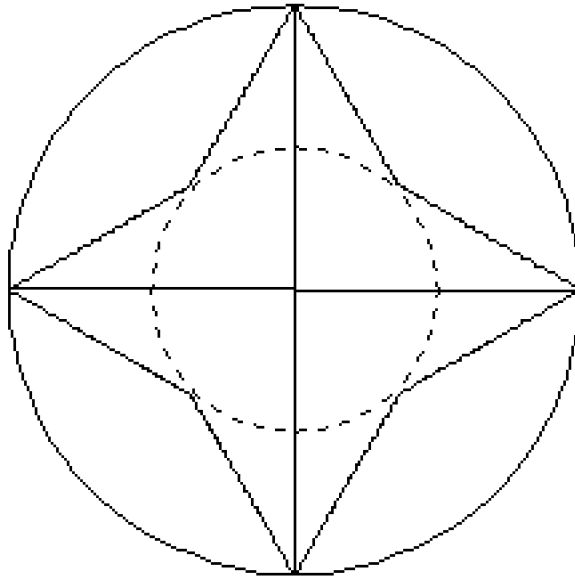


Figure 2.7 : Courbes d'isocoût (cas où les axes de transport rapide sont nombreux)

Cas où $N < \pi / \bar{\theta}$

Tous les agents localisés en un point M tel que l'angle entre OM et l'axe de transport le plus proche est supérieur à π/N gagnent directement le centre. En conséquence, à la distance x du centre, le coût de transport varie d'un minimum égal à $T_{\min} = x \cos \bar{\theta} = x/v$

(pour les agents localisés à proximité immédiate des axes de transport rapides) à un maximum égal à $T_{\max} = x \cos(\bar{\theta} - \pi/N)$ (pour les agents allant directement au centre sans rejoindre un axe de transport rapide). Sur le cercle de rayon x, la répartition des coûts de transport est caractérisée par la fonction cumulative :

$$\begin{aligned} T < x &\Rightarrow L(T, x) = 2Nr \left[\bar{\theta} - \text{Arg} \cos(T/x) \right] \\ T = x &\Rightarrow L(T, x) = 2\pi x \end{aligned} \quad (2.20)$$

L'existence d'agents se déplaçant directement se traduit par la présence dans cette distribution d'une masse ponctuelle correspondant à $T=x$ tandis que, pour $T < x$, on retrouve, comme dans le cas précédant, la densité :

$$\frac{dL(T, x)}{dT} = \frac{2Nx}{\sqrt{x^2 - T^2}} \quad (2.21)$$

La forme de l'isocoût est légèrement modifiée (Figure 2.1). Les valeurs des

$\tau = \sqrt{3}/2 \Rightarrow \bar{\theta} = \pi/6$, $T=1$ et $N=4$. Pour les points les plus éloignés des axes,

correspondant aux localisations à partir desquelles on rejoint directement le centre, cet isocoût suit l'arc de cercle de rayon x .

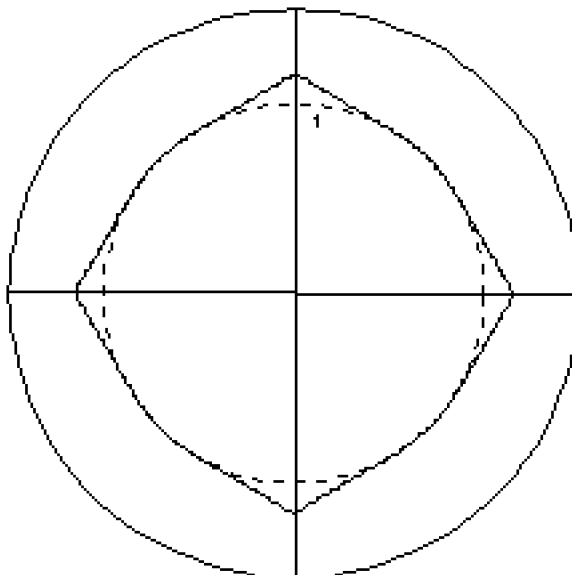


Figure 2.8 : Courbes d'isocoût (cas où le nombre des axes de transport est restreint)

D'après ce modèle, l'existence d'axes de transport rapide a les conséquences suivantes sur la relation entre distance au centre et densité d'occupation du sol :

Compte tenu du fait que pour une même distance les coûts d'accès au centre ne sont plus les mêmes, en particulier parce que le coût d'accès est fonction de la présence d'axes de transport rapide, la densité se trouve désormais moins liée à la distance. Il s'en suit une hétérogénéité des points à une même distance. *En conséquence, on peut penser que les estimations de densité réalisées sur la base d'indicateurs de coûts de transport devraient fournir de meilleurs résultats que celles menées sur la seule distance au centre.*

L'existence d'axes de transport rapides génère une hétérogénéité qui prend la forme d'un aléa dissymétrique. Pour une même distance au centre, les localisations pour lesquelles les coûts de transport sont importants sont plus nombreuses que celles pour lesquelles ce coût est réduit. Le nombre de localisation dont le logarithme de la densité dans le modèle exponentiel est faible est plus important que celui des localisations pour lesquelles il est élevé. Sur un graphique, où sont représentées des zones de tailles à peu près égales avec, en abscisse leur distance au centre et en ordonnée le logarithme de leur densité, le nuage de points devrait comporter une frontière inférieure nette et une densité plus élevée que la frontière supérieure.

La confrontation au réel nécessitera au préalable de construire des indicateurs susceptibles de saisir le coût de déplacement des individus avant de procéder à des estimations proprement dites. Cette construction mais également la confrontation au réel

de ces prédictions seront présentées dans le chapitre 4 relatif aux estimations de fonctions de densité.

D'autres limites, mentionnées précédemment, ont donné lieu à des avancées théoriques. Ainsi en est-il de la formation du centre où se localisent la totalité des emplois considérée comme exogène dans le modèle standard de l'économie urbaine est désormais endogénéiser dans l'approche de l'économie géographique.

3. L'économie géographique

L'objectif de l'économie géographique est de relâcher certaines hypothèses du modèle standard de l'économie urbaine jugées trop fortes. Elle s'intéresse en particulier à la localisation simultanée des ménages et des activités. Elle cherche également à répondre à la question éludée par Von Thünen de la formation du centre, que ce dernier considère comme exogène. Pourquoi n'y a-t-il qu'un seul centre dans cet espace ? Quelles sont les conditions pour l'émergence d'une ou plusieurs agglomérations (entendue au sens général du terme et pas uniquement au sens de ville) ? En cela, elle se donne comme objectif de bâtir un modèle d'équilibre général susceptible de rendre intelligible le phénomène d'agglomération et les structures urbaines sur la base des interactions entre population et firmes sur le marché des biens et sur le marché du travail. A ces interactions par le biais de ces deux marchés, certains modèles théoriques, centrés sur l'intra-urbain, ajoutent celles qui transitent par le marché foncier. Cette démarche répond à l'ambition qu'avait déjà d'Alonso (1964) mais qu'il n'avait pu mener à son achèvement.

On distingue classiquement quatre grandes familles de modèles : les modèles avec *avantages comparatifs*, les modèles avec *externalités technologiques*, les modèles en *concurrence monopolistique* et les modèles en *concurrence oligopolistique*. Considérant à la suite du théorème d'impossibilité de Starret (1978) que l'agglomération n'est pas possible dans une économie parfaitement concurrentielle⁶, ces différents modèles vont relâcher les hypothèses de concurrence pure et parfaite et privilégier des facteurs permissifs d'une éventuelle concentration.

Les modèles avec *avantages comparatifs* considèrent que l'inégale distribution de ressources et/ou de réseaux de transport génère des avantages spécifiques pour certains lieux et induisent une spécialisation. Les rendements d'échelle sont constants correspondant à des production parfaitement divisibles. Ces modèles se heurtent cependant à l'impossibilité d'endogéniser la formation d'une agglomération. L'analyse porte alors davantage sur le développement de cette dernière que sur son émergence.

Les modèles avec *externalités technologiques* envisagent agglomération comme le résultat d'échange hors marchés entre firmes et entre firmes et ménages. La concentration est alors le fait d'externalités technologiques.

⁶ Starret montre que dans un espace homogène, sans coût de mobilité, où les marchés sont purs et parfaits, on ne peut avoir d'équilibre au sens de localisation stable des agents que si le coût de transport est nul. On a alors une distribution uniforme des individus dans l'espace. Chaque individu est un Robinson Crusoe en assurant seul sa production pour sa propre consommation. Au niveau de l'économie cet état est appelé « *backyard capitalism* ».

Les modèles *monopolistiques*, contrairement aux modèles avec externalités, privilégient des interactions par les prix aux interactions hors marché. Ils sont issus de modèles développés en économie industrielle dont celui de Dixit et Stiglitz (1977) est emblématique. Ce cadre d'analyse sera adopté par plusieurs auteurs comme Krugman (1991) pour aborder les questions de localisation. Les firmes dans ce cadre de la concurrence monopolistique sont considérées comme nombreuses et leurs propres actions négligeables sur le comportement des autres firmes. Les produits vendus sont différenciés et ne sont pas parfaitement substituables, compte tenu en particulier de leur localisation. Les modèles *oligopolistiques* diffèrent des premiers et envisagent au contraire un pouvoir différencié des firmes. Des asymétries de positions et d'information interviennent à ce niveau.

La grande majorité des travaux s'intéressant à la localisation des firmes et des ménages privilégient un cadre à deux régions. Il s'agit alors de préciser les conditions d'émergence de l'agglomération au sens de concentration dans une des deux régions envisagées. Ces dernières peuvent être des pays, des ensembles de pays ou des niveaux infra nationaux. Les travaux centrés sur la structure intra-urbaine sont en revanche moins nombreux (Anas *et al.*, 1998). Parmi les quatre familles de modèles présentées ci-dessus, deux sont généralement retenues pour l'étude de ces configurations urbaines dans la mesure où ils intègrent explicitement la concurrence pour l'occupation du sol et les interactions qu'elle génère.

Dans ces modèles intra-urbain, la population peut être amenée à privilégier une localisation périphérique conformément aux facteurs explicatifs identifiés dans le modèle standard de l'économie urbaine. Mais ce mouvement d'étalement urbain n'est pas propre à la population et peut concerner les emplois ou certains d'entre eux. Des firmes privilégient en effet une localisation plus périphérique, motivée selon les cas par la proximité des consommateurs, les coûts fonciers ou d'autres effets de congestion encore.

3.1 Les modèles avec externalités

Ces modèles s'intéressent à la localisation simultanée des emplois et des ménages. Les équilibres obtenus sont issus des interactions hors marchés entre ces deux catégories d'agents. Ces externalités qui se caractérisent pour certaines par le besoin de contact social peuvent être affectées négativement par la distance. Mais comme les ménages dans le modèle standard, les firmes sont également soumises à une concurrence pour l'occupation du sol.

Fujita et Ogawa (1982) envisagent un modèle de localisation des firmes et des résidents. Ils considèrent que la productivité des firmes est directement liée à sa plus ou moins grande proximité avec les autres firmes. Plus elles sont éloignées les unes des autres, moins l'échange d'information est aisé. Le bénéfice collectif de ce bien public qu'est l'information est alors moindre. Autrement dit, les firmes sont incitées à se regrouper. Mais ces firmes consomment également du sol q_f et du travail L_f . Les prix de ces facteurs de production, respectivement R et W varient en fonction de la localisation x de la firme. Leur concentration en un seul espace tend à augmenter les distances domicile-travail pour les ménages et obligent les firmes à compenser ce surcoût par des

salaires plus élevés. Le profit de la firme est donc fonction de la localisation retenue x . Il s'écrit :

$$\pi(x) = p_0 \bar{O} A(x) - R(x) q_f - W(x) L_f \quad (2.22)$$

où p_0 est le prix unitaire de la production, \bar{O} le niveau de la production, $A(x)$

l'accessibilité globale de la localisation $x \in X$. Cette dernière est définie par :

$$A(x) = \int b(y) (a|x-y|) dy \quad (2.23)$$

avec $b(y)$ la densité de firmes en y et a l'accessibilité locale qui peut être interprétée comme un « effet de débordement informationnel » pour une entreprise localisée en y vers une entreprise en x .

Les ménages ont une fonction d'utilité relativement proche de celle qu'ils avaient dans le modèle standard. Cependant la consommation de logement est fixe q . Ils choisissent une localisation de résidence x et un lieu de travail x_w tel qu'ils maximisent la consommation de bien composite z . Elle s'écrit sous la forme :

$$\begin{aligned} \max_{x, x_w} U(z) \\ \text{sous la contrainte } w(x_w) = z + R(x)q - T|x - x_w| \end{aligned} \quad (2.24)$$

avec $w(x_w)$ le salaire au lieu de travail.

Les firmes comme les ménages ont une fonction d'enchère. Celle des ménages est de la forme :

$$\Psi(u, x) = \max_{x_w} \left\{ \frac{w(x_w) - z - T|x - x_w|}{q} \right\} \quad (2.25)$$

et celle des firmes :

$$\phi(x) = \left\{ \frac{a(x, y) \int b(y) dy - W(x) L_f}{q_f} \right\} \quad (2.26)$$

Les inconnues sont au nombre de 6 : la répartition des ménages $h(x)$ et des firmes $b(x)$, la courbe de rente foncière $R(x)$, la courbe des salaires $W(x)$, le mode de transport et le niveau d'utilité u . A l'équilibre on a l'égalité :

$$R(x) = \max\{\psi(u^*, x), \phi(x, \pi^*), R_a\} \quad (2.27)$$

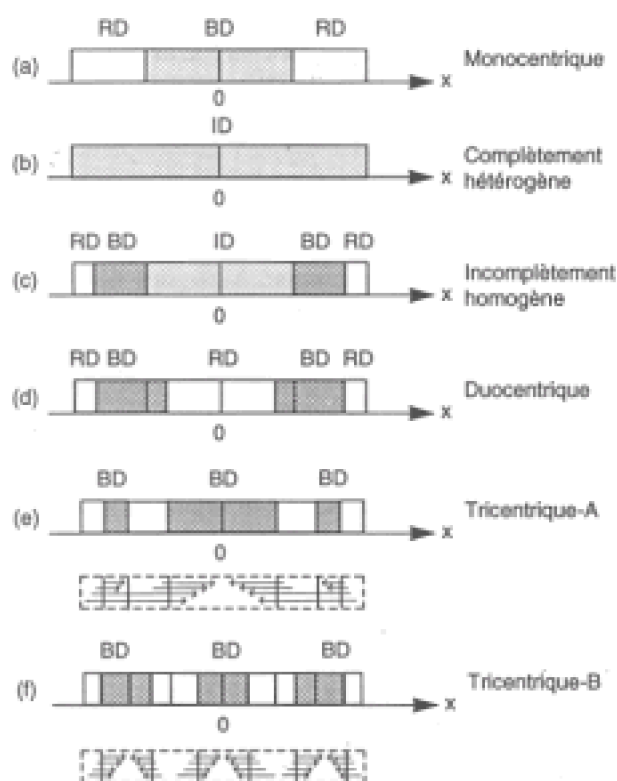
Les configurations urbaines que l'on obtient sont fonctions de l'accessibilité $a(x,y)$.

Deux cas sont envisagés, une accessibilité linéaire $a(x,y)=\beta-a|x-y|$, et une accessibilité avec « escompte spatial »

$$a(x,y) = \beta e^{(-\alpha|x-y|)}$$

Dans le cas où l'accessibilité est linéaire, Ogawa et Fujita (1980) et Imaï (1982) concluent à l'existence de trois configurations possibles selon les paramètres : configuration monocentrique, configuration hétérogène et configuration mixte.

Dans le cas où l'accessibilité est avec « escompte spatial », Fujita et Ogawa obtiennent également trois autres configurations (cas *d*, *e*, *f* dans) qui se caractérisent par l'existence de centres secondaires (Figure 2.9).

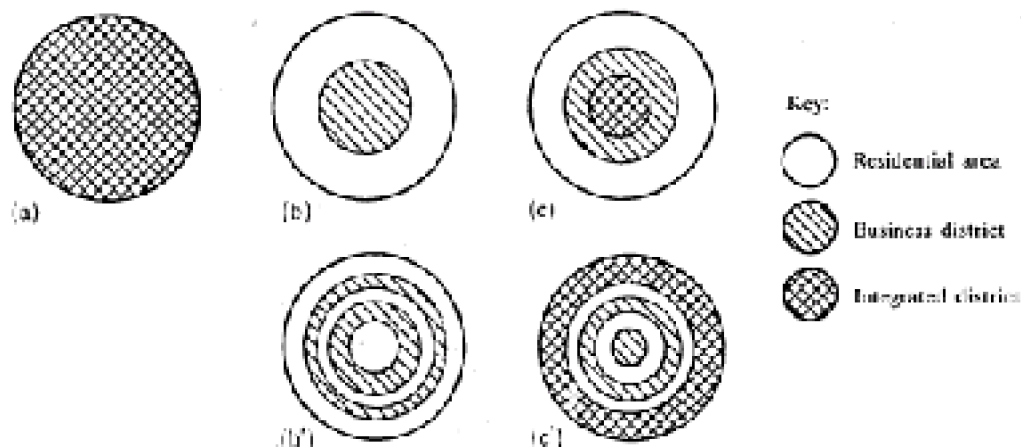


Source : Fujita, 1994

Figure 2.9 : Configurations d'équilibre possibles dans une ville linéaire

Considérée comme linéaire au niveau de ce modèle, la ville a été envisagée par ces mêmes auteurs (Ogawa, Fujita, 1989) dans un cadre à deux dimensions avec une hypothèse de symétrie circulaire. Les résultats obtenus sur les configurations urbaines sont relativement similaires à ceux obtenus précédemment. Dans un tel cadre, les

interactions entre les firmes et les ménages sont entièrement développées dans la mesure où le profit des firmes est affecté par la répartition complète des autres firmes et chaque ménage choisit sa localisation optimale de travail dans l'espace.



Source : Ogawa, Fujita, 1989

Figure 2.10 : Configurations d'équilibre possibles dans une ville circulaire

Dans la lignée de ce modèle avec externalités, Ota et Fujita (1993) distinguent au sein des firmes les entités du type *front offices* et du types *back offices*. Les premières bénéficient d'externalités informationnelles positives en communiquant entre elles, les secondes ne sont liées qu'aux premières. Si les coûts de communication intra-firmes sont faibles, les gains liés à la communication conduisent à une concentration dans le centre-ville des firmes de type *front office*. Vient ensuite dans l'espace, une zone résidentielle, elle-même bordée par une zone où se localisent les entités de type *back-office*. Fujita et Thisse (1997, p.52) considèrent que « le développement des nouvelles technologies de communication à l'intérieur des entreprises constitue une cause majeure de la périurbanisation des emplois ». La nature des informations échangées n'est pas étrangère à ce mouvement. Dans le cas des *front offices*, les informations sont plutôt tacites *i.e.* complexes et non-standardisées. Elles imposent bien souvent le face-à-face. A l'inverse, pour les *back offices*, ces informations peuvent être standardisées et diffusées par des moyens de communication (Guillain, Huriot, 2000).

Le marché du travail peut avoir une incidence dans la dispersion des firmes. Dans le cadre d'un modèle avec concurrence pour le sol et externalités technologiques, Fujita *et al.* (1997) montrent que la localisation d'une firme de taille importante dans le centre qui regroupe les autres firmes existantes ou en périphérie est fonction du niveau des salaires, des externalités technologiques et de la concurrence pour l'occupation du sol. Si cette firme se localise au centre, elle bénéficie d'une productivité accrue par le biais d'externalités technologiques importantes liées à la proximité avec les autres firmes. Dans le même temps, elle fait face à une concurrence pour l'occupation du sol et sur le marché du travail. Cette dernière se traduit par une hausse des salaires qui incitent les ménages à se localiser près de ces firmes. *A contrario*, si cette firme se localise en périphérie, elle bénéficie d'une moindre concurrence pour l'occupation du sol même si les ménages s'y

localisent et d'un marché du travail local moins tendu avec des salaires locaux plus faibles. Les externalités technologiques sont en revanche plus faibles. Ce type de modèle rend compte de la formation de centres d'emplois secondaires sur la base de la concurrence pour l'occupation du sol et du marché du travail.

3.2 Les modèles de concurrence monopolistique

Ces modèles privilégient les interactions en prix. Ils envisagent des situations de rendements d'échelle croissants. La force de concentration réside dans la différenciation des produits et/ou des facteurs. Certains envisagent une localisation simultanée des firmes et des ménages, d'autres raisonnent en séquences. Ces modèles sont relativement nombreux (Abdel-Rhaman, 1988 ; Fujita, 1988 ; Abdel-Rhaman et Fujita, 1990, *etc.*).

Fujita (1988) retient comme force de dispersion pour les ménages et les firmes la concurrence pour l'occupation du sol. La force de concentration réside dans la préférence pour la diversité. Le grand nombre de biens différenciés offerts assure une utilité croissante aux ménages. Le grand nombre de ménages en certains points de l'espace assure des débouchés aux firmes qui privilégient alors de telles localisations. Ces causalités circulaires se renforcent entre elles. Mais dans le même temps, une forte concentration des entreprises en ces lieux génère une concurrence pour l'occupation de l'espace qui les incite alors à la dispersion. Les ménages en étant proches des firmes bénéficient d'une diversité de biens offerts mais comme pour les firmes, leur grand nombre induit une pression foncière défavorable à une localisation centrale. A l'équilibre, le prix du bien est indépendant de la localisation de la firme qui le produit. Chaque niveau de prix donne naissance à une configuration d'équilibre. Un premier équilibre se caractérise par une zone centrale comprenant des firmes et des ménages et une zone périphérique avec des ménages uniquement. La deuxième configuration comporte une zone centrale avec des firmes et des ménages et une zone périphérique avec des firmes uniquement. La première configuration équilibre est celle qui prévaut lorsque le prix est élevé et que le nombre de firmes relativement aux ménages est faible et réciproquement pour la deuxième configuration.

Fujita et Krugman (1995) se proposent d'unifier deux courants théoriques disjoints, celui de l'économie urbaine avec Von Thünen et celui de la concurrence imparfaite avec Chamberlin. Ils développent donc un modèle de concurrence monopolistique d'un « état isolé ». Aux deux régions envisagées traditionnellement dans les modèles de l'économie géographique sont substituées un espace linéaire. La consommation des ouvriers est composée de biens agricoles homogènes et de biens manufacturiers différenciés, produits pour chacun de ces derniers par une seule firme. Si la variété des biens produite dans le centre est importante alors les prix de ces biens relativement à ceux dont la production est en périphérie sont plus faibles. A revenu nominal donné, le revenu réel des travailleurs dans le centre s'accroît avec la diversité des biens produits et incite les ouvriers ne travaillant pas dans le centre à se déplacer (*forward linkages*). Cette immigration constitue des débouchés supplémentaires pour les firmes et elle permet une spécialisation plus grandes des firmes (*backward linkages*). « *In other words, through these forward an backward linkages, scale economies at the individual firm level are transformed into increasing returns at the city level* » (Fujita et Krugman, 1995, p. 506).

Cette croissance du centre nécessite simultanément un espace agricole plus vaste pour assurer la production des biens agricoles nécessaires à la consommation des travailleurs en ville. Compte tenu de cette croissance urbaine, les distances à parcourir sont plus importantes, générant des déséconomies d'agglomération. Ils en concluent que si les forces de concentration liées aux économies d'échelle de la production et de la consommation sont plus puissantes que les forces de dispersion liées aux coûts de transport du bien agricole alors l'espace sera caractérisé par l'existence d'un centre unique.

Cette analyse souffre cependant d'un manque de pertinence. Les forces de dispersion résident davantage en effet dans la concurrence pour l'occupation du sol, les coûts de déplacements domicile-travail que dans les coûts de transport des biens agricoles. Dans un souci de plus grand réalisme, Goffette-Nagot (1998) propose un modèle de concurrence monopolistique dans lequel les ménages consomment un bien différencié produit à rendements d'échelle croissant et un bien homogène localisé. La force de dispersion est constituée par la consommation de ce bien qui ne peut se faire qu'à un seul endroit.

Ce modèle distingue également deux types de firmes, les « firmes manufacturières » et les « firmes distributrices ». Les premières assurent la production de biens intermédiaires différenciés. La technologie retenue est à rendements d'échelle constants. Ces firmes sont supposées être localisées au centre. Les ménages constituent la main-d'oeuvre dont elles ont besoin.

Les secondes assurent la distribution des biens finis produits par les premières. Ces firmes de distribution sont supposées mobiles. La production se fait à rendements d'échelle croissants. Le transport des biens intermédiaires génère un coût qui est supporté par les firmes de distribution.

Les ménages supportent des coûts de transport liés aux déplacements domicile-travail et au transport du bien final jusqu'à la firme distributrice.

En se localisant en périphérie, les ménages subissent une moindre pression foncière mais supportent des coûts de déplacement domicile-travail importants. A ces coûts s'ajoutent ceux liés au transport des biens finaux, si les firmes de distribution sont restées localisées au centre. Ces dernières en maintenant une localisation centrale minimisent les coûts de transport du bien intermédiaire mais supportent simultanément une concurrence pour l'occupation des sols.

En liant le profit des firmes distributrices à la densité de population, la dispersion de la population devient une force d'attraction pour ces firmes, force qui est contrecarrée par les coûts de transport des biens intermédiaires en provenance des firmes manufacturières supposées être localisées au centre.

Les conclusions issues des simulations réalisées sont en partie proches de celles obtenues dans le cadre du modèle standard. Une baisse des coûts de transport domicile-travail équivaut à une augmentation du revenu. Elle occasionne un étalement urbain caractérisé par une augmentation de la population en périphérie et par une extension de la frontière urbaine. La baisse des coûts de transport des biens finaux se traduit là aussi par un étalement de la population mais la frontière de la ville est identique.

Les forces centrifuges n'opèrent sur les firmes distributrices que si la dispersion de la population est suffisante et que si le coût de transport du bien intermédiaire est faible. Une causalité circulaire s'instaure alors avec l'arrivée de nouveaux résidents, sensibles à la localisation de ces emplois en périphérie. Ils constituent à leur tour une force d'attraction pour d'autres firmes.

D'autres modèles introduisent comme force de dispersion les coûts urbains entendus comme la pression foncière, les coûts de migrations alternantes mais ils s'intéressent à la structure urbaine dans le cas de deux régions (Helpman 1995, Tabucki, 1998).

4. Conclusion

Le modèle standard de l'économie urbaine offre un premier cadre d'intelligibilité des localisations. Il permet d'analyser les principaux déterminants de la localisation de résidentielle. Plusieurs facteurs comme les coûts de transport, le revenu des ménages, les caractéristiques démographiques des ménages apparaissent comme déterminants pour comprendre les arbitrages réalisés. Envisagé pendant longtemps dans un espace isotrope, le modèle monocentrique a intégré une distribution des attributs qui rendent l'espace hétérogène et qui modifient la fonction d'utilité des ménages. Ces attributs peuvent correspondre à des aménités naturelles, des équipements, des biens publics locaux. Ce modèle rend, non seulement compte des arbitrages réalisés par les ménages mais moyennant des hypothèses sur différents paramètres, il permet de dériver une distribution des densités dans l'espace. Celle-ci suit une forme exponentielle négative en fonction de la distance au centre sous certaines conditions.

Mais ce modèle souffre de limites que nous avons présentées. L'une d'entre elles sur l'homogénéité du réseau de transport ou que celui-ci soit radial isotrope apparaît comme peu réaliste. Les réseaux sont constitués à la fois d'infrastructures à forte capacité et vitesse élevée et d'axes plus restreints à vitesse réduite. En outre, leur distribution dans l'espace se caractérise par de profondes disparités. Les premiers sont significativement moins nombreux que les seconds. Dès lors, cette hétérogénéité et cette anisotropie induisent une remise en cause du caractère univoque de la relation entre distance et densité. Pour une même distance au centre, les coûts de transport selon les réseaux de transport ne sont plus identiques. Du modèle développé visant à intégrer cette dimension deux prédictions ont été déduites sur la relation distance au centre - densité qu'il conviendra de tester.

L'économie géographique dans son versant intra-urbain relâche des hypothèses du modèle standard considérées comme restrictives pour mieux comprendre les phénomènes de concentration et de dispersion des localisations des ménages et des emplois dans l'espace. Elle identifie des interactions entre différents types de firmes et entre les ménages et les firmes. La répartition des firmes et des ménages n'est pas aussi précise que la forme fonctionnelle dérivée du modèle standard de l'économie urbaine. Elle met cependant en lumière l'incidence que peut avoir la localisation des ménages sur celle des firmes et réciproquement.

Ces modèles ne sont pas aisément soumis à l'épreuve des faits compte tenu de

certains concepts pseudo-opérateurs, de correspondances non immédiates entre facteurs identifiés et variables. Seules certaines dimensions ou prédictions de ces modèles ont fait l'objet d'estimations empiriques sur différents espaces urbains que nous présenterons dans le chapitre suivant.

CHAPITRE III Les analyses des densités et de leur évolution

Le souci des économistes de mesurer et de suivre l'évolution des densités de la population et des emplois a été constant depuis les premiers travaux de Clark (1951) sur la forme exponentielle négative. Comme les travaux théoriques mentionnés précédemment, les recherches empiriques sur les configurations urbaines ont connu plusieurs temps. L'objectif pour un grand nombre de ces recherches est de restituer le plus finement possible la répartition des densités dans l'espace. Les formes fonctionnelles retenues deviennent de plus en plus sophistiquées pour saisir au plus près les aspérités enregistrées. Qu'elles soient plus ou moins complexes, ces fonctions offrent une représentation synthétique de l'espace que la cartographie ne procure pas avec le même degré d'abstraction. Ces recherches ont adopté pour une très grande partie d'entre elles le cadre des villes nord américaines comme terrain d'analyse. Les espaces urbains des autres pays n'ont pas fait l'objet d'une attention aussi soutenue comme nous le verrons.

La recherche des facteurs explicatifs de la déconcentration de la population a été plus rare. Elle s'est bornée pendant un certain temps à la seule distance au centre comme variable explicative. En outre, les développements intégrant d'autres facteurs se sont assez peu appuyés sur les résultats des modèles théoriques présentés précédemment. Plus récemment, et suivant en cela l'évolution des villes, un certain nombre d'études se sont penchées sur la déconcentration des emplois, en se centrant sur la description du phénomène à l'aide des outils déjà mis en oeuvre pour l'analyse de l'étalement de la population. Enfin, des travaux récents ont cherché à suivre de manière liée les évolutions de la population et des emplois sous la forme d'équations simultanées.

Au-delà de leurs spécificités de cadre d'étude, de méthodes retenues, ces travaux se heurtent à des questions méthodologiques non négligeables dont nous ferons état. Nous présenterons, dans un premier temps, les différentes formes fonctionnelles retenues pour représenter la dispersion de la population et les facteurs explicatifs de cette évolution, avant de s'intéresser aux outils descriptifs et explicatifs mobilisés pour les emplois dans une deuxième partie, et pour la combinaison de la population et des emplois dans une troisième partie.

1. Les densités de population : formes fonctionnelles, évolution des gradients de densités et facteurs explicatifs

Les travaux empiriques relatifs à la dispersion de la population sont nombreux. Ils

concernent majoritairement les pays développés à économie de marché. Au sein de ces pays, les villes américaines et canadiennes font l'objet d'une observation beaucoup plus systématique que celles des autres régions du monde. On notera néanmoins les travaux de DeBorger (1979), Tabourin *et al.* (1995), Goffette-Nagot et Schmitt (1999), Péguy (1999a,b), concernant l'Europe, ceux de Eldridge (1984) sur Melbourne (Australie), d'Alperovich et Deutsch (1994) sur Tel-Aviv (Israël) ou encore ceux de Zheng (1991), concernant le Japon. Les études relatives à l'évolution de l'espace urbain des économies en transition et des pays en développement sont plus rares sans être pour autant inexistantes : Amato (1969) pour un certain nombre de villes latino-américaines (Bogota, Santiago, Lima, Quito), Ingram et Carroll (1981), Hataya (1996) pour Bogota, Wu (1998), Young et Deng (1998) ou Wang et Zhou (1999) pour la Chine, Dick et Rimmer (1998) pour les Philippines, l'Indonésie et la Malaisie, Riefler (1989) pour la Chine, Asabere et Owusu-Banahene (1983) pour cinq villes du Ghana, *etc.* Certains travaux proposent également des comparaisons entre pays développés et pays en développement (Mills et Tan, 1980 ; Asabere P.-K., Owusu-Banahene K., 1983).

Au-delà des frontières et des spécificités culturelles, ces travaux insistent sur le phénomène général de dispersion des villes. Ils le décrivent en ayant recours à des fonctions reliant la densité de population en chaque point d'une aire urbaine à la distance au centre. La forme la plus traditionnelle de ces fonctions est une exponentielle négative. Elle présente l'avantage d'être d'une grande simplicité d'interprétation tout en pouvant être reliée au modèle théorique de l'économie urbaine (Mills et Price, 1984). D'autres formes fonctionnelles, plus complexes, ont cependant été utilisées. Qu'elles soient ou non tirées du modèle théorique, elles visent à améliorer les résultats des estimations et à se rapprocher des densités observées. Après une présentation de ces différentes formes, les travaux recherchant les facteurs explicatifs de l'étalement de la population seront examinés et discutés.

1.1 Les différentes formes de fonctions de densité utilisées

1.1.1 La forme exponentielle négative

La forme exponentielle négative est la plus classique. Elle a été proposée par Clark (1951) même si d'autres auteurs en ont eu l'intuition avant lui (Bleicher, 1891 ; Stewart 1947).

1.1.1.1 Formulation

Elle peut s'écrire sous la forme :

$$D(x) = D_0 e^{-\beta x} \quad (3.1)$$

où $D(x)$ est la densité résidentielle,

D_0 la densité extrapolée au centre de la ville,

x la distance au centre,

γ le gradient de densité, *i.e.* le taux de variation de la densité selon la distance au centre.

Les paramètres de cette fonction sont exprimés en unités variables. Si la distance retenue est calculée en mètre, alors la densité extrapolée au centre s'exprime en nombre de personnes par m². L'unité d'expression du gradient de densité est l'inverse de l'unité de la distance (1/m).

L'interprétation des paramètres de cette fonction en termes d'étalement urbain est simple : la décroissance du paramètre γ correspond à une extension de la ville sur des distances de plus en plus lointaines du centre. Cet étalement urbain peut s'accompagner d'une baisse de la densité centrale sans que cela soit systématique.

L'estimation de cette fonction exponentielle négative ne présente pas de difficultés particulières. La transformation de l'expression exponentielle en expression linéaire sous la forme de logarithme naturel permet d'estimer le gradient et la densité centrale par l'intermédiaire de la constante.

$$D(x) = D_0 e^{-\gamma x} \Leftrightarrow \text{Log}D(x) = \text{Log}(D_0) - \gamma x \quad (3.2)$$

La simplicité de cette fonction, son opérationnalité ainsi que la signification de ses paramètres ont contribué à sa large utilisation dans la recherche sur la représentation de la répartition de la population dans l'espace.

1.1.1.2 Les tests réalisés

Cette fonction a été testée dans un grand nombre de cas. Plusieurs villes ont été retenues comme cadre d'application. Le tableau donne une indication de ce foisonnement d'exemples.

Tableau 3.1 : Récapitulatif des études sur l'étalement des populations saisies sur la base de fonctions de densité

Auteurs	Périodes d'observation	Espaces d'analyse	Fonctions retenues
Newling (1966)	1860, 1970, 1880, 1890, 1900, 1910, 1920, 1930, 1940, 1950 pour Chicago 1891, 1911, 1943, 1960 pour Kingston	Chicago (EU) et Kingston (Jamaïque)	Exponentielle négative sur des densités
Brush (1968)	De 1881 à 1961 selon les villes	Bangalore, Bombay, Dhawar, Howrah, Hubli, Hyderabad, Jamshedpur, Gaya, Madras, Poona City, Secunderabad	Exponentielle négative sur des densités
Clark (1968)	De 1801 à 1954 selon les villes	Birmingham, Leeds, Liverpool, Londres (Angleterre), Dublin (Irlande), Christchurch, Dunedin, Wellington (Nouvelle Zélande), Berlin, Francfort (Allemagne), Paris (France), Brisbane, Melbourne, Sydney (Australie)	Exponentielle négative sur des densités
Muth (1969)	46 villes américaines 1950		
Mills (1970) (1972)	1948, 1954, 1958, 1963 pour 18 aires et 1880, 1890, 1900, 1910, 1920, 1930, 1940, 1948, 1954, 1958, 1963 pour 4 aires	18 <i>metropolitan areas</i> américaines	Exponentielle négative sur des densités
Bussière (1972)	15 périodes de 1876 à 1968	Paris	Exponentielle négative sur population cumulée
Bussière (1972)	1900-1970	Montréal, Toronto, Stockholm, Winnipeg, Malmbö, Helsingborg	Exponentielle négative sur population cumulée
Guest (1973)	1950-1960	37 aires métropolitaines américaines	Exponentielle négative sur des densités
Edmonston (1975)	1900, 1920, 1930, 1940, 1950	41 villes américaines	Exponentielle négative sur des densités
Mills, Otha (1976)	1965, 1970	22 villes du Japon	Exponentielle négative

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

Auteurs	Périodes d'observation	Espaces d'analyse	Fonctions retenues
			sur des densités
Kau, Lee (1976)	1970	50 SMSA américaines	Exponentielle négative sur des densités
DeBorger (1979)	1900-1976	Aires urbaines de Belgique	Exponentielle négative sur des densités
Mills, Songs (1979)	1966, 1970, 1973	12 <i>metropolitan areas</i> de Corée	Exponentielle négative sur des densités
Zielinski (1979)	1971	7 villes anglaises	Exponentielle négative sur des densités
Johnson, Kau (1980)	1979	39 villes américaines	Exponentielle négative à coefficients variables
Ingram, Carroll (1981)	1950, 1960, 1970	Mexico, Sao Paulo, Buenos Aires, Rio de Janeiro, Bogota, Recife, Belo Horizonte, Guadalajara, Monterrey, Cali	Exponentielle négative sur des densités
Alperovitch (1982)	1961, 1972, 1978	25 census tract de Tel-Aviv Yafo	Exponentielle négative, linéaire, double log (fonction Gamma limitée) et fonction normale standardisée
Asabere, Owusu-Banahene (1983)	1960 et 1970	Accra, Kumassi, Tamale, Cape Coast, Koforidua (Ghana)	Exponentielle négative sur des densités et fonction quadratique
Eldridge (1984)	1901-1976	Aire métropolitaine de Melbourne	Exponentielle carrée, quadratique, gamma, fonction suggérée par Mills, fonctions linéaires et quadratiques. Introduction d'une variable temporelle dans ces fonctions
Edmonston, Goldberg, Mercer (1985)	1941, 1951, 1956, 1961, 1966, 1971, 1976 (Canada) et 1950, 1960, 1970, 1975 (USA)	20 <i>Census Metropolitan Areas</i> (CMA) pour le Canada et 204 <i>Standart Metropolitan Statistical Areas</i> (SMSA) pour les Etats Unis.	Exponentielle négative sur des densités
Anderson (1985)		30 villes américaines	Exponentielle négative et exponentielle

Auteurs	Périodes d'observation	Espaces d'analyse	Fonctions retenues
			généralisée
Macauley (1985)	1940 et 1980	18 SMSA américaines	Exponentielle négative sur des densités
Steen (1986)	1860, 1870, 1890,	Philladelphia	Exponentielle négative sur des densité
Crampton (1991)	1961, 1971, 1981	22 <i>boroughs</i> de Londres	Exponentielle négative sur des densité, fonctions linéaires et quadratiques
Mieszkowski, Smith (1991)	1948, 1950, 1953, 1958, 1960, 1963 et 1980	Aire métropolitaine de Houston	Exponentielle négative sur des densité
Alperovitch, Deutsch (1994)	1961, 1972, 1983, 1990	25 <i>census tracts</i> de Tel-Aviv Yafo	Exponentielle négative sur densité et fonction transformée Box-Cox
Small, Song (1994)	1970, 1980	Los Angeles	Exponentielle négative et exponentielle généralisée
Tabourin, Andan, Routhier (1995)	1975, 1982, 1990	Lyon et 45 Km de rayon France	Exponentielle négative sur population cumulée
DiPasqualé, Wheaton (1996)	1970 et 1990	<i>Metropolitan Area</i> de Boston	Exponentielle négative des densités
Nicot (1996)	1982, 1990	50 ZPIU françaises	Distance médiane, distance nonantane
Jordan, Ross, Usowski (1998)	1970, 1980 et 1990	77 SMAS américaines	Exponentielle négative des densités
Péguy (1999a)	1975, 1982, 1990	120 aires urbaines de France	Exponentielle négative sur population cumulée
Péguy (1999b)	1975, 1982, 1990	Aire urbaine de Lyon	Exponentielle négative sur population cumulée en retenant des distances temps et des distances réseaux
Wang, Zhou (1999)	1982 et 1990	Aire métropolitaine de Beijing	Exponentielle négative, exponentielle inverse, fonction puissance et linéaire
Peguy (2000a)	1975, 1982, 1990	20 premières aires urbaines françaises	Exponentielle négative sur des densités avec correction de l'autocorrélation spatiale
Jayet, Péguy (2000)	1975 et 1990	Aire Urbaine de Lyon	Exponentielle négative

Auteurs	Périodes d'observation	Espaces d'analyse	Fonctions retenues
			sur des densités communales en retenant des distances temps et des distances réseaux Estimation exponentielle négative retenant une frontière de production inversée

Les recherches menées sur des périodes historiques et des espaces géographiques différents, sur la base de la population cumulée ou de la densité, s'accordent sur une tendance commune, appelée aussi *urban sprawl* dans de nombreux travaux américains et caractérisée par une baisse des paramètres de la fonction exponentielle, correspondant à une diminution de la densité centrale et du gradient. Cette tendance observée de manière générale se décline cependant différemment selon les pays, les villes et les périodes.

Il faut tout d'abord noter la nette divergence qui existe au sein des villes nord-américaines, notamment entre espaces urbains américains et canadiens. Ainsi, au cours des années 1950-1960, les gradients de densité des villes canadiennes étaient plus forts que ceux des villes américaines, correspondant donc à des espaces urbains plus compacts. Ce mouvement s'est inversé au cours des années 1970-1975, où les gradients sont devenus plus faibles en moyenne pour les villes canadiennes que pour les villes américaines. Pour les densités centrales, et au-delà de leur forte diminution sur la période 1950/51-1975/76 (respectivement - 60 % et - 54 %), les centres urbains canadiens demeurent deux fois plus denses que ceux des Etats-Unis (Edmonston *et al.*, 1985).

Tableau 3.2 : Valeur des gradients et des densités centrales au Canada et aux Etats-Unis

	Gradients		Densités centrales moyennes	
	Etats-Unis	Canada	Etats-Unis	
Canada				
1950/51	0,93	0,76	50 000	24 000
1960/61	0,67	0,60	33 000	17 000
1970/71	0,45	0,50	22 000	13 000
1975/76	0,42	0,45	20 000	11 000

Source : Edmonston *et al.*, 1985

Des différences notables dans la baisse des densités centrales et la variation des gradients apparaissent également selon les régions de ces mêmes pays. Au Canada, les villes du Québec ont vu leur densité centrale moyenne divisée par 10 entre 1941 et 1976 alors que la variation de ce même indicateur pour les villes de l'Ouest se limitait à une baisse de 17 %.

Tableau 3.3 : Densités centrales moyennes par taille de population, âge et région pour les CMA canadiennes, 1941-1976

	1941	1951	1956	1961	1966	1971	1976
Effectifs	12	15	14	16	16	19	19
Taille de la population de la CMA							
< ;250 000	42 000	48 000	28 000	28 000	28 000	15 000	15 000
250 000-500 000	37 000	44 000	35 000	35 000	35 000	22 000	17 000
+500 000	208 000	63 000	50 000	45 000	36 000	30 000	26 000
Age de la ville							
< ;10	34 000	31 000	30 000	26 000	10 000	6 400	7 500
11-30	36 000	40 000	27 000	27 000	34 000	18 000	14 000
31-50	34 000	34 000	32 000	30 000	34 000	27 000	25 000
51+	164 000	76 000	47 000	43 000	35 000	30 000	26 000
Régions							
Maritime	39 000	77 000	45 000	44 000	41 000	29 000	24 000
Québec	199 000	80 000	69 000	62 000	54 000	23 000	19 000
Ontario	53 000	40 000	24 000	27 000	28 000	18 000	17 000
West	29 000	30 000	22 000	20 000	19 000	26 000	24 000
Moyenne générale	69 000	50 000	35 000	33 000	32 000	22 000	20 000
Source : Edmonston <i>et al.</i> , 1985							

La baisse des gradients sur la période 1941-1976 a été de 60 % en moyenne pour les villes canadiennes. Mais comme pour les densités centrales, on note de fortes disparités selon la région de celles-ci. Les villes qui ont enregistré de fortes diminutions de densités centrales sont aussi celles qui ont eu de fortes baisses de gradient sur la période. Cela est particulièrement probant pour les villes québécoises, qui ont vu leur gradient décliner de 75 % sur la période, contre 35 % pour les villes de l'ouest.

Tableau 3.4 : Gradients de densité par taille de population, âge et région pour les CMA canadiennes, 1941-1976

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

	1941	1951	1956	1961	1966	1971	1976
Effectifs	12	15	14	16	16	19	19
Taille de la population de la CMA							
< ;250 000	1,11	1,12	0,78	0,76	0,73	0,44	0,42
250 000-500 000	0,70	0,85	0,74	0,71	0,67	0,54	0,47
+500 000	0,95	0,50	0,39	0,34	0,36	0,40	0,39
Age de la ville							
< ;10	0,87	1,07	0,70	0,67	0,63	0,29	0,32
11-30	1,19	1,15	0,74	0,70	0,68	0,48	0,39
31-50	0,80	0,65	0,72	0,77	0,83	0,61	0,42
51+	1,10	0,76	0,62	0,56	0,47	0,40	0,45
Régions							
Maritime	1,37	1,42	1,07	0,99	0,89	0,60	0,53
Québec	1,36	0,93	0,80	0,70	0,60	0,35	0,33
Ontario	0,97	0,79	0,57	0,64	0,62	0,42	0,41
West	0,65	0,74	0,45	0,39	0,36	0,46	0,42
Moyenne générale	1,03	0,93	0,69	0,67	0,63	0,45	0,42

Source : Edmonston *et al.*, 1985

Aux Etats-Unis, *l'urban sprawl* a été plus prononcé pour les villes du Nord-Ouest, du Nord et du Sud que pour celles de l'Ouest. Les densités centrales des premières ont diminué de plus de 50 % contre moins de 40 % pour les secondes. De même, les gradients des villes du Nord-Ouest, du Nord et du Sud ont enregistré une baisse de plus de 35 % sur la période contre moins de 25 % pour les villes de l'Ouest.

Tableau 3.5 : Densités centrales moyennes par taille de villes et par région pour les SMSA américaines

	1950	1960	1970	1975
Effectifs	119	179	204	202
Taille de la ville				
< ;100 000	22 853	23 848	14 348	15 043
100 000-150 000	19 003	14 043	11 362	10 175
250 000-500 000	21 282	14 704	10 848	9 610
500 000-1 000 000	26 036	19 399	12 788	10 433
+1 000 000	40 709	23 458	18 752	15 855
Moyenne	24 160	17 252	12 654	11 165
Régions				
Northeast	27 427	22 257	17 181	13 665
North Central	25 325	17 823	12 776	11 117
South	22 472	15 596	11 333	10 263
West	18 510	13 546	10 856	11 154
Moyenne	24 161	17 252	12 654	11 165

Source : Edmonston *et al.*, 1985

Tableau 3.6 : Gradients de densité par taille de villes et par région pour les SMSA américaines

	1950	1960	1970	1975
Effectifs	119	179	204	202
Taille de la ville				
< ;100 000	1,24	1,24	0,91	0,95
100 000-150 000	0,91	0,76	0,63	0,56
250 000-500 000	0,75	0,56	0,43	0,38
500 000-1 000 000	0,62	0,44	0,32	0,27
+1 000 000	0,76	0,60	0,50	0,45
Régions				
Northeast	0,57	0,55	0,46	0,37
North Central	0,89	0,64	0,52	0,50
South	0,75	0,58	0,49	0,44
West	0,66	0,61	0,50	0,49
Moyenne	0,76	0,60	0,50	0,45
Source : Edmonston <i>et al.</i> , 1985				

Les comparaisons entre les villes européennes et américaines sont très peu nombreuses. Pour les années 1960 et 1970, il apparaît que les villes allemandes sont plus compactes et que leur taux de suburbanisation est plus faible que celui des villes américaines. En revanche, les villes anglaises ont un profil beaucoup plus proche de celui des villes américaines et se caractérisent par des densités centrales plus faibles et des gradients plus bas que les villes allemandes étudiées (Glikman, 1979). Pour les pays en développement ou en transition, on met également en évidence de notables différences de configurations urbaines (Mills *et al.*, 1980). Sur la base de la moyenne des gradients de densité dans les années 1960, les villes brésiliennes apparaissent moins compactes que les villes mexicaines ou indiennes pour lesquelles le gradient moyen de densité est respectivement deux et trois fois supérieur.

Au-delà de ces divergences géographiques, des différences apparaissent selon la taille de la ville. En Amérique du Nord, la baisse des densités centrales a été de plus forte amplitude pour les grandes villes (+ 500 000 habitants) que pour les petites (- 87 % pour les villes canadiennes de plus de 500 000 habitants contre - 64 % pour celles de moins de 250 000 habitants ; - 62 % pour les villes américaines de plus de 1 million d'habitants contre - 34 % pour les villes de moins de 100 000 habitants entre 1941 et 1976) (Edmonston *et al.*, 1985). Cette observation se confirme également pour les pays en développement au sein desquels les villes les plus peuplées sont celles qui ont enregistré l'étalement le plus fort (Mills *et al.*, 1980). Goffette-Nagot et Schmitt (1999) aboutissent à un résultat identique concernant les villes françaises avec, néanmoins, une amplitude moindre de l'étalement.

Enfin, le relativement grand nombre d'études sur les configurations spatiales d'après-guerre pourrait laisser croire que le phénomène d'étalement urbain est relativement récent. Or, sur la base de quelques séries longues de l'évolution du gradient de villes comme Londres, Chicago ou Paris, il apparaît vraisemblablement comme plus

ancien, datant de près d'un siècle et demi pour les villes des pays développés et d'avant la Seconde Guerre Mondiale pour certaines villes de pays en développement (Mills *et al.*, 1980). Sur un échantillon de 41 villes américaines, Edmonston (1975) trouve un gradient moyen de densité relativement constant entre 1900 et 1920, proche de 0,8. Il diminue de 17 % en 10 ans pour atteindre une valeur de 0,66 en 1930. Entre 1940 et 1950, cette décroissance s'amplifie (- 36 %). A cette date, le gradient moyen de densité s'établit à 0,39 pour les 41 villes retenues. C'est au cours de cette période d'avant-guerre que la variation du gradient de densité a été la plus forte pour les Mass américaines.

Au lendemain de 1945, l'extension des espaces urbains s'est poursuivie mais à un rythme moindre pour les villes d'Amérique du nord. Mills (1972), sur la base de mesures systématiques des gradients de densité de population aux Etats-Unis, montre un aplatissement continu des courbes de densité sur la période 1948-1963. Sur la période 1970-80, Macauley (1985) note que la décentralisation de la population des villes américaines se poursuit mais à un rythme ralenti, pour atteindre un taux de déconcentration inférieur à celui des années 1930. Edmonston et Guterbock (1984) sont plus mitigés et ne constatent qu'un faible ralentissement sur la période 1970-75. Jordan *et al.* (1998) observent que le rythme de suburbanisation des années 1970 se poursuit au même rythme dans les années 1980. En revanche, sur la période récente (1970-1990), l'étalement urbain est devenu plus sensible pour les villes de l'Europe occidentale (Péguy, 1999a ; Goffette-Nagot, 1999) et les villes des pays en développement (Mills *et al.*, 1980 ; Wu, 1998).

1.1.1.3 Les critiques

En dépit de sa simplicité et de son assise théorique, la forme exponentielle négative a fait l'objet de nombreux débats et critiques (McDonald, 1989). En effet, d'importants écarts à la réalité urbaine observable ont été décelés, qui ont rendu nécessaire la recherche de nouvelles formulations mieux à même de décrire la répartition de la population au sein des villes et leur étalement dans le temps.

1.1.2 la formulation de Bussière et sa forme amendée

Bussière a été à l'origine d'une adaptation de la fonction exponentielle négative. La fonction qu'il a développée a été par la suite amendée par Bonnafous et Tabourin (1996).

1.1.2.1 La formulation originelle de Bussière

Une des variantes de la fonction exponentielle est celle proposée par Bussière (1972). Il se propose de raisonner non pas sur les densités mais sur la population cumulée $P(x)$, comprise dans un rayon inférieur ou égal à x . On peut distinguer une forme statistique et une forme dynamique selon que le temps est intégré ou non dans la formulation.

1.1.2.1.1 Présentation

La forme statique

Bussière détermine la répartition la plus probable de la densité résidentielle $D(x)$ en maximisant l'entropie du système sous contrainte, solution déjà retenue par Wilson (1970) dans des problèmes similaires de localisation ou d'interaction entre zones.

$$S[d] = - \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} d(x,y) \ln d(x,y) dx dy \quad (3.3)$$

sous la contrainte que

Il obtient une formulation de la répartition de la densité de la forme :

avec

- $D(x)$ est la densité résidentielle

- N la population totale

- γ est le gradient de la densité i.e. le taux de décroissance exponentielle de la densité

- x la distance au centre.

Il est possible de simplifier cette expression en posant

$$D_0 = \frac{N\gamma^2}{2\pi}$$

formulation étudiée par Bleicher (1892) et de Clark (1951) :

$$D(x) = D_0 e^{(-\gamma x)} \quad (3.5)$$

où D_0 est la densité extrapolée au centre de la ville.

Compte tenu des problèmes posés par l'observation directe de la répartition, $D(x)$, liés aux discontinuités du milieu lors du calcul et aux découpages géographiques préexistants, Bussière raisonne sur la population cumulée, $P(x)$, dont la forme est la suivante :

$$P(x) = 2\pi D_0 \int_c^x e^{-\gamma x} \cdot x \cdot dx = \frac{2\pi D_0}{\gamma^2} \left[-(1 + \gamma x) e^{-\gamma x} \right] \quad (3.6)$$

L'ajustement du modèle par une méthode itérative d'optimisation permet de déterminer les deux paramètres D_0 et γ . La population totale, N , de la zone considérée est obtenue par l'équation

$$N = \frac{2\pi D_0}{\gamma^2}$$

l'équation précédente tend vers 1 lorsque x s'élève.

La forme générale de cette répartition de la population en fonction de la distance au centre est telle que la pente à l'origine est nulle, puis s'accroît jusqu'au point d'inflexion

$1/\gamma$ avant de décroître, sans pour autant devenir nulle.

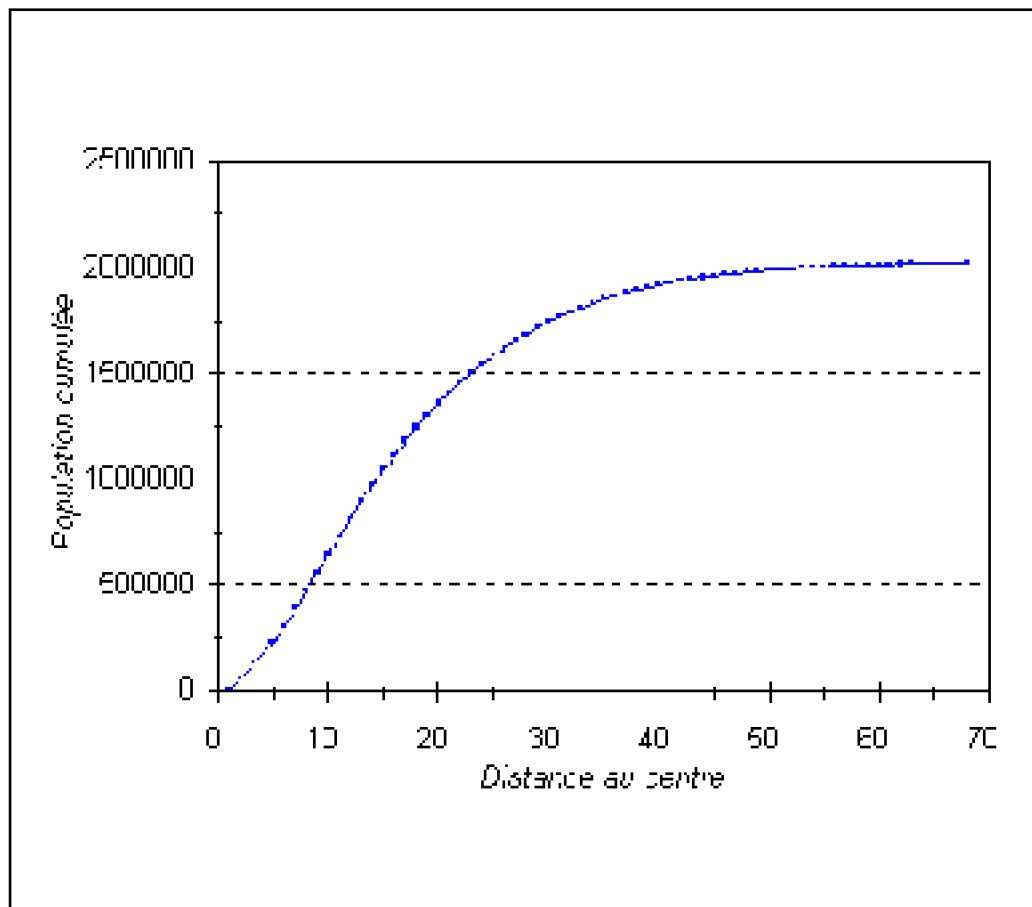


Figure 3.1 : Répartition de la population cumulée avec le modèle de Bussière

Il est possible de mieux comprendre le lien entre densités et unités de distance radiale sur la base de deux exemples. Le premier envisage une répartition uniforme de la population dans l'espace, le second une répartition inégale de la population. Dans les deux cas, on considère un espace concentrique d'une distance radiale de 10 km. L'espace est ramené à une dimension sur la base des projections par unité de distance incrémentée de 500 mètres. La population envisagée est de 95 000 personnes.

Cas 1 : Répartition uniforme de la population dans l'espace

Dans la cas d'une égale répartition de la population dans l'espace, chaque unité de distance radiale compte 5 000 habitants. La courbe de population cumulée est linéaire.

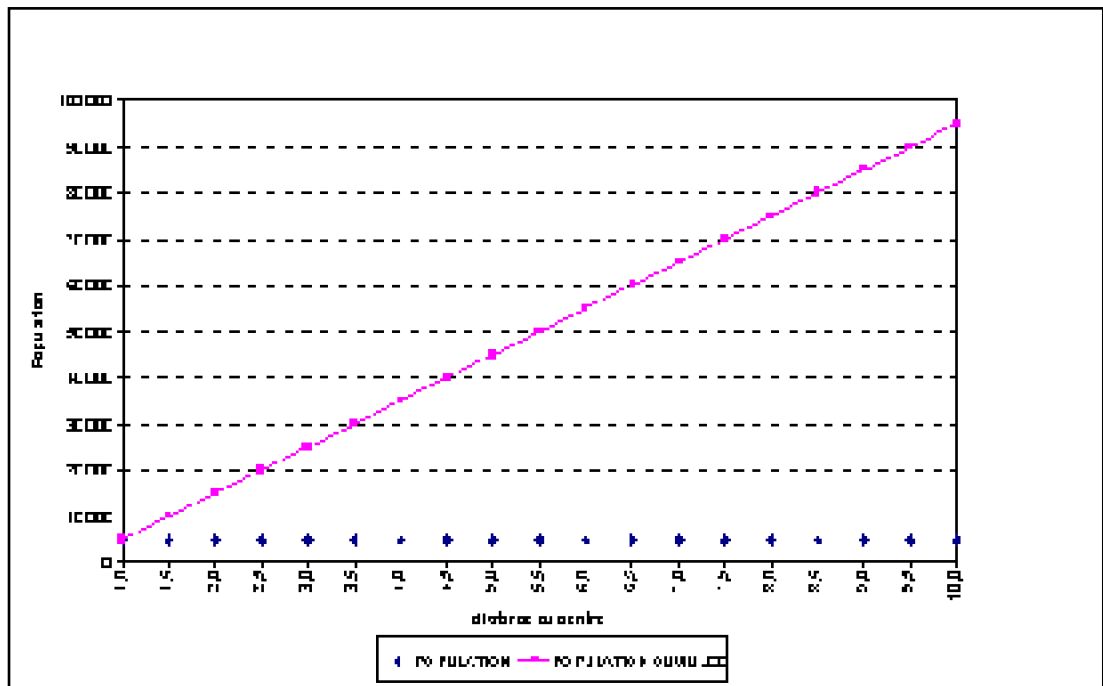


Figure 3.2 : Répartition de la population cumulée par unité de distance

A mesure que la distance au centre s'accroît, la surface correspondant à une unité de distance augmente avec le carré du rayon à la constante près π . La courbe des surfaces cumulées est alors de type exponentielle.

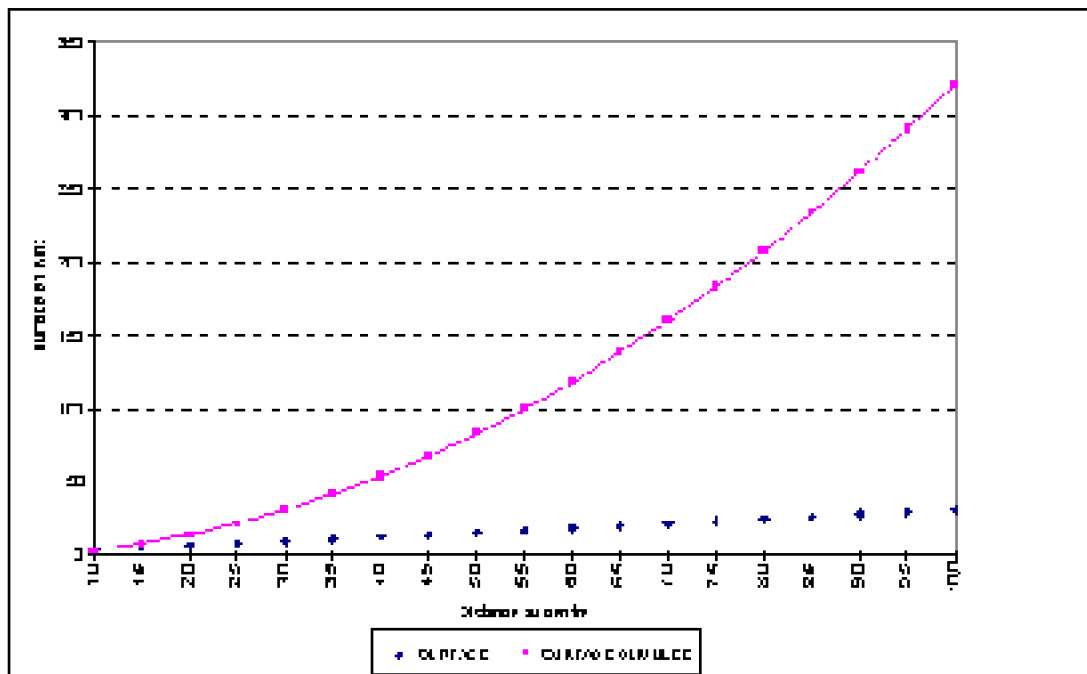


Figure 3.3 : Répartition des surfaces et de la surface cumulée selon la distance

Les densités déterminées par le rapport de la population, cumulée ou non, et de la surface décroissent à mesure que la distance au centre augmente. La surface s'accroît

avec l'éloignement au centre et la population reste constante au sein de ces espaces. La courbe des densités cumulées, correspondant au rapport de la population cumulée du centre jusqu'à ce point et la surface comprise entre le centre et ce même point, est au dessus de la courbe des densités par unité de distance, compte tenu du fait qu'elle intègre les plus fortes densités des points précédents.

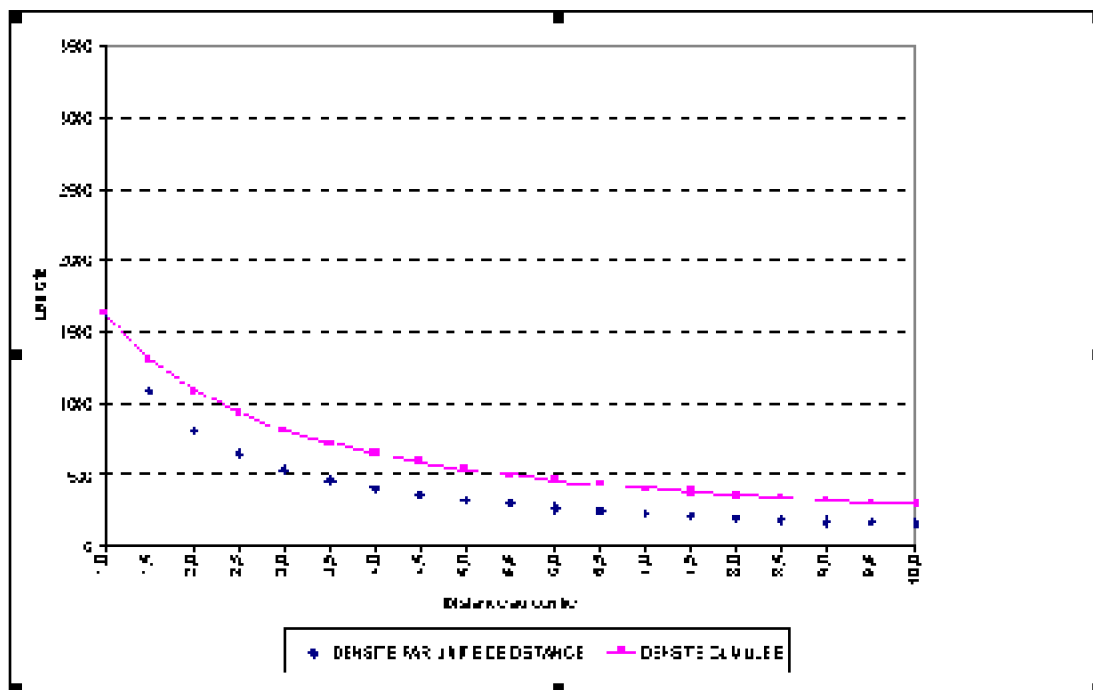


Figure 3.4 : Répartition de densités par unité de distance et des densités cumulées

Cas 2 : Population inégalement répartie dans l'espace

Si l'on suppose désormais que l'espace est occupé de manière différenciée, en particulier que la population est concentrée au centre, les unités de distance radiale comptent un nombre différent d'individus. La courbe de population cumulée n'est plus linéaire mais de type logarithmique.

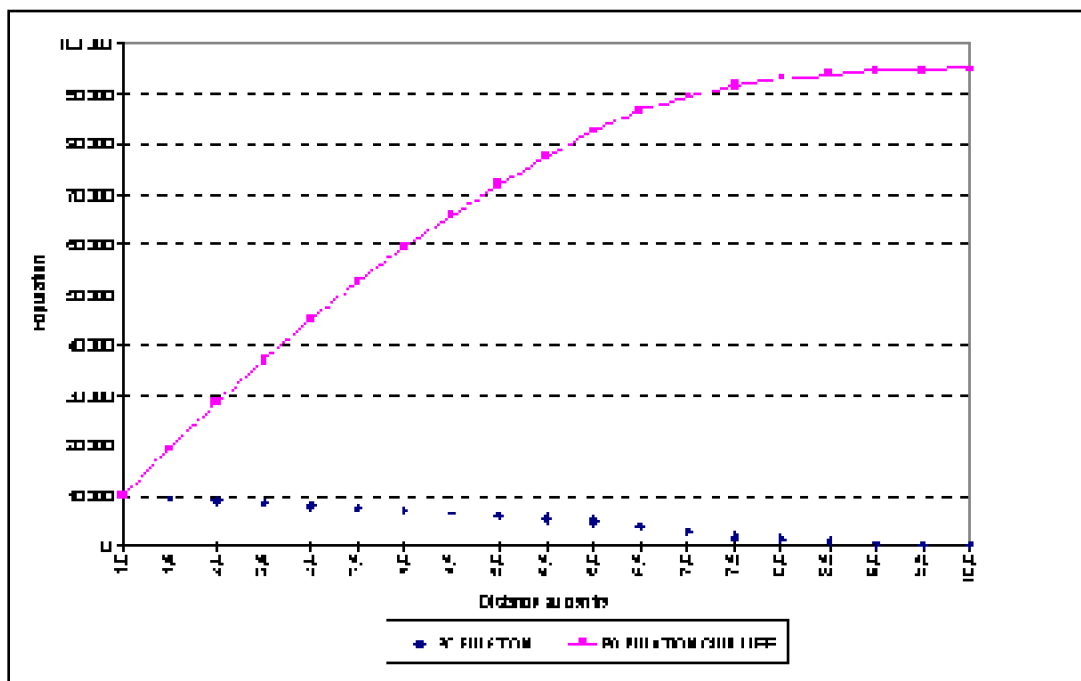


Figure 3.5 : Répartition de la population et de la population cumulée par unité de distance

La courbe des densités traduit cette forte concentration de la population au centre alors que les surfaces restent identiques. Les densités sont plus importantes au centre et sont plus faibles en périphérie que dans le cas précédent d'uniformité de répartition de la population. La courbe de densité cumulée est sensiblement supérieure à celle précédemment obtenue.

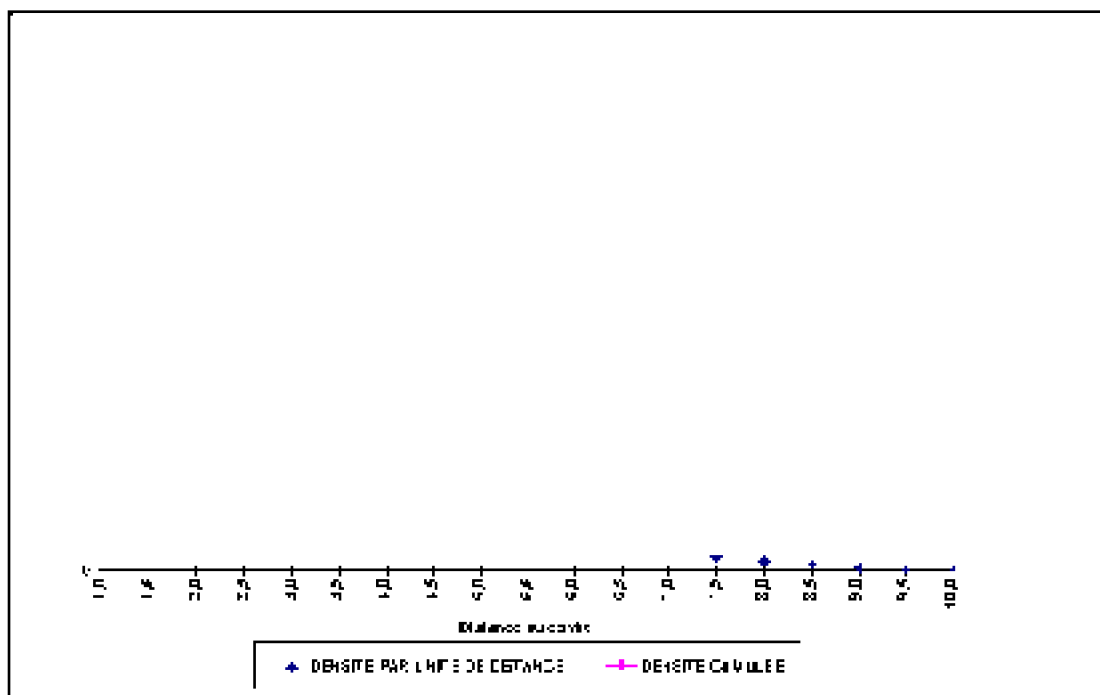


Figure 3.6 : Répartition des densités par unité de distance et des densités cumulées

Il apparaît donc que plus la population est concentrée, plus la décroissance des densités par unité de distance est grande en fonction de la distance au centre.

Le modèle dynamique

Il est possible de restituer non seulement en termes statiques la répartition de la population cumulée mais également de manière dynamique en distinguant des périodes différentes d'observation. L'équation devient alors :

$$P(x)_t = \frac{2\pi D_{0t}}{y_t^2} \left[1 - (1 + y_t(x))e^{-r_t x} \right] \quad (3.7)$$

Le modèle de Bussière permet de rendre compte des deux caractéristiques essentielles de la croissance urbaine (Figure 3.7) :

une croissance de la population totale - la courbe de la population cumulée en $t+1$ se situe au dessus de celle en t - et aussi une extension spatiale de la ville - (passage de OC à OD du rayon contenant la population totale) - ;

une modification de la structure interne de la ville. Au regard de la courbe retraçant la différence entre les populations cumulées selon la distance au centre, la population au centre enregistre une diminution jusqu'au point B. A ce niveau, le solde entre la population des deux périodes, $t+1$ et t devient positif. Cette croissance de la population se maintient jusqu'au point D avant de se stabiliser. Autrement dit, la croissance urbaine ne se fait pas simplement par une concrétion aux franges - l'espace urbain gagne sur l'espace rural - mais également par une réorganisation de la ville.

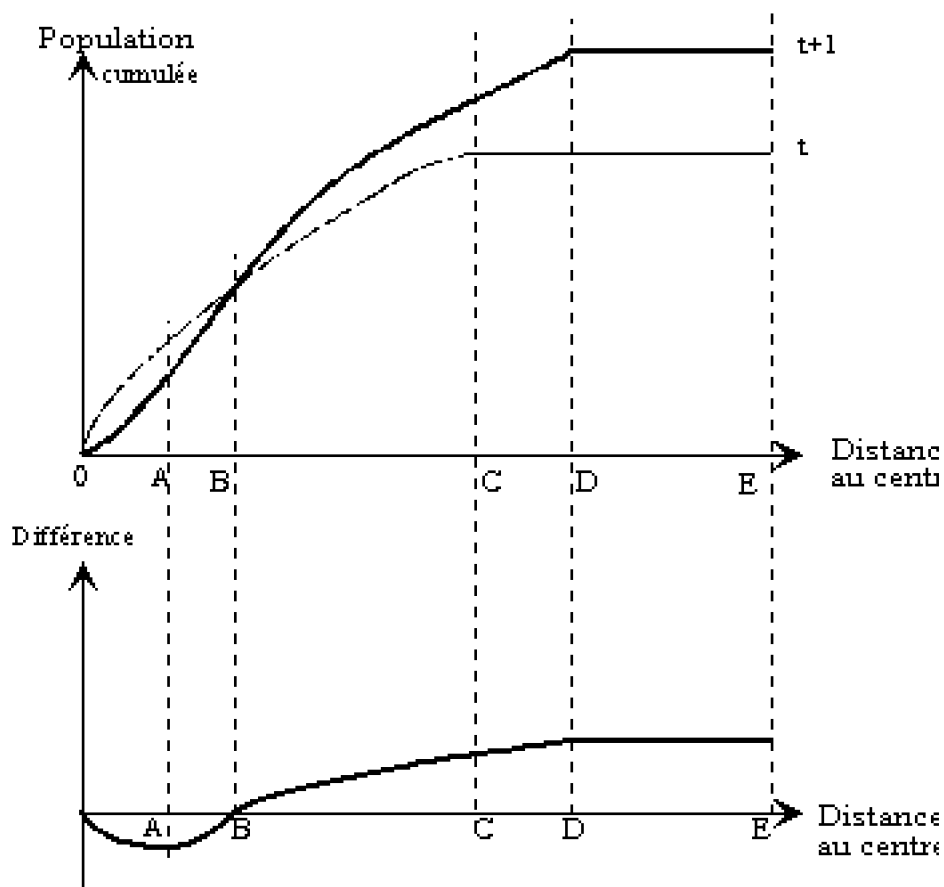


Figure 3.7 : Population en fonction de la distance au centre

Cette évolution morphologique de la ville se traduit dans la formulation de Bussière par une diminution dans le temps du paramètre D_0 et γ , relatif respectivement à la densité extrapolée au centre de la ville et au taux de décroissance de la densité.

1.1.2.1.2 Tests réalisés

Cette formulation a fait l'objet de nombreuses applications sur des villes françaises et étrangères. Pour Bussière, nonobstant leurs grandes différences de taille, de site, de niveau de fonction dominante, « *le mode de répartition de leurs populations en fonction de la distance au centre se caractérise, lui, par des traits qui semblent être communs à de nombreuses villes* » (Bussière, 1972, p.21).

Bussière a testé sa formulation sur des villes françaises (Auxerre, Bordeaux, Lyon, Marseille, Paris, Toulouse) et sur les villes étrangères (Copenhague, Helsingborg, Malmö, Montréal, Stockholm, Toronto, Winnipeg et Zurich). Quelques valeurs des paramètres estimés par Bussière pour les années 60 sont présentées dans le Tableau 3.7.

Tableau 3.7 : Valeurs des paramètres de la fonction de Bussière pour quelques villes

Villes	Dates	D_0	γ	N
Paris	1962	56 799	-0,2153	7 700 000
Bordeaux	1962	29 374	-0,632	462 000
Montréal	1962	24 465	-0,2528	2 404 400
Toronto	1961	10 523	-0,186	1 911 000
Zurich	1968	13 936	-0,358	687 000

Source : Bussière, 1972

Les estimations menées en coupes transversales l'ont été également pour plusieurs périodes. Bussière observe non seulement une décroissance des paramètres de sa fonction dans le temps pour les différentes villes mentionnées mais également une relation linéaire entre eux du type : $D_{0t} = a\gamma_t + b$. Dans le cas de Paris entre 1911 et 1968, il montre que la relation entre les deux paramètres prend la forme suivante :

$$D_0 = 286517\gamma - 5725 \quad (3.8)$$

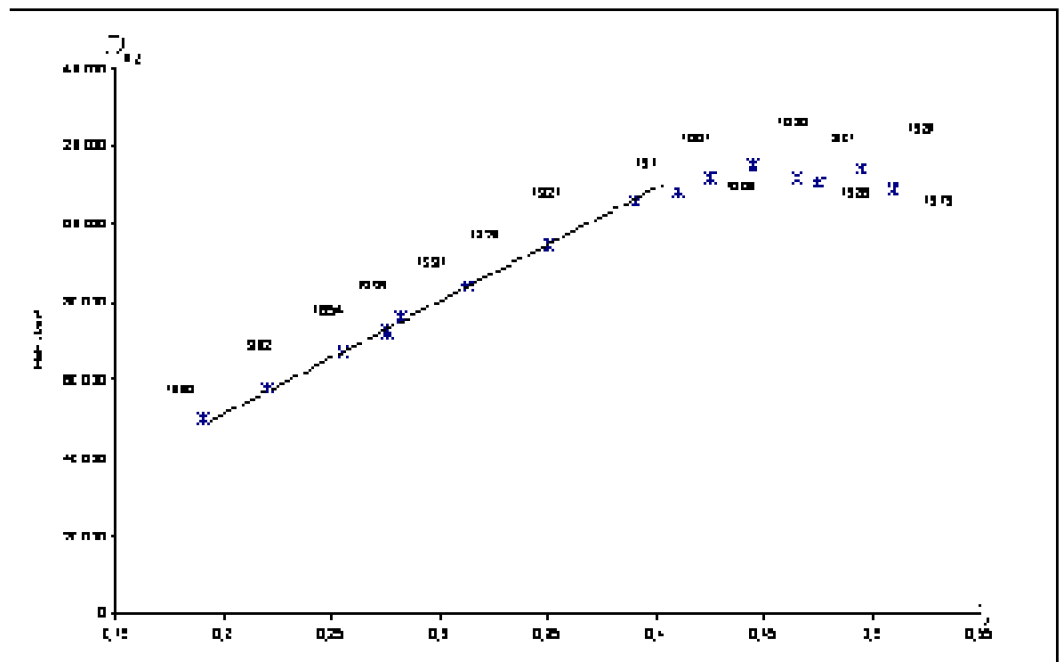


Figure 3.8 : Evolution des paramètres pour Paris, 1876-1968

Cette relation linéaire entre les deux paramètres de la fonction a été également observée par Bussière dans le cas de Malmö, de Montréal, de Toronto, de Stockholm et de Winnipeg.

L'une des conclusions du modèle, à savoir la diminution des paramètres D_0 et γ , a été vérifiée pour le cas de la « région-ville » de Lyon (Tabourin *et al.*, 1995). Le périmètre retenu dans cette recherche était cependant plus vaste que celui adopté par Bussière. Deux estimations ont été produites, l'une pour les communes comprises dans un rayon de

25 km, l'autre pour les communes comprises dans un rayon de 45 km.

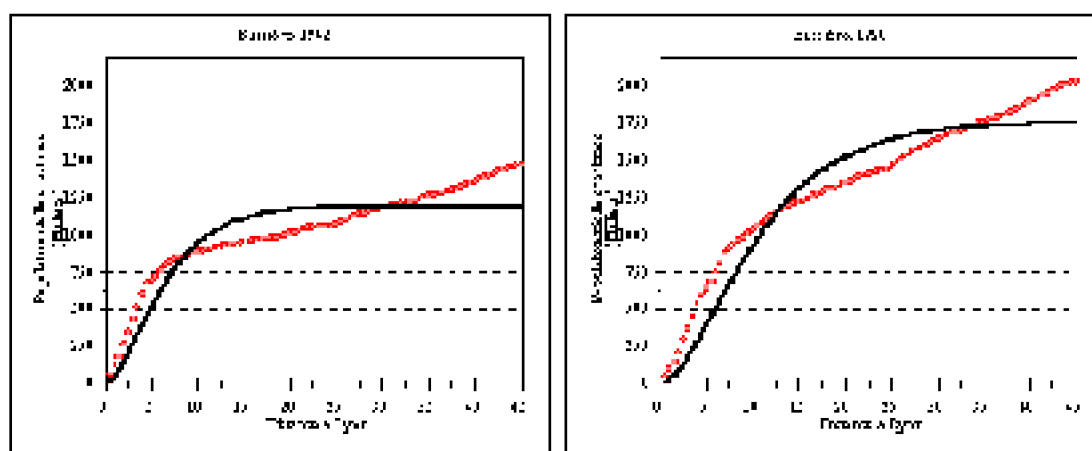
Tableau 3.8 : Valeurs des paramètres dans le cas de Lyon sur deux périmètres

Dates	25 km			45 km		
	D_0	γ	R^2	D_0	γ	R^2
1962	34816	0,47	0,98	15579	0,29	0,81
1968	30452	0,41	0,98	15813	0,27	0,85
1975	23446	0,34	0,99	12313	0,22	0,89
1982	19475	0,31	0,99	9599	0,19	0,90
1990	18199	0,29	0,99	8539	0,17	0,91

Source : Tabourin, données personnelles.

Cette dernière recherche a cependant mis en lumière une faiblesse du modèle dans sa capacité de restitution de la réalité des localisations. Il a ainsi tendance à sous estimer le réel sur les espaces proches du centre et sur les espaces les plus lointains, à partir de 30 km. *A contrario*, sur les espaces intermédiaires, il surestime la réalité.

En outre, le modèle original postule une saturation de l'espace caractérisée graphiquement par une asymptote horizontale que l'on ne retrouve pas dans le cas de l'espace de la « région-ville » de Lyon. Une linéarité de la répartition de la population se dessine ainsi à partir de 15 km. L'absence de saturation de l'espace est directement liée à la présence de pôles secondaires dans l'espace d'analyse.



Source : Tabourin et al., 1995

Figure 3.9 : Distributions réelles et estimées de la population cumulée (1962 et 1990)

1.1.2.2 Formulation amendée

La formulation originelle de Bussière a été amendée par l'introduction d'un paramètre Kx qui permet d'améliorer sensiblement les estimations produites (Bonnafous et Tabourin, 1996).

$$P(x) = \frac{2\pi D_0}{\gamma^2} * [1 - (1 + \gamma x)e^{-\gamma x}] + Kx \quad (3.9)$$

Tableau 3.9 : Valeur des paramètres de la fonction de Bussière amendée

	D_0	γ		R^2
1962	49 054	0,66	16 126	0,99
1968	43 842	0,58	18 190	1,00
1975	31 424	0,47	20 529	1,00
1982	25 800	0,44	23 450	1,00
1990	24 368	0,43	26 855	1,00

Source : Schéou, Tabourin, 1998

Le paramètre Kx renverrait aux effets des infrastructures de transport qui modifient l'accessibilité des communes en fonction de leur rattachement éventuel à un réseau de communication.

En levant l'hypothèse d'homogénéité des réseaux de transport dans l'espace, prévoyant une accessibilité identique de tout point de l'espace à partir du centre, on montre que ce paramètre Kx renvoie à des « bandes radiales ». « Ces bandes se présentent comme des *routes urbaines* insensibles à la distance au centre et donc, comme une esquisse de nouvelles formes urbaines » (Schéou et Tabourin, 1998, p.8).

L'application du modèle amendé sur la base d'un découpage de l'espace des 45 km autour de Lyon en 12 secteurs a permis de mettre en évidence des valeurs de K élevées, sur des secteurs pour lesquels la dotation en infrastructures de transports, tant routiers que ferroviaires, était importante. A l'inverse, sur des secteurs faiblement équipés en infrastructures de transport, le paramètre K est faible, voire nul.

Tableau 3.10 : Résultats des estimations de la fonction de Bussière amendée selon les secteurs géographiques

Secteurs	n°	D_0		γ		K	
		1990	Différence 90-62	1990	Différence 90-62	1990	Différence 90-62
Villefranche	1	36 862	-13 317	0,517	-0,103	4 079	1653
Dombes	2	38 850	-12 409	0,524	-0,097	0	0
Bourg	3	37 614	-12 830	0,505	-0,108	0	0
Ambérieux	4	37 479	-13 066	0,514	-0,103	920	407
Morestel	5	35 335	-14 333	0,492	-0,117	1 584	1087
Bourgoin	6	35 656	-14 603	0,499	-0,116	2 730	1991
Sud-Est	7	37 131	-13 327	0,509	-0,106	426	426
Vienne	8	38 455	-13 409	0,532	-0,103	3 533	1190
Givors	9	36 017	-14 733	0,605	-0,122	3 984	867
Ouest	10	37 517	-13 510	0,514	-0,109	1 063	-27
Tarare	11	37 182	-13 403	0,509	-0,109	735	41
Lamure	12	38 353	-12 375	0,519	-0,098	0	0

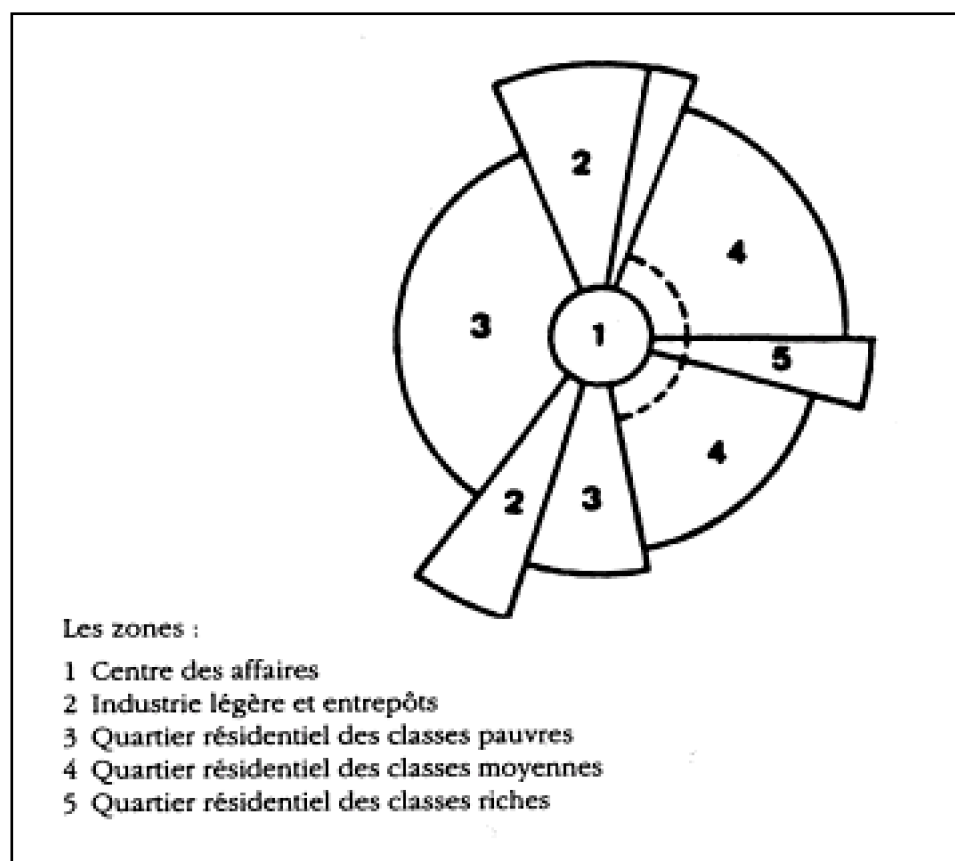
Source : Schéou, Tabourin, 1998

Les quatre axes pour lesquels le paramètre K est significativement différent de zéro (Villefranche, Bourgoin, Vienne, Givors) dans ces résultats sont desservis par des autoroutes (A6 pour Villefranche, A7 pour Vienne, A43 pour Bourgoin et A45 pour Givors) et des dessertes ferroviaires importantes.

Certains secteurs limitrophes de ces axes bénéficient d'effets de débordement comme Morestel (secteur n°5) et Sud-Est (n°7) profitant en partie de la desserte sur Bourgoin (n°6) et Ouest (n°10) avec les axes sur Givors (n°9).

L'introduction de ce paramètre et le découpage en bandes de l'espace de la « région-ville » sont intéressants. Ils restituent un développement différencié de la ville, selon les zones géographiques sur lesquelles les infrastructures de transport jouent un rôle non négligeable.

Cette approche par secteurs, en infraction par rapport aux couronnes circulaires concentriques du modèle standard, avait déjà été retenue pour rendre compte de la répartition des populations et des activités dans l'espace. Hoyt (1939) observe, dans le cadre d'études empiriques, sur les villes américaines une localisation suivant des cônes à partir du centre, concentrant certains types d'activités.



Source : Hoyt, 1939, cité *in* Carnagni, 1992

Figure 3.11 : Découpage en secteurs de la ville

Cet amendement participe en tout cas à une meilleure prise en compte de la réalité des configurations urbaines. D'autres formes fonctionnelles sont envisagées dans la littérature avec cet objectif. Nous verrons ultérieurement que le recours à l'introduction de nouveaux paramètres tels que Kx n'est pas utile, dès lors que l'on retient d'autres types de distances que celles à vol d'oiseau ou distances euclidiennes.

1.1.3 D'autres formes fonctionnelles

De nombreuses autres formes fonctionnelles ont été développées. Elles visent en particulier à pallier l'insuffisante capacité de la fonction exponentielle, à restituer la réalité des densités urbaines dans le cas de certaines villes.

Certaines de ces fonctions sont issues du modèle monocentrique, en tentant de relâcher des hypothèses vues précédemment, en particulier celle de l'élasticité de la demande de logement différente de -1. Kau et Lee (1976) s'intéressent ainsi à la forme de la décroissance des densités. Cette dernière est-elle linéaire, exponentielle ou autre ? Ils appliquent pour cela une transformation Box-Cox. La fonction densité est du type :

$$\frac{(D(x)^2 - 1)}{\lambda} = D_0 - \gamma x \quad (3.10)$$

où λ est le paramètre de la forme fonctionnelle estimé avec le reste de la fonction en utilisant la méthode du maximum de vraisemblance. Si $\lambda=1$, la fonction est linéairement décroissante. Si $\lambda=0$, elle est de la forme exponentielle. Sur la base de 49 villes américaines, ils montrent que dans 50 % des cas, la fonction de densité est entre une fonction exponentielle et une fonction linéaire. Kau et Lee (1976) attribuent cet écart par rapport à la fonction exponentielle à la rigidité de la demande de logement (élasticité-prix inférieure à 1 en valeur absolue). McDonald (1989) considère cependant qu'une seule variable du type rigidité de la demande peut être à l'origine de cet écart. Des raffinements ont été apportés à cette méthode, dont McDonald (1989) fait état, qui présentent l'avantage de donner une mesure de l'élasticité-prix de la demande de logement (Kau, Sirmans, 1979).

D'autres formes fonctionnelles plus *ad hoc* ont été utilisées afin de rendre compte de certaines irrégularités des courbes de densité ou de population cumulée observées. Ainsi, on a estimé des fonctions polynomiales, exponentielles inverses, puissances, log-normales, gamma, des fonctions linéaires discontinues, des fonctions spline (le plus souvent cubiques), des fonctions exponentielles généralisées, etc. Il s'agit alors de rendre compte de l'existence de cratères de densité au centre (Latham, Yeates, 1970, Parr, 1985; Parr, O'Neill, 1989), de rechercher les éventuelles ruptures, les changements de régime dans les courbes de densité (Brueckner, 1986), de mettre en évidence l'existence de « rebonds » de densité à une certaine distance des centres (Anderson, 1985 ; Barkley *et al.*, 1996 ; Goffette-Nagot, Schmitt, 1999), de se placer dans le cadre d'un modèle multicentrique de villes (Heikkila *et al.*, 1989 ; Small, Song, 1994), etc.

De manière succincte, il est possible de présenter ces fonctions.

Tableau 3.11 : Différentes autres formes fonctionnelles

Dénominations	Formes fonctionnelles
Exponentielle au carré	$D(x) = D_0 e^{-\alpha x^2}$
Exponentielle quadratique	$D(x) = D_0 e^{-\alpha + \beta x^2}$
Gamma	$D(x) = D_0 e^{-\alpha} * x^\beta$
Mills Suggested	$D(x) = D_0 e^{\left(-\alpha + \frac{\beta}{x}\right)}$
Linéaire	$D(x) = D_0 + \gamma x$
Quadratique	$D(x) = D_0 + \gamma x + \beta x^2$
Log-normale	$D(x) = D_0 e^{\left[\alpha \ln x + \beta (\ln x)^2\right]}$

Les fonctions splines cubiques ont été initiées dans les années 70 avant d'être développées par Anderson (1982, 1985). Dans le cas des densités, elles correspondent à une série de fonctions polynomiales de degré 3. L'espace est divisé en segments avec à leurs extrémités des noeuds. Ces derniers sont définis de manière *a priori*. Il est possible de mettre en évidence des points d'inflexion se traduisant par des inversions de gradients. Ces fonctions s'écrivent généralement sous la forme suivante :

$$\begin{aligned}
 Y_t = & \left[a_1 + b_1(X_t - X_0) + c_1(X_t - X_0)^2 + d_1(X_t - X_0)^3 \right] D_1 \\
 & + \left[a_2 - b_2(X_t - X_1) + c_2(X_t - X_1)^2 - d_2(X_t - X_1)^3 \right] D_2 \\
 & + \left[a_3 + b_3(X_t - X_2) - c_3(X_t - X_2)^2 + d_3(X_t - X_2)^3 \right] D_3 + \varepsilon
 \end{aligned} \tag{3.11}$$

avec Y_t la densité de l'unité spatiale t , X_t la distance entre le centroïde de cette unité spatiale et le centre de l'aire, X_0 la distance entre le centroïde de la commune la plus proche, X_1 et X_2 les deux noeuds intérieurs et D_1 , D_2 et D_3 des variables binaires selon la localisation de l'unité spatiale t dans les trois segments arrêtés. Les paramètres décrivant la fonction spline cubique sont a, b, c, d . L'équation pourrait être estimée en séparant les segments et en menant trois régressions. Cette option est cependant source d'erreurs et les densités estimées pourraient avoir des profils discontinus.

Le modèle est donc réécrit pour surmonter ces erreurs et obtenir un profil continu :

$$\begin{aligned}
 Y_t = & a_1 + b_1(X_t - X_0) - c_1(X_t - X_0)^2 + d_1(X_t - X_0)^3 \\
 & + d_1(X_t - X_1)^3 + (d_2 - d_1)(X_t - X_1)^3 D_1 \\
 & + (d_3 - d_2)(X_t - X_2)^3 D_2 + \varepsilon
 \end{aligned} \tag{3.12}$$

Pour identifier de manière plus robuste ces ruptures de continuité, des méthodes d'estimation ont été développées : la méthode « *switching linear smoother* » (SRM) et celle « *split linear smoother* » (SLS). Cette dernière est fondée sur des estimations non paramétriques (Bruckner, 1986, McDonald, Owen, 1986 ; McMillen, 1994).

L'estimation des fonctions sur des structures polycentriques pose des problèmes en amont par rapport à la détermination de la forme fonctionnelle la plus appropriée. Il convient en effet de saisir les interactions entre les différents centres envisagés.

Heikkila *et al.* (1989) envisagent trois déclinaisons pour une fonction de densité multicentrique en fonction de la nature des relations entre ces centres :

Si les centres sont substituables entre eux, alors seuls comptent les centres

importants : la fonction de densité correspond à l'enveloppe supérieure des fonctions de densités individuelles relatives à un centre unique. La fonction est de la forme :

$$D_m = \max_{n=1}^N [f_n(d_{mn})] \quad (3.13)$$

avec D_m la densité dans la m i^{eme} unité spatiale, n l'indice repérant les centres et m l'indice des unités spatiales ($m=1, \dots, M$), d la distance entre le centre n et l'unité m , $f_n(d_{mn})$ la fonction de densité individuelle.

Si les centres sont complémentaires, l'influence d'un centre se combine avec celle des autres centres, les interactions entre eux sont nombreux, la fonction de densité est dans ce cas le produit des fonctions individuelles :

$$D_m = \prod_{n=1}^N f_n(d_{mn}) \quad (3.14)$$

Si les centres ne sont ni parfaitement substituables ni parfaitement complémentaires comme dans les deux cas extrêmes précédents, la fonction de densité est alors égale à la somme des fonctions individuelles :

$$D_m = \sum_{i=1}^N f_n(d_{mn}) \quad (3.15)$$

Il convient donc de choisir une de ces spécifications de fonctions selon la nature des relations. Ce choix étant fait, la question de la modélisation des fonctions individuelles $f_n(d_{mn})$ reste entière.

Pour la ville de Los Angeles, Heikkila *et al.* (1989) optent pour une fonction de densité sous forme de produit des fonctions individuelles, considérant que la nature des relations entre les centres est d'abord complémentaire. Small et Song (1994) privilégient une fonction de densité sous la forme de la somme des fonctions individuelles, considérant que la nature des relations entre les centres est plutôt mixte. Cette option est généralement celle qui est retenue dans d'autres cas de villes comme Chicago (McMillen et McDonald, 1998).

Tableau 3.12 : Autres formes fonctionnelles de densité

Auteurs	Périodes d'observation	Espaces d'analyse	Fonctions retenues
Zielinski (1979)	1971	7 villes anglaises	Exponentielle négative, normale, quadratique, puissance inverse, Gamma, Gamma normale, Gamma quadratique
Eldridge (1984)	1901-1976	Aire métropolitaine de Melbourne	Exponentielle carrée, quadratique, gamma, fonction suggérée par Mills), fonctions linéaires et quadratiques. Introduction d'une variable temporelle dans ces fonctions
Alperovitch (1982)	1961, 1972, 1978	25 <i>census tracts</i> de Tel-Aviv Yafo	Exponentielle négative, linéaire, double log (fonction Gamma limitée) et fonction normale standardisée
Asabere, Owusu-Banahene (1983)	1960 et 1970	Accra, Kumassi, Tamale, Cape Coast, Koforidua (Ghana)	Exponentielle négative sur des densités et fonction quadratique
Anderson (1985)	1960, 1970, 1980	SMSA de Détroit	Cubic Spline sur densités
Parr (1985)	1956, 1960, 1971 selon les cas	Régions urbaines anglaises (Londres, Birmingham, Glasgow et Newcastle) et nord américaines (New York, Chicago, San Francisco, Montréal)	Log normale
Skaburkis (1989)	1981	Aire métropolitaine de Vancouver	Cubic spline
Parr, O'Neill (1989)	1971, 1981	Aire métropolitaine de Londres	Log normale
Song (1994)	1980	Région métropolitaine de Los Angeles	Fonction exponentielle, polycentrique et de dispersion de densité
Alperovitch (1995)	1979	25 <i>census tract</i> de Tel-Aviv Yafo	Fonction exponentielle négative, exponentielle spline, Cubique spline sur densité

Auteurs	Périodes d'observation	Espaces d'analyse	Fonctions retenues
Balkley, Henry, Bao (1996)	1980 et 1990	<i>Functionnal Economic Areas</i> (Caroline du Sud, USA)	Cubic spline sur densités
Goffette-Nagot, Schmitt (1999)	1968, 1975, 1982, 1990	Ensemble des communes de 429 zones d'emploi	Cubic spline sur densités avec segmentation selon la taille des zones d'emploi.

Ce phénomène de polycentricité n'est pas propre aux pays développés à économie de marché. En Chine, sans recourir à des estimations de fonctions particulières, Riefler (1989) observe qu'un certain nombre de villes comme Beijing ou Shenzhen ont des structures proches de celles de Los Angeles. D'autres villes au contraire, comme Shanghai, Guangzhou, conservent un caractère concentrique même si elles ont tendance à s'étaler.

On assiste donc à une sophistication croissante des formes fonctionnelles et des méthodes d'estimation des fonctions de densités. Celles-ci ont l'avantage de représenter de façon plus réaliste la répartition de la population sur le territoire urbain. Mais, les formes les plus complexes rendent difficiles l'obtention d'indicateurs synthétiques simples du phénomène étudié, comme l'autorise la forme exponentielle négative et ses dérivés immédiats. Or, c'est par l'obtention de ce type d'indicateurs et par l'analyse de leur évolution dans le temps que peuvent être appréhendées les causes de l'étalement urbain.

1.2 Mise en évidence des facteurs explicatifs

Même si la recherche s'est souvent focalisée sur l'amélioration des ajustements des fonctions de densité, au détriment de la confrontation au réel des facteurs explicatifs des configurations urbaines identifiés par les modèles théoriques, un certain nombre de travaux, portant en particulier sur des exemples nord-américains, peuvent être repérés.

Les outils mis en oeuvre pour expliquer les différences de densités centrales et l'évolution des gradients sont plus ou moins sophistiqués. Certains se contentent de confronter l'évolution de leurs indicateurs à leurs connaissances des villes et pays étudiés (Mills, Tan, 1980 ; Edmonston *et al.*, 1985 ; Skarbukis, 1989, par exemple). L'histoire de l'urbanisation de la ville étudiée est souvent mobilisée.

D'autres s'appuient sur des estimations économétriques où le gradient, les densités, leur évolution comme variables à expliquer sont régressées sur un ensemble de variables (Berry *et al.*, 1963 ; Mills, 1970 ; Jordan *et al.*, 1998, par exemple). Ces variables ne sont pas toujours issues des modèles théoriques et proviennent d'investigations économétriques aux sous-basements théoriques incertains. En outre, elles sont de nature variée : historique, géographique, sociologique, économique.

1.2.1 Des facteurs issus de développements théoriques

Le rôle déterminant de l'augmentation du revenu et de la diminution des coûts de transports dans l'évolution des localisations des ménages, mis en avant dans le modèle standard de l'économie urbaine, s'est trouvé corroboré par un certain nombre de travaux.

Ainsi, Mills et Tan (1980) notent que les villes pour lesquelles les gradients sont les plus faibles, à population donnée, sont aussi celles qui, dans un grand nombre de cas, ont les revenus les plus importants. Parmi les pays retenus, les Etats-Unis ont les fonctions de densité les plus aplaties et les revenus les plus élevés. Cette régularité concernant le sens de variation n'est cependant pas valable partout. Les revenus par tête au Japon sont trois fois supérieurs à ceux du Brésil mais les villes japonaises sont plus compactes. De même, dans les pays en développement cette relation n'est pas toujours vérifiée. Les villes mexicaines, bien que disposant d'un revenu moyen par habitant plus important que les villes brésiliennes, ne sont pas pour autant plus déconcentrées. En mobilisant un modèle de régression linéaire, Mills (1970) explique la variation du gradient par le revenu des ménages saisi sur la base du revenu médian des ménages de la SMSA, aux côtés d'autres variables aux fondements théoriques plus faibles. Cooke (1978) obtient un résultat similaire sur l'impact du revenu sur les choix de localisation des ménages, dans le cadre d'équations liant évolution de la localisation des emplois et évolution de la localisation des revenus. Brueckner et Fansler (1983) testent également avec succès le rôle des revenus dans l'explication du degré d'étalement d'un échantillon de quarante aires urbaines américaines en 1970. Sur une période plus récente, cette analyse n'est pas invalidée. Margo (1992) considère que sur la base d'une régression logistique sur plus de 6 600 chefs de ménages issus de 91 aires métropolitaines, l'étalement urbain de 1950 à 1980 est imputable pour 40 % à la croissance des revenus des ménages.

Le revenu n'est pas toujours saisi directement dans les tests, mais plutôt sur la base d'indicateurs qui lui sont relativement corrélés, sans le recouvrir pour autant complètement. Ainsi, Nicot (1996) cherche à expliquer la variation de la distance médiane (distance au centre telle que 50 % de la population de la Zone de Peuplement Industriel et Urbain (ZPIU) est localisée à une distance inférieure à cette distance et 50 % au dessus) de certaines ZPIU sur la base d'une estimation du PIB marchand par emploi salarié privé dans la ville. Outre les difficultés méthodologiques liées à la détermination du PIB des villes en France qui ne fait pas encore l'objet de consensus, les résultats ne sont pas très concluants.

Le coût de transport, bien qu'identifié comme déterminant, est en revanche moins bien testé dans les analyses. Les obstacles liés à sa détermination sont contournés en envisageant des indicateurs susceptibles de rendre compte de l'amélioration de l'offre de transport et de la diminution des coûts de déplacement. Ainsi, le taux de motorisation des ménages, les densités d'infrastructures de transport ainsi que les investissements réalisés en la matière sont généralement retenus dans les travaux (Carlino, Mills, 1987 ; Zheng 1991 ; Thurston et Yezer 1994 ; Jordan *et al.* 1998). Dans certains cas, l'indicateur a trait à un coût apparent correspondant aux frais directs afférents à un déplacement (essence, péages éventuels). Quasi inexistantes sont, en revanche, les travaux qui envisagent un coût généralisé de transport composé non seulement des coûts directs (essence, péage, amortissement du véhicule) mais aussi de la valeur du temps des individus pour leur déplacement. La première difficulté de cette analyse réside en effet dans la détermination

initiale du temps de transport des ménages pour lesquels nous ne disposons que des origines et des destinations dans les enquêtes transport, et non des itinéraires de déplacement. La valorisation de ce temps est une autre difficulté. Les consentements à payer sont généralement fonctions des motifs de déplacements (travail, loisirs, achats) et sont généralement sous-estimés par les ménages. Enfin, cette valeur du temps est souvent corrélée avec le revenu dont le rôle est déjà envisagé par ailleurs, ce qui rend plus difficile l'analyse de ces effets imbriqués.

Comme pour le revenu, le coût de transport n'est pas toujours testé dans le cadre de modèles statistiques. Sur la base d'indicateurs d'offre d'autoroutes à capacité standardisée, de parts des différents modes de transport dans les déplacements, de gradients de densité, Edmonston *et al.* (1985) remarquent que les habitants des aires métropolitaines américaines bénéficient de quatre fois plus de voies autoroutières par habitant que ceux des villes canadiennes. De même, la part des déplacements réalisés en voiture particulière est de 80 % pour ces mêmes habitants, contre près de 65 % pour les résidents canadiens. Seuls 15 % des résidents américains utilisent les transports collectifs pour leurs déplacements domicile-travail, alors qu'ils sont près de 25 % à le faire au Canada. Les gradients de densité obtenus sur ces mêmes espaces montrent des villes canadiennes beaucoup plus agglomérées que leurs équivalentes américaines, la différence de compacité pouvant être expliquée par les facteurs mentionnés précédemment. Mills et Tan (1980) avec le même type d'approche établissent une causalité entre niveau des gradients et développement du système de transport. Ainsi dans le comparatif qu'ils dressent entre les villes d'Amérique du Sud et les villes de Corée, au lendemain de la Seconde Guerre Mondiale, ils observent que les premières disposent de systèmes de transport plus performants que les secondes et que les plus faibles niveaux de gradients de densité pour les villes sud-américaines relativement aux villes coréennes trouvent leur origine dans ce développement différencié des transports.

L'impact du développement des transports collectifs sur l'étalement urbain n'est pas univoque selon les pays. Les dépenses de transport collectif réalisées par les autorités organisatrices locales ont bien augmenté au cours des dernières décennies. Elles se sont traduites par un accroissement du nombre de lignes, de la fréquence et de la rapidité de moyens de transport collectifs à grosse capacité (métros, tramways) qui renforcent l'attrait des centres urbains. Il semble que ces investissements, en particulier en Grande-Bretagne, n'aient pas freiné l'extension de la ville (Hall, 1997).

L'évolution des structures démographiques est rarement testée comme facteur explicatif de la dispersion de la population. On peut noter au nombre des exceptions un article de Dynarski (1986) qui met en évidence le rôle de la modification des comportements démographiques (augmentation de la part des ménages de une ou deux personnes) dans le ralentissement de la suburbanisation observé au milieu des années 1970 dans les villes américaines. Généralement, les travaux se limitent à noter que les villes qui connaissent l'étalement le plus significatif sont aussi celles qui sont les plus peuplées (Mills et Tan, 1980).

Des aménités sont aussi envisagées comme variables explicatives de l'étalement urbain de la population. “ *The white flight from blight* ” traduisant le manque d'investissements réalisés dans la ville-centre et le dépérissement de ces quartiers

centraux constituent des forces centrifuges pour la localisation des résidents. Cette force est identifiée aussi bien dans des pays comme les Etats-Unis (Mills, 1992 ; Jordan *et al.* 1998) qu'en Chine (Wang et Zhou 1999). Les statistiques relatives à la concentration de groupes ethniques, de populations défavorisées, aux équipements éducatifs, à la criminalité sont généralement retenues dans les travaux pour rendre compte de la dispersion de certaines catégories de population vers la périphérie. Dans les modèles statistiques, leur rôle apparaît cependant comme secondaire dans l'explication de l'évolution récente, excepté pour la composition ethnique des quartiers. L'étalement de la population dans certaines villes américaines a été d'autant plus prononcé entre 1960 et 1970, *ceteris paribus*, que le pourcentage de populations noires dans le centre et sa périphérie était fort (Mills *et al.* 1984 ; Mills, 1992). Cette variable relative à la composition ethnique des quartiers est avancée également pour expliquer les différences de compacité et de rythme de déconcentration observées entre les villes américaines et canadiennes. Ces différences trouvent en partie leur origine dans l'importance moindre des catégories raciales défavorisées au Canada, qu'aux Etats-Unis (Edmonston *et al.*, 1985).

Considéré comme négligeable dans l'explication de l'étalement urbain des villes américaines, le taux de criminalité est apprécié comme significatif au niveau des comparaisons entre pays. A partir des travaux d'Edmonston *et al.* (1985) sur la mise en évidence des différences de compacité entre villes américaines et canadiennes, Mieszkowski et Mills (1993) expliquent pour partie ces écarts en relevant que les taux de criminalité relative aux biens sont peu différents mais que ceux de la criminalité violente sont 4 à 6 fois plus élevés dans les premières que les secondes, incitant certaines catégories de population à se localiser en périphérie pour échapper à cette violence. Sur des périodes plus anciennes, le rôle de ces aménités dans les configurations spatiales apparaît comme négligeable. Sur la base d'une simple collection d'indicateurs, Mieszkowski et Mills (1993) font ainsi remarquer que les années 1920 et 1950, où les taux de variation des gradients de densité sont les plus forts pour les villes américaines, ne sont pas considérées comme une période caractérisée par des tensions raciales, des désagrégations sociales, des augmentations de taux de criminalité notables. Dans une étude prenant en compte plusieurs aménités, Carlino et Mills (1987) montrent qu'une fois pris en compte les effets négatifs de la composition raciale, de la concentration de bas revenus et de la fiscalité locale, les quartiers centraux des villes américaines sont plus attractifs que les quartiers suburbains. En revanche, Mills (1992) conclut que la part de population noire, le taux de criminalité et le revenu médian par tête ne jouent qu'un faible rôle dans l'explication de la dispersion de la population. La controverse entre les tenants d'une explication de l'étalement urbain par les facteurs relatifs aux coûts de transport et à la demande de logement et ceux partisans d'un rôle dominant des aménités négatives du centre demeure donc ouverte.

Les travaux empiriques sur l'impact des aménités dans le choix de localisation des ménages en Europe sont plus rares. Goffette-Nagot (1996) a essayé d'en saisir l'impact dans le choix de localisation des ménages en milieu périurbain par le biais du prix du sol. Les résultats sur cette dimension ne sont cependant pas très significatifs. Dans le cas de Namur et de Charleroi en retenant la méthode des prix hédonistes, Goffette-Nagot et Reginster (2000) évaluent l'incidence de la qualité de l'environnement sur les prix du

foncier. Cette qualité est appréciée sur la base d'aménités telles que la taille des jardins, la densité végétale de la zone, l'accessibilité à des services, et de nuisances relatives à la circulation routière ou ferroviaire, à la présence de lignes électriques à haute tension Il apparaît dans ce cas que la décroissance des prix du foncier est accentuée, dès lors qu'on intègre la distance et la qualité de l'environnement telle qu'elle a été définie.

1.2.2 Des facteurs testés sans lien direct avec les modèles théoriques

Selon les travaux de Berry *et al.* (1963), la densité au centre est liée à l'âge de la ville mesuré à partir de la date à laquelle la population a franchi le seuil des 50 000 habitants. En retenant non pas la densité mais le gradient comme variable endogène, Edmonston (1975) explique son niveau par l'âge de la ville mais également la période d'observation et la cohorte. Il semble ainsi que les villes les plus anciennes dans le cas nord américain sont aussi celles qui ont les gradients les plus bas, *i.e.* les niveaux d'étalement les plus forts. D'autres travaux relatifs aux Etats-Unis ont régressé le gradient de densité sur des variables différentes telles que la taille de l'aire métropolitaine, la structure de l'emploi, la part des activités industrielles hors de la zone centrale (Mills, 1970). Johnson et Kau (1980) utilisent une fonction exponentielle négative à coefficients variables pour mettre en évidence l'impact de l'âge et de la taille de la ville sur son degré d'étalement.

On remarquera que l'effet positif de la taille de la ville sur l'étalement de la population mis en évidence dans bon nombre d'études empiriques est contradictoire avec les résultats théoriques du modèle monocentrique. En effet, dans ce modèle, l'accroissement de la taille de la ville doit au contraire avoir pour conséquence une hausse des densités en tout point de la ville. Mills et Tan (1980) expliquent ce résultat empirique étonnant par le jeu d'une décentralisation des emplois croissante avec la taille de la ville. Parr et Jones (1983) proposent des hypothèses plus élaborées sur les liens entre la configuration interne des villes et leur position dans la hiérarchie urbaine. Ils mettent en particulier l'accent sur le rôle de la structure des coûts de transport.

En France, Nicot (1996) a expliqué l'évolution de la distance médiane de certaines ZPIU entre 1982 et 1990, à partir de variables telles que le niveau initial de population, l'évolution de la population de la ZPIU entre 1982 et 1990, la variation dans la distance nonantane entre 1982 et 1990 (distance au centre telle que 90 % de la population est localisée à une distance inférieure à cette distance).

D'autres facteurs explicatifs de l'étalement urbain sont aussi mis en évidence en particulier dans les études américaines. La politique de garantie des prêts immobiliers et, plus généralement, la politique foncière et de zonage (McMillen *et al.*, 1992) sont envisagées comme déterminantes dans la déconcentration des localisations des ménages. Ce facteur est identifié dans les pays développés mais également dans les pays en développement comme le Ghana. Même si cela n'est pas intégré dans le cadre d'un modèle, Asabere et Owusu-Banahene (1983) notent que l'Etat a contraint les pauvres à quitter le centre par des politiques de rénovation de ce dernier et le développement de terrains bon marché en périphérie. Dans d'autres pays, sans que cela soit modélisé là aussi de manière rigoureuse, la politique de réserves foncières que l'Etat a pu mener a eu pour effet *a contrario* de limiter l'extension urbaine (Wu, 1998). Certains

auteurs ont insisté sur les anticipations des propriétaires fonciers comme facteur explicatif de l'étalement urbain (Ottensmann, 1977).

La diversité des indicateurs retenus et la variété des combinaisons faites entre des facteurs dont les soubassements théoriques n'ont pas toujours la même robustesse, rendent difficiles la formulation de conclusions univoques sur l'incidence de chacun de ces facteurs sur l'étalement urbain.

1.2.3 Les estimations des différentes élasticités

Le modèle standard de l'économie urbaine envisage différentes élasticités en particulier l'élasticité-revenu de la demande de logement et l'élasticité-revenu de la dépense de transport. Certaines d'entre elles ont fait l'objet d'estimations ou d'approximations.

Carliner (1973) avant d'estimer lui même des valeurs d'élasticités indiquent que différentes études aboutissent à des valeurs d'élasticité-revenu de la demande de logements très faibles, comprises entre 0,15 et 0,5 sur le long terme. En utilisant le revenu permanent, les élasticités sont à des niveaux supérieurs de l'ordre de 0,8 à 1 pour les locataires et de 1,25 à 1,46 pour les propriétaires. Carliner obtient des élasticités supérieures à celles précédemment estimées, de l'ordre de 0,6 – 0,7 pour les propriétaires et de 0,5 pour les locataires.

L'INSEE évalue l'élasticité de la demande de logement par rapport au revenu à 1,15 (Picard, 1994). Mais cette estimation ne prend pas en compte l'espace et correspond à une valeur agrégée, indépendamment des lieux et des catégories sociales.

Leroy et Sonstelie (1983) estiment que le revenu réel des ménages a augmenté de 88 % au cours des 20 dernières années au moment de leur étude alors que le coût marginal de transport sur la période incluant la valeur du temps ne s'est accru que de 43 %.

Pour estimer le gradient qu'il obtienne dans le *modèle panexponentiel monocentrique*, Anas *et al.* 1998 retiennent des ordres de grandeur pour les différents paramètres. de transport. estiment la forme de gradient qu'ils proposent en privilégiant des ordres de grandeur. Le gradient de la fonction de répartition de la population qu'ils définissent est de la forme (cf. chapitre 2) :

$$\gamma = \left(\frac{\alpha T'(x)/w}{(1-\alpha)[1-(T(x)/w)]} \right) \quad (3.16)$$

Ils considèrent que les coûts du logement (la part du coût du foncier dans ce total est d'environ 20 %) représentent approximativement 20 % du revenu après impôts et net des coûts de transport. Le prix du foncier non bâti α représente alors 0,96 du revenu total. Ils émettent l'hypothèse que la durée totale de travail par jour avec le temps de transport est de 9 heures. Le travail est taxé à un taux τ constant. Le déplacement quotidien est estimé à 10 miles parcourue à une vitesse de 25 miles/heure soit 48 minutes pour un aller retour. Si le coût de transport se réduit uniquement au temps de transport, lui même fonction du

taux de salaire net d'impôt ω , et si le coût marginal du déplacement quotidien est égal à 1/10 du coût total de transport T alors on a $y=(1-\tau)9\omega$ et $T=(1-\tau)(48/60)w$. Ils déduisent la valeur du rapport $T/y = 0,00889$. Celle-ci représente la part totale du temps de transport dans le budget temps total de l'individu. Sur la base de ces différentes valeurs approchées, ils déterminent le gradient $\gamma=(0,96/0,04)(0,00889)/(1-0,0889)=0,234$, dont la valeur est très proche de celles qui avaient été estimées de manière empirique par différents auteurs et comprises entre 0,12 et 0,38 pour les villes américaines.

La détermination de ces élasticités-revenu pose d'importants problèmes méthodologiques. En effet la valeur du temps comme nous aurons l'occasion de le revoir dans le chapitre 4 sur les estimations de fonctions de densité nécessite des données désagrégées sur les ménages et leur déplacements. Des modèles de choix discrets sont alors à envisager. Dès lors que l'on retient les localisations des individus, il convient de distinguer ce qui relève du temps de transport strictement et de la valorisation de l'espace occupé sous la forme d'aménités. Cela nécessite également une mesure de ces dernières et de leur impact dans les choix de localisation des ménages. Cette démarche est, là aussi loin, d'être aisée et se heurte à des problèmes de colinéarité dans les variables retenues.

1.3 Critiques méthodologiques

L'estimation de ces fonctions plus ou moins sophistiquées se heurte à des problèmes méthodologiques non négligeables sur lesquels les auteurs s'attardent en général peu. Ainsi en est-il de différentes notions comme celles de densité, de périmètres d'analyse, de distances retenues. Plus que d'apporter une éventuelle réponse définitive, il s'agit de les rappeler.

1.3.1 La notion de densité

Elle fait l'objet de multiples déclinaisons selon les disciplines envisagées, aussi bien dans les sciences dures que dans les sciences sociales. Les géographes et les urbanistes sont ceux qui en offrent des conjugaisons les plus nombreuses. Pour le seul terme de densité urbaine, en combinant une quinzaine de concepts différents d'espace habité, ouvert, fermé, résidentiel, collectif... avec des critères socio-économiques, ethniques et culturels relatifs à la population, Kilbridge, O'Block et Teplitz, (1970) (cités par Derycke, 1999) dénombrent plus d'une centaine de mesures différentes de la densité.

Les densités généralement retenues pour l'étude des configurations urbaines privilégient la surface totale de la commune. Or, ces espaces renvoient à des espaces urbains mais également à des surfaces agricoles, des infrastructures de transport, des équipements, des espaces verts, des forêts, des étangs, des plans d'eau... Pour avoir une idée plus précise de la densité d'habitation, il conviendrait de définir une densité nette D_n plutôt qu'une densité brute D_b , la première ne retenant au dénominateur que la surface de la commune déduite des emprises affectées aux équipements collectifs liés au logement.

$$D_b = \frac{P}{S} \quad (3.17)$$

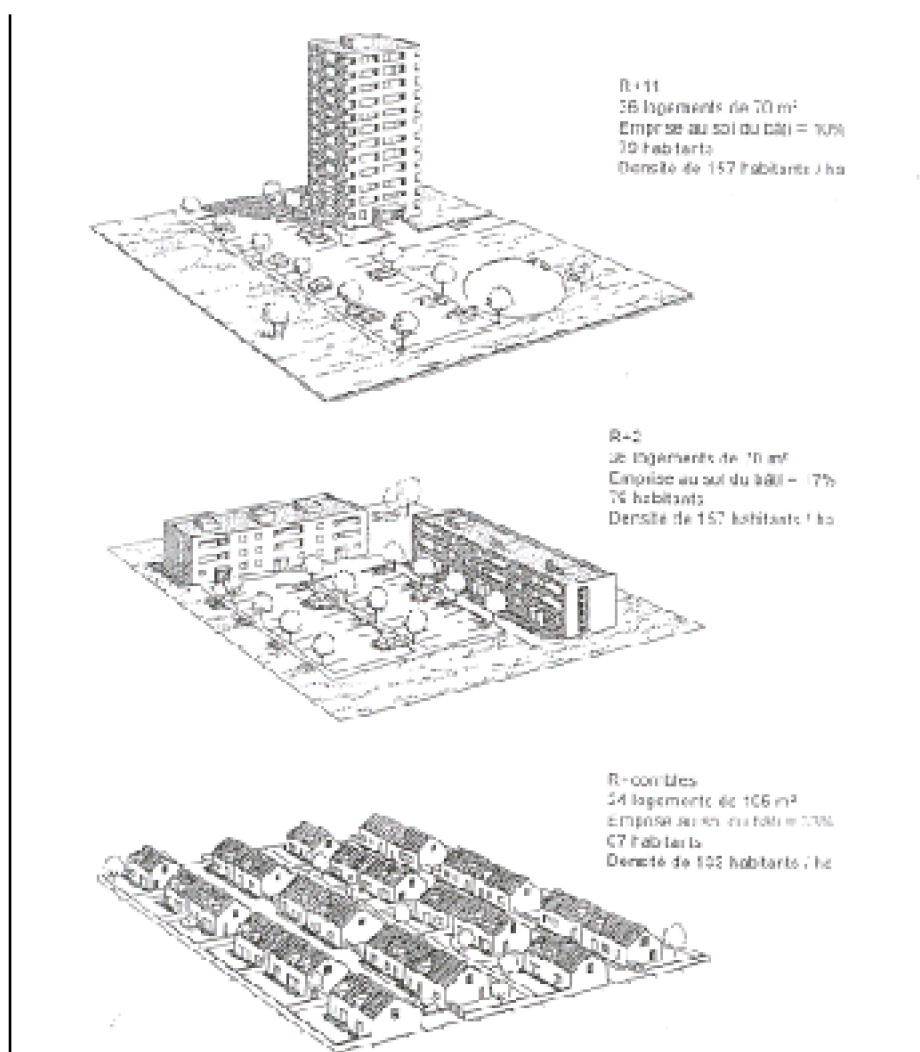
$$D_n = \frac{P}{S - S_e} = \frac{P}{S_n} \quad (3.18)$$

$$D_b = aD_n \quad (3.19)$$

avec P la population résidentielle totale, S l'aire urbaine totale, S_e la surface affectée aux équipements collectifs, S_n la surface résidentielle nette et $a < 1$.

Les recherches menées sur les densités privilégient les densités brutes alors que les modèles théoriques renvoient aux densités nettes.

Outre cette distinction entre brutes et nettes, il serait souhaitable de distinguer les densités de contenant et les densités de contenu. Les premières concernent le bâti. A l'échelle de la parcelle, elles renvoient au coefficient d'occupation des sols (COS) calculé comme le rapport de la surface de plancher hors oeuvre nette (SHON) et de la superficie du terrain. A une échelle supérieure telle que la commune, pour un même niveau de COS et de densité, les configurations d'habitat peuvent être fortement différenciées comme cela est représenté dans le Schéma3.1.



Source : FOURTIER, 1998, p. 25.

Schéma 3.1 : Différents types d'occupation pour un même niveau de COS (COS = 0,5)

Plus généralement, la densité brute est liée à la densité nette dans une relation où p croît selon l'échelle territoriale (voisinage, quartier, arrondissement...):

$$D_b = a D_n^{\frac{1}{p}} \quad (3.2)$$

Par opposition aux densités de contenant, les densités de contenu s'intéressent aux usagers. En dépit d'une densité bâtie identique, du type nombre de logement/ha au niveau communal, la densité de contenu peut varier. En effet, jusqu'à présent, nous n'avons envisagé le cas d'une emprise au sol que par les seuls logements. Outre ces habitations, des activités économiques participent à une occupation de l'espace. Des situations de faibles densités résidentielles peuvent s'accompagner de fortes densités d'emplois. Il conviendrait alors de retenir des densités humaines correspondant, pour une échelle communale, à la somme des résidents et des emplois sur la surface de la

commune. *A contrario*, si l'on veut distinguer les deux, il serait préférable de parler de densités diurnes et de densité nocturnes, les premières correspondant aux emplois occupés rapportés à la surface et les secondes aux résidents sur la surface.

La distinction entre plusieurs types d'espaces ou de catégories d'acteurs permet de mettre en lumière une éventuelle concurrence entre eux pour son occupation. Ce thème de l'interaction entre habitat, transport et activités économiques a donné lieu à de nombreuses recherches en économie (Mills, 1967 ; Solow, 1972 ; Solow Vickrey, 1971 ; Anas, Kim, 1996) mais de nature théorique.

1.3.2 Le périmètre d'observation

La question du périmètre d'étude peut paraître comme relativement secondaire. Or, ce choix conditionne en grande partie les résultats à venir. La sélection d'un cadre pertinent en fonction de l'objectif de la recherche est à l'image du réglage de lunettes d'observation. Pour suivre l'évolution des configurations urbaines, un périmètre trop restreint, comme celui de l'agglomération au sens administratif, ou suivant le découpage de l'INSEE en France s'avérera inapproprié. L'étalement urbain se traduit en grande partie par un dépassement de frontières fondées sur la seule continuité du bâti, au profit d'un développement de relations fonctionnelles perceptibles par le niveau de navetteurs. A l'opposé, un cadre trop large comme l'échelle régionale serait là aussi inadapté pour un tel suivi de l'évolution urbaine.

En France, la volonté d'arriver à un découpage plus discriminant de l'espace a motivé la démarche de l'INSEE pour substituer au découpage traditionnel des Zones de Peuplement Industriel et Urbain (ZPIU) celui du Zonage en Aires Urbaines (ZAU). Mais de nombreux autres zonages peuvent être mobilisés comme nous le verrons au niveau du chapitre relatif aux estimations.

Aux Etats-Unis, les zonages retenus sont généralement ceux relatifs aux Standard Metropolitan Statistical Areas (SMSA) ou aux Consolidated Metropolitan Statistical Areas (CMSA).

Or, les recherches envisagées se caractérisent par une diversité dans le choix de ces périmètres. Certaines retiendront des périmètres administratifs ou statistiques, d'autres établissent des périmètres *ad hoc*. Ainsi selon les cas, des centres secondaires seront intégrés si l'on se fonde sur un seuil de distance au centre. Ces mêmes centres ne feront pas partie de ce périmètre si l'on adopte un seuil de migrants alternants comme critère de définition... Les comparaisons de résultats n'en sont pas facilitées. En outre, selon les cadres sélectionnés, certaines formes fonctionnelles seront plus ou moins performantes.

1.3.3 La définition du centre et des éventuels centres secondaires

Certains travaux théoriques ont pu envisager la formation d'un ou plusieurs centres de manière exogène. D'autres ont cherché à endogénéiser cette formation simple ou multiple. Ils ont pu en tout état de cause s'affranchir d'une localisation précise du centre.

Les recherches appliquées n'ont pas toujours pu adopter la même souplesse dans leur démarche. L'identification d'un ou de plusieurs centres est incontournable pour un

grand nombre de travaux d'estimations économétriques de fonctions de densité. Le repérage du centre est d'autant plus nécessaire qu'une mauvaise identification de ce dernier conduit à des estimations erronées des fonctions de densité. Dans ce cas, l'estimation produite du gradient est sous-estimée (Alperovitch, Deutsch, 1994). Dans l'exemple théorique qu'ils développent, une erreur de mesure de la position du centre évaluée à une unité, conduit à une estimation de γ biaisée à la baisse de 11,6 % par rapport à celle que l'on obtiendrait avec une estimation retenant les coordonnées exactes du centre. Cette sous-estimation serait de 45,3 % dans le cas où l'erreur de mesure du centre serait de deux unités.

Dans le cas de fonctions polycentriques, McMillen et McDonald (1998) montrent que les résultats des estimations sous la forme de gradients négatifs sont largement conditionnés par l'identification des centres.

Ce souci concernant la localisation du ou des centres est d'autant plus nécessaire que ce ou ces derniers peuvent évoluer dans l'espace au cours du temps. Enfin, l'hypothèse d'un centre identifiable de manière exogène n'est pas toujours réaliste, en particulier pour des observations dans les pays en développement.

Le centre est généralement envisagé dans la théorie standard comme le lieu de concentration d'activités qualifié de Central Business District (CBD). Ce centre regroupe non seulement des emplois mais participe également à la structuration de l'espace pour le reste des emplois, les activités résidentielles et les rentes foncières.

Plusieurs méthodes sont généralement envisagées. Les unes privilégient une approche administrative. D'autres se fondent sur un critère ou une combinaison de critères relatifs à l'emploi, la population... D'autres encore privilégient des méthodes d'estimations statistiques.

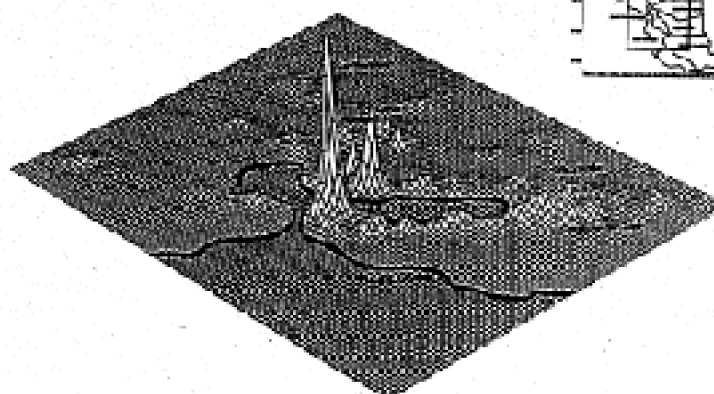
Les méthodes fondées sur l'analyse d'un ou plusieurs critères sont les plus couramment utilisées. Les critères se caractérisent cependant par une grande diversité. Dunphy (1982) combine de manière assez complexe différents critères relatifs à l'occupation de l'espace tant pour les emplois que pour la population. Pour Greene (1980), est considérée comme centre d'emplois, la zone dont la densité d'emploi est deux fois supérieure à celle des autres espaces. Gordon *et al.* (1987) adoptent une démarche similaire à celle-ci en s'intéressant aux pics de densité de population ou d'emploi dans cette recherche de centralité. McDonald (1987), McDonald et McMillen (1990) considèrent comme centres secondaires les espaces qui ont une densité d'emploi ou un ratio population/emploi ou encore un effectif d'emplois industriels supérieurs à ceux des autres unités spatiales contiguës. Cette démarche est pertinente pour des unités spatiales suffisamment vastes mais elle peut aboutir à retenir des petites unités spatiales comme centres secondaires quand elles sont entourées d'autres pour lesquelles les niveaux d'emplois sont faibles. Dès lors, Small et Song (1994) définissent comme centre d'emplois « une série de zones contiguës, chacune avec une densité supérieure à un certain niveau D et qui regroupe un effectif d'emplois total supérieur à un niveau E ». Plus ces niveaux D et E sont élevés, moins le nombre de centres secondaires est important. Cette méthode est adoptée par McMillen et McDonald (1998) qui fixent les seuils de densité d'emplois à 10 emplois par demi-hectare (acre) pour 1980 ou 1990 et qui ont une moyenne, sur les

deux périodes considérées, supérieure à 10 000 emplois, critères repris par Giuliano et Small (1991). Sur cette base, ils repèrent 32 centres secondaires dans la région de Los Angeles.

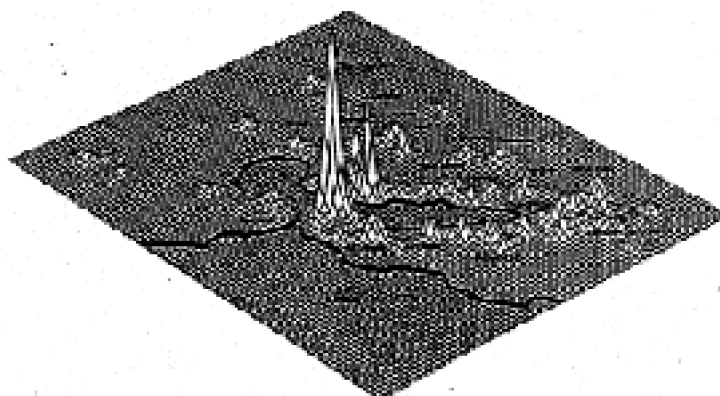
Cervero (1989) inventorie également d'autres critères retenus comme la surface occupée par des différentes activités économiques, les flux de navetteurs... Il retient pour sa part un seuil de 2 000 emplois minimum et une surface de bureau égale à 1 million de pieds carré. Dans son étude sur les centres d'emplois de la baie de San Francisco, Cervero (1997) combine deux critères, l'un relatif au nombre d'ouvriers (7 000 et plus) et l'autre au nombre d'employés (9 500 et plus) pour définir des centres secondaires. Sur cette base, il suit l'évolution de leur nombre entre 1980 et 1990.

Cette démarche est cependant très sensible aux seuils arrêtés. Il n'est dès lors pas étonnant que sur des mêmes espaces, le nombre de centres secondaires diffère selon les auteurs. Cervero (1989) identifie 13 centres secondaires sur la ville Washington D.C. alors que Dunphy (1982) en compte 26. Selon les études, le nombre de centres secondaires à Los Angeles varie de 6 à 54 !

Three Dimensional Employment Density Model,
San Francisco Bay Area, 1980



Three-Dimensional Employment Density Model,
San Francisco Bay Area, 1990



Source : Leuzinger, 1987

Graphique 3.1 : Densités d'emplois dans la baie de San Francisco en 1980 et 1990

Des méthodes d'estimations statistiques permettent d'identifier le ou les centres. Heikkila *et al.* (1989) utilisent des régressions du type *stepwise* sur des valeurs foncières. McDonald et Prather (1994) s'intéressent aux résidus positifs dans des estimations du type exponentielle négative qu'ils associent à la présence de centres secondaires. Dans le cas d'un déplacement du centre au cours du temps, Alperovitch (1982) montre que les estimations réalisées sur le nouveau centre identifié de manière exogène sont de meilleure qualité que celles obtenues sur l'ancien centre. L'amélioration de la qualité de l'ajustement vient à ces yeux confirmer l'identification du nouveau centre. Mais ce repérage est fait *a priori*. Alperovitch et Deutsch (1994) proposent d'endogénéiser cette détermination par une méthode d'estimation simultanée de la localisation du centre et de la fonction de densité.

Considérons les vraies coordonnées du centre comme étant (θ_2, θ_1) . En remplaçant dans la fonction exponentielle négative classique ces coordonnées, nous obtenons :

$$D(x) = D_0 e^{-\gamma [(x_2 - \theta_2)^2 + (x_1 - \theta_1)^2]^{1/2 + \alpha}} \quad (3.21)$$

avec (x_2, x_1) les coordonnées de la i^{eme} unité spatiale. Au lieu d'avoir trois paramètres à estimer (densité centrale, gradient et erreurs), nous en avons désormais cinq en comptant les coordonnées (θ_2, θ_1) de la localisation du CBD. L'équation non linéaire (19) peut être estimée par la procédure de recherche du maximum de vraisemblance. Le log de vraisemblance de cette fonction s'écrit :

$$L(\sigma^2, \alpha, \gamma, \theta_2, \theta_1) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (y_i - \alpha - \gamma [(x_{2i} - \theta_2)^2 + (x_{1i} - \theta_1)^2]^{1/2 + \alpha})^2 \quad (3.22)$$

avec $\alpha = \ln(D_0)$ et $y_i = \ln D(x) \quad y_i = \ln D(x)$

Ils l'ont testé avec succès pour la ville de Tel-Aviv-Yafo sur quatre recensements (1961, 1972, 1983 et 1990).

Les résultats obtenus indiquent des estimations de σ^2 et de la moyenne des carrés des erreurs toujours plus faibles dans le cas de l'estimation complète avec les 5 paramètres (Tableau 3.13) que dans le cas de l'estimation directe avec 3 paramètres (Tableau 3.14). Cela traduit un meilleur ajustement pour la méthode complète que pour la méthode directe. En outre, les écarts entre les gradients sont peu significatifs pour l'année 1961, date à laquelle le centre a été identifié dans les publications officielles avec les coordonnées (28,56 ; 63,79).

Le suivi de la localisation du centre sur la base de ces coordonnées estimées fait apparaître un déplacement de celui-ci de 2,27 km par rapport à sa localisation initiale. La qualité de l'ajustement fondé sur sa position arrêtée en 1961 se dégrade. Les écarts entre les gradients γ et les densités centrales estimées (α pour l'estimation complète et $D(0)$ pour l'estimation avec seulement trois paramètres) selon les deux méthodes retenues se creusent avec le temps de manière significative. Les valeurs obtenues par l'estimation complète envisageant la localisation du centre offrent des paramètres de gradients supérieurs à ceux de la méthode traditionnelle selon les moindres carrés ordinaires. La tendance à la suburbanisation de la ville de Tel-Aviv-Yafo n'est pas remise en question - les gradients diminuent dans le temps - mais cette tendance est moins prononcée.

Tableau 3.13 : Résultats de l'estimation des paramètres de la fonction de densité et de la localisation du centre suivant le maximum de vraisemblance (localisation du centre identifiée de manière endogène)

	1961	1972	1983	1990
α	3,554	3,025	2,486	2,488
γ	-0,512	-0,347	-0,197	-0,191
θ_1	63,620	64,250	65,150	65,700
θ_2	28,750	28,910	29,250	29,650
σ^2	1,333	0,718	0,465	0,624
$\sum (D - \hat{D})^2 / n$	50,15	29,96	19,19	25,81
b				

Source : Alperovitch et Deutsch (1994)

Tableau 3.14 : Résultats de l'estimation des paramètres de la fonction de densité suivant les MCO (localisation du centre identifiée de manière *exogène*).

	1961	1972	1983	1990
D(0)	3,281	2,778	2,209	1,966
γ	-0,429	-0,257	-0,096	-0,061
R ²	0,29	0,22	0,06	0,02
F	9,18	6,38	1,49	0,43
σ^2	1,78	0,91	0,55	0,73
$\sum (D - \hat{D})^2 / n$	53,12	37,18	25,69	35,35

Source : Alperovitch et Deutsch (1994)

Cette question de l'identification du centre se pose dans le cas d'un centre unique mais également dans les structures polycentriques où l'on envisage désormais plusieurs centres. La méthode d'estimation conjointe de la fonction de densité et de la localisation des centres a été mobilisée dans le cas de Jérusalem par les mêmes auteurs. Selon Alperovitch et Deutsch (1996), la relative complexité de la méthode limite les cas d'application à des structures polycentriques du type duocentre tel que Jérusalem en offre une illustration.

L'identification du centre et des centres secondaires commence à faire l'objet d'une attention particulière. L'absence de méthodes homogènes conduit à privilégier les monographies de villes, développées de manière quasi-infinie par les équipes de recherche en place, dont Los Angeles et Chicago sont des idéaux types, au détriment d'approches plus comparatives.

1.3.4 Le maillage de la zone d'observation

Le choix du maillage retenu (quartier, commune, canton...) ne fait pas l'objet d'une attention particulière dans les travaux mentionnés. Très rares sont les recherches qui ont testé les incidences du choix du maillage sur les résultats des fonctions de densité. McMillen (1994) obtient des résultats d'ajustement meilleurs dans le cas de maillage plus large pour des fonctions spline cubiques sur Chicago.

Cependant, ce choix est soumis comme d'autres en matière d'estimation de fonctions de densité, à la contrainte d'existence des données et de coût d'accès à ces dernières qui limitent les possibilités de tests.

1.3.5 L'analyse en séries temporelles ou en cross-section sur des unités spatiales ou sur des ménages

Les travaux présentés adoptent pour certains d'entre eux un suivi temporel. D'autres privilégient en revanche une approche en coupes transversales sur la base de plusieurs villes ou de ménages extraits de ces agglomérations (Margo, 1992). Adopter cette dernière démarche revient à ne pas intégrer les variations de courbe de rente foncière. Une modification du niveau général des revenus des ménages génère une variation du revenu des ménages, mais également du prix du sol qui s'offre à eux.

1.3.6 La durabilité du logement et un revenu médian

Une des limites traditionnellement adressées au modèle standard de l'économie urbaine est sa conception d'équilibre instantané qui équivaut à considérer que tout est « rebâti » dès que les paramètres économiques évoluent. Or, le logement, et plus largement le capital urbain, sont rigides et durables. Dès lors, les estimations de gradient ne renvoient qu'imparfaitement aux changements effectifs des facteurs explicatifs. Certains modèles ont tenté de pallier cette faiblesse. Certains travaux ont développé des modèles théoriques dynamiques (voir à ce sujet Brueckner, 1999). D'autres ont établi des méthodologies spécifiques, intégrant la date de construction des logements dans les unités spatiales envisagées dans l'estimation de fonctions de densité de population (Yacovissi et Kern, 1995).

En outre, rares sont les études qui intègrent l'hétérogénéité des ménages et des revenus. Elles postulent l'existence d'un individu représentatif percevant le revenu médian observé au niveau de la ville. Or, des auteurs comme Haurin (1980), Alperovich (1985), Anas et Kim (1992) ont montré que le fait d'ignorer l'hétérogénéité des revenus à l'intérieur de la ville est source de biais dans les estimations produites tant dans les fonctions de densité que pour les facteurs explicatifs. Ce biais peut être évité avec la prise en compte d'une distribution des revenus. Cette démarche offre de meilleurs résultats d'ajustement.

1.3.7 Méthodes d'estimations économétriques

Les estimations des fonctions exponentielles négatives retiennent en général plusieurs méthodes d'estimations. Certaines envisagent l'ensemble des unités spatiales de l'espace retenu. Dans le cas français, toutes les communes de la ZPIU ou de l'aire urbaine sont intégrées dans les estimations. D'autres privilégient des échantillons, en éliminant dans certains cas le CBD et les unités spatiales trop petites ou avec des niveaux de densité trop élevés ou trop faibles et en constituant sur l'ensemble restant un échantillon par tirage aléatoire. D'autres encore adoptent la méthode deux points, introduite par Mills (1972).

Cette dernière consiste à estimer D_0 et γ en deux temps. On estime d'abord γ en définissant une aire centrale de rayon x_c . Si la répartition de la population obéit à la loi de Clark, il est possible de déduire la population du centre P_c avec :

$$P_c = \frac{2\pi D_0}{\gamma^2} \left[1 - (1 + \gamma x_c) e^{-\gamma x_c} \right] \quad (3.23)$$

avec comme premier terme la population totale qui serait comprise dans un rayon suffisamment grand. Le ratio de la population du centre sur la population totale est alors égal à :

$$r = \frac{P_c}{P} = \left[1 - (1 + \gamma x_c) e^{-\gamma x_c} \right] \quad (3.24)$$

On peut déduire en fonction de r et x . Dans un deuxième temps, on détermine D_0 comme $D_0 = \frac{\gamma P}{2\pi}$. Cette méthode pourtant souvent retenue souffre de deux difficultés,

l'hypothèse de rayon infini de la ville et le fait que l'équation (3.24) non linéaire nécessite des méthodes appropriées (Monte Carlo).

Plus généralement, ces méthodes n'intègrent pas dans les estimations produites les phénomènes d'hétérogénéité et d'autocorrélation spatiales pourtant présents dans ces questions. L'observation des unités spatiales (cantons, communes, districts...) fait apparaître une forte hétérogénéité des surfaces pour un niveau d'analyse donné. Frankena (1978) essaye d'intégrer plus ou moins cette diversité des surfaces dans l'estimation de la fonction exponentielle négative en pondérant la variable distance par un coefficient correspondant à la racine carrée de la surface. Les phénomènes envisagés n'ont également pas la même intensité selon les espaces. Les infrastructures de transport, par exemple, peuvent générer de l'hétérogénéité entre les unités spatiales envisagées, sans que cette dimension soit intégrée dans les estimations produites. En outre, les valeurs des unités d'observations ne sont pas disposées de manière aléatoire mais suivent un ordre qu'il convient de saisir explicitement dans les estimations, en mobilisant les outils de l'économétrie spatiale.

Les niveaux de qualité d'ajustement des fonctions obtenues ne sont pas toujours discutés et parfois même mentionnés. Cela est particulièrement le cas d'un certain nombre de recherches centrées sur la réplique d'estimations de fonctions de densité sur un échantillon important de villes.

2. Les densités d'emplois : formes fonctionnelles, facteurs explicatifs

Ce phénomène de déconcentration n'est pas propre aux ménages. Il s'observe également pour les emplois. Mais le très faible nombre des travaux de suivi de la localisation des emplois contraste avec la profusion de ceux relatifs à la population.

Les outils mobilisés pour mesurer et expliquer la déconcentration des emplois sont de même nature que ceux retenus pour les ménages. Ils visent ainsi à la détermination de fonctions de densité plus ou moins sophistiquées.

De ces études (Tableau 3.17), il ressort que le mouvement de déconcentration des emplois est de moindre intensité que celui de la population. Comme les approches théoriques le suggèrent, des différences apparaissent suivant les secteurs d'activités.

Mills (1970) détermine des fonctions de densité exponentielle pour quatre types d'activités économiques : l'industrie, le commerce de gros, le commerce de détail et les services pour différentes villes et sur différentes périodes⁷. Pour la quasi-totalité des secteurs envisagés selon les villes, il apparaît que le gradient est en diminution sur la période correspondant à une tendance à la suburbanisation. Ce mouvement concerne de manière décroissante l'industrie, le commerce de détail, les services et le commerce de gros. Leur classement en fonction du degré de déconcentration n'a pas été modifié sur la période 1948-1963. Les niveaux de gradient se sont cependant homogénéisés, en étant plus proches qu'ils ne l'étaient au début de la période. Ainsi, le rapport entre le gradient le plus important et le plus faible était en 1948 de 1,47. Ce même rapport est de 1,33 en 1963. Pour la déconcentration des emplois relatifs au commerce de détail, Mills retrouve des résultats obtenus par Berry (1967) qui considérait ce mouvement comme le moyen pour ces emplois de se rapprocher des ménages désormais en périphérie.

Tableau 3.15 : Gradients moyens par secteur et par année pour 18 villes américaines (1948-1963)

	1948	1954	1958	1963
Industrie	0,68	0,55	0,48	0,42
Commerce de détail	0,88	0,75	0,59	0,44
Services	0,97	0,81	0,66	0,53
Commerce de gros	1,00	0,86	0,70	0,56
Source : Mills, 1970				

On a pu croire que ce mouvement de déconcentration des emplois était spécifique à l'Après-Guerre. Or, la détermination de fonctions de densité sur la période de l'Entre-Deux-Guerres infirme cette hypothèse. Sur un échantillon de villes restreint mais avec plus d'années d'observation (1910-1963), Mills note que ce processus a commencé bien avant la Seconde Guerre Mondiale.

Tableau 3.16 : Gradients moyens par secteur et par année pour 6 villes américaines (1920-1963)

⁷ Albuquerque, Boston, Canton, Columbus, Houston, Phoenix, Pittsburgh, Sacramento, San Antonio, San Diego, Tulsa, Wichita pour la période 1948-1963 et Baltimore, Denver, Milwaukee, Philadelphia, Rochester, Toledo pour la période 1910-1963.

	1920	1929	1939	1948	1954	1958	1963
Industrie	0,95	0,82	0,77	0,76	0,67	0,60	0,48
Commerce de détail	-	1,02	0,90	0,76	0,73	0,58	0,41
Commerce de gros	-	1,43	1,24	1,01	0,89	0,77	0,59
Services	-	-	1,12	0,88	0,81	0,70	0,55
Source : Mills, 1970							

Dans l'étude de Macauley (1985), les activités de commerce ont eu tendance à se déconcentrer plus fortement que les activités industrielles. La baisse annuelle moyenne de leur gradient de densité entre 1920 et le début des années 80 a été de 1,1 % contre moins de 1 % pour les secondes.

Ces différences d'évolution s'observent également en France dans la période récente. Sur l'agglomération lyonnaise, Tabourin *et al.* (1995) observent une forte déconcentration des activités de commerce de détail de grande taille, des services d'actions sociales, des crèches et des hospices. Les activités relatives à la Poste et aux télécommunications, aux banques, assurances et promotions immobilières ainsi qu'aux services marchands aux entreprises et à la protection sociale sont en revanche beaucoup plus concentrées que les premières. Les activités auxiliaires de transports, les services aux ménages et l'administration générale sont dans une position intermédiaire en matière de délocalisation vers la périphérie au cours de la période 1975-1990.

Tableau 3.17 : Fonctions de densité et étalement des emplois

Auteurs	Périodes d'observation	Espaces d'analyse	Fonctions retenues
Mills (1970) (1972)	De 1948 à 1963	18 MSAs américaines	Exponentielle négative
Kemper, Schmenner (1974)	1967-1971	5 MSAs américaines	Exponentielle négative
Macauley (1985)	De 1920 à 1980	18 SMSAs américaines	Exponentielle négative
McDonald, McMillen (1990)	1956, 1970	Chicago	Densités simples
Small, Song (1994)	1970, 1980	Los Angeles	Exponentielle négative et exponentielle généralisée
Tabourin <i>et al.</i> (1995)	1975, 1982, 1990	Lyon et 45 km de rayon	Exponentielle négative sur population cumulée
McMillen, McDonald (1998)	1980, 1990	Chicago	Exponentielle généralisée
Aguilera-Belanger, Bloy, Buisson, Cusset, Mignot (1999)	1982, 1990	Lyon et 45 km de rayon	Exponentielle négative sur population cumulée sur des données d'établissements
Peguy, (1999b)	1975, 1982, 1990	Aire Urbaine de Lyon	Exponentielle négative sur population cumulée, distances temps et distances réseaux
Peguy, (2000)	1975, 1982, 1990	10 premières aires urbaines de France	Exponentielle négative sur densité avec décomposition sectorielle sur la base de NAP 100

Cette tendance à la déconcentration de certaines activités est repérée par Aguilera-Belanger *et al.* (2000), qui retiennent une approche basée non plus sur les emplois issus du recensement, mais sur les établissements à partir du fichier SIRENE. Ils montrent, sur le même périmètre d'étude que Tabourin (1995), un effectif d'établissements similaire entre 1982, 1990 et 1996 dans la partie centrale de la ville, puis une croissance de ce même nombre à partir d'une distance au centre de 5 km. A partir de cette distance, les effectifs d'établissements de 1996 et de 1990 sont toujours supérieurs à ceux de 1982.

Des différences apparaissent selon les types d'activités de ces établissements. Ainsi, les établissements industriels ont connu une forte diminution de leur effectif dans le centre de la ville au profit de zones périphériques. Leur croissance est particulièrement forte jusqu'à une distance de 25 km du centre, principalement pour des communes situées à l'Est de la ville comme Chassieu-Genas, Vénissieux, Vaulx-en-Velin. Les établissements

de construction, de commerce, de réparations automobiles, d'administrations et de services collectifs entre 1990 et 1996 tendent à suivre le mouvement de déconcentration des populations.

A l'opposé, les établissements de services aux entreprises, les banques, les assurances et les services immobiliers se sont davantage concentrés entre 1982 et 1992 dans le centre ville et sur quelques pôles secondaires de l'espace envisagé, comme Villefranche, Bourgoin, Vienne, St-Chamond.

Enfin, selon la taille des établissements et indépendamment de leur secteur d'activité, les situations sont relativement contrastées. Plus les établissements ont des effectifs importants, plus ils ont tendance à se localiser sur des communes éloignées du centre.

Les tests sur les variables explicatives sont encore moins nombreux que ceux réalisés sur les déterminants des fonctions de densité de population. Mills (1972) régresse les gradients obtenus sur quatre secteurs d'activités (industrie, commerce de détail, services, commerce de gros), sur le niveau de population comme indication de la taille de la ville, sur les effectifs dans le secteur industriel et sur le temps. Il note que les signes de ces trois coefficients sont inverses pour l'industrie et les trois autres secteurs.

Tableau 3.18 : Signe des coefficients de l'estimation de Mills (1972) sur les activités

secteurs	Population	Effectif du secteur industriel	Temps
Industrie	-	+	+
Commerce de détail	+	-	-
Services	+	-	-
Commerce de gros	+	-	-
Source : Mills, 1972			

A la différence des autres secteurs, l'industrie répond par la dispersion à la croissance de la ville, source d'une augmentation des prix du foncier.

En se fondant sur ces résultats d'estimation, Couch (1978) émet l'hypothèse que pour l'industrie, la demande de travail est inélastique et la demande de sols est élastique. Ces deux élasticités sont opposées pour les autres secteurs. Ces hypothèses ne sont cependant pas soumises à des estimations pour en évaluer leur validité. Dans la lignée de Mills, d'autres ont essayé d'envisager la croissance des emplois dans certains secteurs d'activités et au niveau d'espaces spécifiques, en la liant à des évolutions, tant en termes d'effectifs que de localisation d'autres secteurs activités (Carlino, 1985).

Sur la base d'entretiens réalisés auprès de 153 établissements et non de tests économétriques, Aguilera-Belanger *et al.* (1999) identifient des variables jugées par les dirigeants de ces entreprises comme prépondérantes. Ces variables sont de manière décroissante : le coût de location du bâtiment et le coût d'achat de terrain et/ou de locaux, la proximité des infrastructures de transport, et des variables ayant trait à la proximité de la clientèle et des lieux de résidence du personnel.

L'impact de la fiscalité sur les choix de localisation ne fait pas l'objet d'un réel

consensus. Les entretiens réalisés sur l'espace des 45 km de Lyon par Aguilera-Belanger *et al.* (1999) ne font pas apparaître le taux de taxe professionnelle comme déterminant. Cette perspective est convergente avec celle issue des travaux de Houdebine et Schneider (1997) sur la modélisation de l'impact des différentiels géographiques de fiscalité au niveau de l'ensemble des communes de France. Ils notent une faible sensibilité des établissements aux différentiels de taux de taxe professionnelle entre les communes. En revanche, la sensibilité des entreprises à la fiscalité, dès lors que celle-ci est envisagée non plus seulement sous l'angle local, mais également national, est beaucoup plus significative. Une entreprise qui se crée et qui serait exonérée d'impôts locaux mais également d'impôts et de cotisations sociales serait disposée à se délocaliser de plusieurs dizaines de kilomètres, pour bénéficier d'un tel avantage dans la commune ou la zone d'emploi qui adopterait une telle mesure.

3. Les densités de population et d'emplois : facteurs explicatifs

Des travaux plus récents ont cherché à intégrer de manière simultanée l'évolution de la localisation de la population et l'évolution de la localisation des emplois. Jusqu'à présent en effet, les analyses aussi bien théoriques qu'appliquées ont privilégié une analyse partielle, en considérant la localisation de la population ou des emplois comme exogène.

Cette question de l'incidence des choix de localisation de l'une de ces catégories sur l'autre n'est pas nouvelle. Déjà Mills (1970), dans le suivi des gradients de densité de la population et de quatre secteurs économiques, notait une convergence des taux de décroissance des gradients de la population et de l'industrie en 1963, avec un gradient pour les emplois industriels plus élevé que celui de la population. Il interprétait cette réduction des écarts - sans que cela soit « une preuve » à ses yeux - comme le signe de l'attraction des emplois industriels par la population plus déconcentrée.

Pour évaluer cet impact réciproque des emplois et de la population, deux méthodologies distinctes ont été développées. La première envisage des estimations sur les facteurs explicatifs de la localisation de la population (respectivement des emplois) en y intégrant des variables décalées ayant trait aux emplois (respectivement à la population) (Cooke, 1978 ; Thurston, Yezer, 1994).

La deuxième s'appuie sur un système d'équations simultanées pour la population et pour l'emploi. Le modèle de référence en la matière est celui de Carlino et Mills (1987) qui a connu de nombreuses déclinaisons. Il est de la forme :

$$\begin{aligned} E^* &= \alpha_E P + \beta_E S \\ P^* &= \alpha_P E + \beta_P T \end{aligned} \quad (3.25)$$

avec E^* et P^* le niveau d'équilibre de l'emploi et de la population, E et P les niveaux réels d'emplois et de population, S et T un ensemble d'autres variables explicatives de la localisation des emplois et de la localisation de la population, α_E et α_P les coefficients des variables endogènes, β_E et β_P les vecteurs des coefficients des variables exogènes.

Certains de ces facteurs explicatifs sont même identiques à ceux retenus précédemment pour la dispersion des densités de population (revenu des ménages, coût de transport, équipements des communes, aménités...).

Mills et Price (1984) considèrent que l'emploi et la population s'ajustent avec un décalage qui est introduit dans les équations sous la forme de coefficient λ_E et λ_P tels que $0 < \lambda_E, \lambda_P < 1$:

$$\begin{aligned} E &= E_{t-1} + \lambda_E (E^* - E_{t-1}) \\ P &= P_{t-1} + \lambda_P (P^* - P_{t-1}) \end{aligned} \quad (3.26)$$

avec E_{t-1} , P_{t-1} l'emploi et la population de la période d'observation précédente.

En remplaçant E^* et P^* du système d'équations (3.25) dans (3.26) et après réarrangement des termes, on obtient un système d'équations du type :

$$\begin{aligned} E &= \lambda_E \alpha_E P + \lambda_E \beta_E S + (1 - \lambda_E) E_{t-1} \\ P &= \lambda_P \alpha_P E + \lambda_P \beta_P T + (1 - \lambda_P) P_{t-1} \end{aligned} \quad (3.27)$$

La question de savoir si « *Do jobs follow people or people follow jobs ?* » (Steinnes, 1982) trouve désormais quelques éléments de réponse dans les différentes recherches menées.

Une partie de la dispersion des emplois trouvent son origine dans l'étalement de la population (Mills, Price, 1984 ; Boarnet, 1994a, 1994b). Cependant, toutes les catégories d'emplois ne sont pas sensibles à cette déconcentration des ménages. Pour Cooke (1978) et Steinnes (1982), cette dernière a un impact seulement pour les emplois manufacturiers et les services. Sur la base d'une décomposition plus fine des emplois en 11 secteurs (industrie, BTP, commerce de gros, commerce de détail, transports, assurance et gestion des biens, finance et banque, communication, services publics, services), Thurston et Yezer (1994) montrent que cette dispersion de la population est une variable explicative pour les seuls emplois de commerce et de services. Schmitt (1999) obtient un résultat similaire pour les espaces ruraux français où la dispersion de la population joue un rôle de force d'attraction uniquement pour les emplois de commerce et de service aux ménages (une croissance de 1 % de la population génère une croissance de 1,5 % des emplois dans ce secteur). Les travaux de Carlino et Mills (1987) font exception à cette conclusion. Pour les emplois industriels, ils aboutissent à une relation négative entre densités de population et densités d'emplois manufacturiers. Ils notent cependant que cette observation intervient à une période (les années 80) où les emplois manufacturiers ont diminué en termes relatifs, en particulier dans les régions les plus densément peuplées. L'incidence de la période retenue n'est pas étrangère à ce résultat. Sur la base de données similaires, pour la décennie suivante, Clark et Murphy (1996) obtiennent en effet un résultat contraire à celui de Carlino et de Mills.

Seul Deitz (1998) obtient des résultats où l'ensemble des emplois est sensible à la

dispersion de la population.

En revanche, l'impact de la dispersion des emplois sur la population est plus incertain. Cooke (1978) comme Boarnet (1994a et 1994b) et Deitz (1998) ne reconnaissent aucun effet à la déconcentration des emplois sur la dispersion de la population. Pour les espaces ruraux de 6 régions françaises (Alsace, Bourgogne, Franche-Comté, Lorraine, Midi-Pyrénées, Rhône-Alpes), l'effet est marginal selon Schmitt (1996 et 1999). Un accroissement de 1 % de l'emploi occasionne une croissance de 0,39 % de la population active sur ces mêmes espaces, quelle que soit la taille de la zone d'influence retenue.

La décomposition des emplois en secteurs vient nuancer cette conclusion. La localisation des ménages serait influencée positivement par la localisation des emplois relatifs à la construction, au commerce et aux services privés (Mills et Price, 1984). Pour Thurston et Yezer (1994), seuls les services publics et privés auraient un tel rôle dans la dispersion des résidents. L'impact de certaines activités comme les industries manufacturières serait inverse. La présence de ce type d'activité inciterait les ménages à s'en éloigner (Steinnes, Fisher, 1974 ; Steinnes, 1977, 1982 ; Thurston Yezer, 1994).

La dispersion de la population (respectivement des emplois) peut donc être expliquée par la déconcentration des emplois (respectivement de la population) même si la première relation est de moindre intensité que la seconde. Outre ces facteurs, ces analyses introduisent un certain nombre de variables mentionnées précédemment (revenu des ménages, distance au centre, taux d'imposition, pourcentage de population de couleur, caractéristiques de la main d'oeuvre...). Leur sens de variation n'en est pas modifié. En revanche, compte tenu des différences de périodes, de cadres d'observation, l'évaluation de leur impact est plus difficile à établir.

Outre ces variables, certains auteurs (Henry *et al.*, 1997 et 1999 ; Schmitt et Henry, 2000) ont envisagé les effets éventuels de la croissance urbaine dans le mouvement d'étalement des populations et de déconcentration des emplois. On peut penser qu'une croissance de la taille de la ville-centre de grandes aires urbaines se traduise par une augmentation plus forte de la demande d'espace en direction des espaces ruraux et par une hausse de la rente foncière, comparées à celles qui interviendrait sur des aires plus petites. De même, avec des coûts de congestion plus faibles et des profils de salaires et de rente foncière plus proches de ceux observés au niveau de leur espaces ruraux, les centres urbains de plus petite taille devraient avoir une plus faible influence, tant pour les emplois que pour la population sur ces espaces périphériques.

En outre, une croissance plus importante de l'emploi dans la ville centre est supposée induire des opportunités pour la population située en périphérie et une augmentation de la population active de ce même espace peut être bénéfique pour les entreprises situées en périphérie. Il y aurait dès lors un effet de diffusion si les résidents ruraux deviennent des migrants alternants en direction du centre et si les entreprises périphériques attirent de la population urbaine.

A partir des analyses menées sur les espaces ruraux de 6 régions françaises mais également pour les espaces périphériques, du Danemark et du Sud des Etats-Unis, il apparaît que ces deux facteurs - taille de la ville-centre et croissance des emplois et de la

population de la ville-centre - ont un impact significatif sur la dispersion de la population et des emplois de ces espaces ruraux ou périphériques. Les aires urbaines de taille moyenne (20 000 - 100 000 hab.) et qui enregistrent une croissance de l'emploi sont celles qui ont le plus d'impact sur la population des communes périphériques relativement aux aires de petite (5 000 - 20 000 hab.) ou de grande (+100 000 hab.) taille.

Tableau 3.19 : Modèles liant évolutions de la localisation de la population et de la localisation des emplois

Auteurs	Périodes d'observation	Espaces d'analyse	Méthodologie mise en oeuvre
Steinnes, Fisher (1974) ; Steinnes (1977, 1982)	1960	MSA de Chicago	Equations simultanées avec décomposition sectorielle
Cooke (1978)	De 1948 à 1963	18 MSAs américaines	Système d'équations avec valeurs retardées des endogènes, gradients de densité et décomposition sectorielle
Mills, Price (1984)	1960-1970	62 aires urbaines	Système d'équations avec valeurs retardées des endogènes, évolution des gradients de densité
Carlino, Mills (1987)	1980	Tous les Comtés américains	Equations simultanées avec ajustement à l'équilibre
Thurston, Yezer (1994)	1966-1980	11 MSAs américaines	Système d'équations avec valeurs retardées des endogènes, gradients de densité et décomposition sectorielle
Boarnet (1994a ; 1994b)	1980-1988	Municipalités du New-Jersey	Equations simultanées avec ajustement à l'équilibre et " retard spatial "
Schmitt (1996)	1975-1990	Bassins d'emploi de six régions françaises	Equations simultanées
Clark, Murphy (1996)	1981-1989	Tous les Comtés américains	Equations simultanées avec ajustement à l'équilibre avec décomposition sectorielle
Henry <i>et al.</i> (1997)	1980-1990	<i>Functional Economic Régions (FER)</i> , Caroline du Sud, du Nord, Georgie (E.-U.)	Equations simultanées avec ajustement à l'équilibre, " retard spatial " et effet de la croissance du centre
Deitz (1998)	1990	Aire métropolitaine de Boston	Système d'équations avec décomposition sectorielle
Henry <i>et al.</i> (1999)	1985-1993 (Dk)	<i>FERs</i> (Danemark,	<i>idem</i>

Auteurs	Périodes d'observation	Espaces d'analyse	Méthodologie mise en oeuvre
	1980-1988 (USA) 1982-1990 (F)	Caroline du Sud, USA) ; Bassins d'emploi (France)	
Schmitt, Henry (2000)	1982-1990	Bassins d'emploi français	<i>idem</i> avec distinction selon taille du centre
Schmitt (1999)	1982-1990	Bassins d'emploi français	Equations simultanées sur évolution de densité avec décomposition sectorielle
Source : Péguy, Goffette-Nagot, Schmitt (2000), tableau établi par Bertrand Schmitt.			

4. Conclusion

Les recherches menées au niveau empirique se caractérisent par une profusion de travaux. Ceux-ci se concentrent sur la description de ces configurations urbaines. Dans ce cadre-là, la fonction exponentielle négative sur les densités a fait l'objet d'une attention particulière dans ces travaux, compte tenu de sa simplicité de détermination et d'interprétation et de sa filiation avec le modèle standard de l'économie urbaine. Mais d'autres formes fonctionnelles, plus sophistiquées, ont été également développées pour intégrer une complexité croissante des espaces urbains envisagés.

Au-delà de la description, les tests concernant la pertinence et la contribution des facteurs explicatifs à la déconcentration des populations et/ou des emplois sont plus rares. La relative paucité des données spatialisées (statistiques foncières, informations désagrégées sur le revenu...), en particulier dans les pays européens, n'est certainement pas la moindre des raisons explicatives de cette orientation de la recherche privilégiant la restitution de ces configurations urbaines. Parmi ces travaux de nature plus analytique, un relativement grand nombre d'entre eux se contentent d'une confrontation entre l'évolution d'indicateurs statistiques sur la dispersion et sur le revenu, ou sur la motorisation par exemple, pour en établir un lien de causalité. D'autres s'appuient sur des estimations économétriques où le gradient, les densités ou leur variation sont retenus comme variables endogènes et sont régressés sur d'autres variables. Certaines d'entre elles sont issues du modèle standard, d'autres ont un fondement théorique plus faible. Compte tenu des différences de méthodologies d'estimations, de périmètres et de variables retenues dans ces estimations, il est difficile de conclure définitivement sur l'impact de ces facteurs dans les configurations urbaines. Enfin, ces tests de facteurs explicatifs souffrent dans leur ensemble de limites relatives à l'absence de prise en compte des phénomènes d'hétérogénéité et d'autocorrélation spatiales.

Cette situation appelle dès lors un double effort, en faveur d'une articulation plus grande entre travaux théoriques et travaux empiriques, ainsi que la mise au point de méthodologies communes, fondées sur le recours aux outils de l'économétrie spatiale

pour cerner avec plus de précision les ressorts de l'étalement urbain et la robustesse des résultats obtenus.

CONCLUSION DE LA PREMIERE PARTIE

Le modèle standard de l'économie urbaine offre un premier cadre d'analyse du comportement des ménages en matière de localisation. Il identifie les déterminants micro-économiques de ces choix et des configurations spatiales qui en résultent. Ces facteurs ont trait aux revenus des ménages, aux coûts de transports, aux caractéristiques démographiques des ménages et à la répartition des équipements et des aménités dans l'espace. Moyennant différentes hypothèses, selon les auteurs, il est possible également de dériver de ce modèle une répartition de la population dans l'espace. Sous ces conditions, les densités de la population décroissent de manière exponentielle en fonction de la distance au centre.

Ce modèle repose cependant sur des hypothèses fortes qu'il est nécessaire de relâcher. Parmi celles-ci, l'hypothèse d'un réseau de transport homogène ou d'une organisation radiale ou isotrope de celui-ci est peu adaptée au regard de l'observation de ces derniers. Ils se caractérisent en effet par des infrastructures à forte capacité et vitesse élevée et d'axes plus restreints à vitesse réduite. En outre, de profondes disparités interviennent également dans leur répartition spatiale. Dès lors, cette hétérogénéité et cette anisotropie induisent une remise en cause du caractère univoque de la relation entre distance et densité. Pour une même distance au centre, les coûts de transport selon les réseaux de transport ne sont plus identiques. Du modèle présenté visant à prendre en compte ces différences, il est possible de déduire deux prédictions sur la qualité des estimations de fonctions de densité. On peut penser en particulier que des estimations de fonctions de densité privilégiant des variables de coûts de transport devraient fournir de meilleurs résultats que celles menées sur des indicateurs de distance euclidienne au centre.

L'économie géographique dans son développement intra-urbain dépasse également certaines limites du modèle standard de l'économie urbaine. Elle envisage les choix de localisation des ménages et ceux des firmes de manière liée, dans le cadre d'un équilibre général. Les interactions entre firmes et ménages ne sont pas uniformes et certaines sont plus sensibles à l'éventuelle proximité des ménages. La dispersion de la population peut même dans certains cas devenir une force d'attraction pour des emplois spécialisés.

Au niveau empirique, les travaux menés se caractérisent par leur grand nombre. De manière générale, ils visent à restituer le plus finement possible la répartition de la population dans l'espace en privilégiant la seule distance au centre. La conclusion du modèle standard sur la répartition de la population dans l'espace suivant une forme exponentielle négative à fait l'objet d'une attention particulière. Les résultats des estimations avec cette forme fonctionnelle sont non négligeables. La distance au centre, un des déterminants des choix de localisation des ménages dans le modèle standard, apparaît comme significative. Il semble cependant que cette forme privilégiant des

distances euclidiennes ne soit pas la plus performante pour rendre compte de cette distribution spatiale, en particulier dans le cas des grandes régions métropolitaines. Les travaux sur les conditions d'obtention de cette forme fonctionnelle, en particulier sur les élasticités, sont en revanche nettement moins nombreux. Les problèmes méthodologiques relatifs à leur détermination ne sont certainement pas étrangers à cette situation.

D'autres facteurs que la seule distance au centre ont été mobilisés également pour expliquer ces configurations. Ils renvoient généralement aux déterminants micro-économiques du modèle standard de l'économie urbaine et de l'économie géographique sans que cela soit systématique. Les tests réalisés et les estimations produites adoptent pour une très grande partie d'entre eux le cadre des villes nord-américaines. Certains facteurs comme le revenu, les coûts de transports, les aménités sont relativement significatifs dans ces estimations. Mais les différences de méthodologies, de périmètres, de périodes d'observation, de variables retenues pour saisir les déterminants identifiés dans le cadre théorique, ne rendent pas aisée l'obtention de conclusions univoques.

Les villes européennes et, en particulier françaises, sont moins suivies tant sur le plan de la répartition de la population et des activités dans l'espace que sur les facteurs explicatifs de ces configurations. Les recherches qui ont opté pour cette voie privilégient des outils relativement simples, fondés sur le suivi du sens de variation d'indicateurs unidimensionnels. Les travaux d'estimation économétriques sont plus rares. Centrés sur des approches essentiellement monographiques, il est difficile d'en dégager une tendance robuste. L'objectif de la seconde partie est de soumettre alors « à l'épreuve des faits » certaines des prédictions de ces modèles, concernant la répartition de la population dans l'espace, la qualité des estimations produites en fonction des indicateurs retenus, l'impact des déterminants des choix de localisation des ménages issus du modèle standard, les interactions entre population et emplois, à l'échelle d'un grand nombre de villes françaises.

SECONDE PARTIECHAPITRE IV

CHAPITRE IV : Estimations des fonctions de densité

L'état de l'art sur les estimations de fonctions de densité indique un foisonnement des recherches aussi bien dans la diversité des formes fonctionnelles que dans les espaces envisagés. Il a aussi mis en exergue plusieurs limites dans les travaux mentionnés. Une de celles qui apparaît de manière significative est la rareté des travaux menés au niveau des villes européennes et plus particulièrement françaises. En outre, même si certains travaux comparatifs existent au niveau nord-américain en particulier, la plupart d'entre eux privilégient une approche essentiellement monographique, centrée sur une ou quelques villes. La collection de ces travaux permettrait d'offrir une vision d'ensemble de l'évolution urbaine. Mais les différences d'options retenues en termes de périmètres, de dates d'observation, d'unités spatiales, de types de densités, de variables retenues, de méthodes d'estimation rendent ce comparatif délicat.

Les options méthodologiques adoptées dans notre recherche sont guidées par le souci de surmonter ces limites. Ces choix impliquent cependant que certaines d'entre elles seront traitées de manière moins approfondie que d'autres. En outre, cette ambition sera contrainte par l'existence, la disponibilité et le prix d'obtention « des données ». Ainsi, à titre illustratif, il aurait été souhaitable de privilégier les densités nettes

relativement aux densités brutes dans les estimations de manière à être plus cohérent avec les travaux théoriques. Cependant, les « données » n'existent pas ou ne sont pas disponibles pour les périmètres envisagés et pour l'effectif des villes retenu, nous conduisant à retenir en conséquence des densités brutes.

Plusieurs formes fonctionnelles proposées dans la littérature seront testées de manière systématique sur un effectif significatif de villes et sur plusieurs périodes de temps. Nous nous attacherons également à envisager d'autres d'estimations, sur la base de pistes de recherche non encore parcourues. Plus que de suggérer de nouvelles formes fonctionnelles, il s'agira alors de proposer des ajustements sur d'autres types de distance que la seule distance euclidienne et d'explorer les méthodes d'estimation de fonctions de densité sur la base de frontière de production inversée.

Avant de présenter ces différents résultats, nous définirons dans une première partie notre « donne », nécessaire aux estimations de ces formes fonctionnelles.

1. La donne

« Les données » avant d'être disponibles sont d'abord le résultat d'une recherche et d'une multitude de traitements. L'emploi de ce terme en l'état est trompeur et constitue un abus de langage. Nous lui préférons le terme de « donne » proposé par Bonnafous (1989).

La constitution de la donne est une démarche incontournable dans le travail de modélisation. Elle se doit d'être cohérente et adaptée aux objectifs adoptés, aux questions posées. L'élaboration de la problématique n'est cependant pas en amont de cette démarche et c'est plus un processus itératif entre les deux qui opère dans la recherche. Le résultat est alors un équilibre entre la donne et problématique.

La constitution de la donne passe par des réponses à différentes questions que nous avons déjà précédemment évoquées dans le chapitre sur l'état de l'art des différentes fonctions.

1.1 L'unité spatiale

L'unité spatiale retenue est la commune. Son grand nombre en France est généralement présenté comme source d'inefficacité sur le plan de la gestion publique. Sur un plan statistique, il offre en revanche un découpage fin du territoire national, particulièrement appréciable pour le travail d'estimation. C'est à ce niveau qu'un grand nombre de statistiques sont élaborées de manière standard. Des niveaux plus fins comme l'îlot de quartier ou moins précis comme le canton ne sont pas directement accessibles.

Sur la période sélectionnée, nous adopterons le découpage communal de 1990 comme base de travail. Même si leur nombre, pour le périmètre retenu, sur la période est relativement faible, certaines communes ont changé de nom ou ont fusionné.

1.2 Le périmètre

La sélection du périmètre d'observation est une étape nécessaire si l'on veut réaliser des estimations (Schmitt, 1999). Elle est également décisive dans la mesure où elle

conditionne en grande partie les résultats à venir. Le grand nombre de zonages élaborés par l'INSEE mais également par différentes administrations ne simplifie la procédure de choix (Encadré 4.1). Le zonage retenu doit être pertinent par rapport aux questions envisagées et être développé sur différents espaces de manière homogène. En outre, il est préférable qu'il puisse s'affranchir des découpages administratifs préexistants comme le département ou la région. La ville ne prend pas fin aux changements de départements. Or, certains zonages mentionnés ci-après sont conditionnés par le respect des limites administratives départementales ou régionales. Le zonage retenu ne sera pour autant pas totalement indépendant d'un découpage administratif si la commune est sélectionnée comme unité d'observation de base.

Un zonage trop vaste tel que le département ou la région s'avérera inefficace pour suivre l'évolution des configurations urbaines. Il offrira, en revanche, un cadre relativement adapté pour l'observation de la hiérarchie urbaine. A l'opposé, un cadre comme l'agglomération au sens administratif ou au sens de l'INSEE, sera également inapproprié. L'étalement urbain se traduit en grande partie par un dépassement de frontières fondées sur la seule continuité du bâti au profit d'un développement de relations fonctionnelles entre les mailles de l'espace.

Les bassins d'emploi Le bassin d'emploi est défini sur la base des migrations alternantes des actifs ayant un emploi. Ces migrations domicile-travail permettent de délimiter des bassins d'emploi centrés sur une commune pôle d'emploi, autour de laquelle s'agrègent d'autres communes. Par itérations successives, toutes les communes dont au moins 20 % des actifs vont travailler dans le bassin seront agrégées. La délimitation des bassins d'emploi est généralement révisée à l'issue de chaque recensement de la population. Mais ce n'est pas toujours le cas. Les bassins de vie Un bassin de vie est un ensemble de communes au sein duquel les habitants réalisent la plus grande partie de leurs déplacements pour fréquenter des commerces et des services de proximité. Chaque bassin de vie est composé d'un bourg-centre, commune bien pourvue en équipements de proximité, et de communes attirées, dont les habitants fréquentent les commerces et services du bourg-centre. Il est défini sur la base de l'Inventaire Communal qui enregistre la présence de plusieurs dizaines d'équipements, commerces ou services publics ou privés. En cas d'absence, il est précisé dans quelle commune équipée se rend la majorité des habitants pour l'équipement considéré. La délimitation des bassins de vie procède en deux étapes. Dans un premier temps, à partir d'une sélection de 21 équipements caractéristiques, sont identifiés des bourgs-centres, disposant d'un niveau d'équipement suffisant et attractif pour les communes environnantes. La deuxième étape consiste à délimiter un bassin de vie autour de chaque bourg-centre, en rattachant les autres communes en fonction de leur fréquentation majoritaire. Ils ne prennent pas en compte les déplacements liés à l'emploi (migrations domicile-travail) qui interviennent pour la constitution des bassins d'emploi. Les bassins d'habitat régionaux Les bassins d'habitat permettent d'étudier et de prévoir les besoins en matière de logement et d'habitat. C'est sur sa base qu'est établie la programmation des aides de l'Etat au logement. Ce découpage régional est cependant très imparfait puisqu'il ne s'affranchit pas des limites départementales. Les Périmètres de Transports Urbains Un Périmètre

de Transports Urbains (PTU) est la zone de compétence de l'autorité organisatrice des transports urbains. Il doit comprendre le territoire de la commune ou le ressort territorial de l'établissement public de coopération (toutes communes adhérentes). Le Versement Transport est perçu au sein de cette espace. Ce zonage est cependant de nature essentiellement administrative et diffère selon les espaces retenus. Les unités urbaines

Une unité urbaine est une ville isolée ou une agglomération de communes, sur le territoire de laquelle se trouve un ensemble d'habitations présentant entre elles une continuité et comptant au moins 2 000 habitants. Le bâti est considéré comme continu si les constructions avoisinantes sont espacées au maximum de 200 mètres. L'espace entre deux constructions ne tient pas compte des cours d'eau, des terrains publics (jardins, cimetières, stades, ...), ni des terrains industriels ou commerciaux. Si la zone bâtie se situe sur une seule commune, on parlera de ville isolée. Si elle se situe sur plusieurs communes, on parlera d'agglomération multicommunale. Cependant, si plus de la moitié des habitants d'une commune vit hors de la zone bâtie, la commune n'appartiendra pas à l'unité urbaine. L'agglomération porte le nom de la commune la plus importante, appelée ville-centre. Les autres communes de l'agglomération constituent la banlieue. Ce zonage a été conçu pour délimiter le monde rural et le monde urbain. Une commune sera considérée comme urbaine si elle appartient à une 'unité urbaine'. Elle sera rurale dans le cas contraire. Les unités urbaines sont redéfinies à l'occasion de chaque nouveau recensement, selon une méthode qui reste sensiblement la même. Il s'agit, avant chaque recensement d'identifier les zones bâties qui, au moment du recensement seront susceptibles d'atteindre au moins 2 000 habitants. Trois sources d'information sont utilisées à cet effet : les résultats du recensement précédent, les cartes et les photographies aériennes les plus récentes (documents de l'Institut Géographique National), et, dans certains cas, les déplacements sur le terrain. Les résultats du recensement permettent ensuite de valider ou de rectifier les limites des unités urbaines. Le périmètre de ces unités est cependant très restrictif compte tenu du critère de continuité du bâti adopté. La ville aujourd'hui se caractérise, au contraire, par des ruptures dans les mailles du bâti au profit de relations plus fonctionnelles. Les Schémas Directeurs d'Aménagement Urbain (SDAU) Les schémas directeurs d'aménagement urbain sont établis pour des ensembles de communes présentant une communauté d'intérêts économiques et sociaux et dont les perspectives d'évolution, de mise en valeur et de protection requièrent la définition d'orientations fondamentales d'aménagement. La procédure d'élaboration des schémas directeurs est définie et réglementée par le Code de l'urbanisme. Le schéma directeur fixe les orientations fondamentales de l'aménagement des territoires intéressés, compte tenu de l'équilibre qu'il convient de préserver entre l'extension urbaine, l'exercice des activités agricoles, des autres activités économiques et la préservation des sites et paysages naturels ou urbains. Ils prennent en considération l'existence de risques naturels prévisibles et de risques technologiques. Ils déterminent la destination générale des sols, la nature et le tracé des grands équipements d'infrastructure, les orientations générales de l'extension de l'urbanisation. Ils prennent en compte les programmes de l'Etat ainsi que ceux des collectivités locales et des établissements et services publics. Le périmètre de ce zonage intercommunal est fixé par arrêté préfectoral sur proposition des conseils municipaux. L'élaboration d'un schéma directeur doit être

menée sous l'autorité et la responsabilité d'un EPCI (Etablissement Public de Coopération Intercommunale), ou d'un syndicat mixte de communes avec, d'une part, l'association obligatoire de l'Etat, et d'autre part, la participation volontaire d'autres personnes publiques (région, département, chambres consulaires). Il s'agit là aussi davantage d'un zonage de nature administrative et moins économique et donc qui diffère selon les espaces envisagés. Les zones d'emploi Une zone d'emploi est un espace dans lequel une majorité d'actifs résident et travaillent. Ce découpage constitue une partition du territoire régional Le découpage en zones d'emploi fournit un cadre géographique pertinent pour l'analyse du fonctionnement des marchés locaux du travail et pour la mise en place de mesures liées à l'emploi. Ce découpage s'appuie sur les déplacements domicile-travail. Une zone d'emploi est un espace à l'intérieur duquel la plupart des actifs résident et travaillent et où les établissements trouvent l'essentiel de la main d'oeuvre nécessaire pour occuper les emplois offerts. Le découpage dans certaines régions a été modifié en 1994. Le découpage en zones d'emploi a été défini principalement à partir d'une analyse des déplacements domicile-travail observés au Recensement de la Population de 1975. D'autres critères ont été pris en compte pour donner aux zones d'emploi une signification économique, notamment la nature de l'activité économique dominante. Les zones d'emploi devaient théoriquement regrouper au moins 40 000 actifs. Mais cette règle n'est pas toujours respectée, certaines zones d'emplois sont de plus petites tailles. Source : INSEE, 1997

L'INSEE a élaboré, au début des années 1960, les Zones de Peuplement Industriel et Urbain (ZPIU). Ce découpage du territoire visait à appréhender l'influence des villes, au-delà des limites des agglomérations. Sa définition était fondée sur les critères suivants : proportion de la population vivant de l'agriculture, niveau des migrations alternantes, taux d'accroissement démographique. Mais les variables retenues méritaient d'être actualisées. Le pouvoir discriminant de ce zonage a en effet considérablement décliné. En 1990, les ZPIU couvraient plus des trois quarts du territoire et regroupaient 96% de la population.

Tableau 4.1 : Composition des zones de peuplement industriel et urbain (ZPIU) depuis 1962

Recensement	Nombre de communes en ZPIU	% des communes en ZPIU	% de la population en ZPIU
1962	9 100	24	74
1975	12 000	33	83
1982	19 000	52	89
1990	28 500	78	96

Source : Le Jeannic, 1996

Le Zonage en Aires Urbaines élaboré par l'INSEE en 1996 et déterminé sur la base du recensement de la population de 1990 (Le Jeannic, 1996) vise à pallier la cécité du découpage en ZPIU. Il offre une mesure de l'influence de la ville au sens économique du terme, dimension imparfaitement saisie par les autres zonages présentés (Encadré 4.1). Ce découpage est fondé sur les critères du nombre d'emplois et de la proportion des

migrants alternants relativement à la population active.

Il distingue l'*espace à dominante urbaine* de l'*espace à dominante rurale*. Le premier ensemble se décompose en deux, les *aires urbaines* et les *communes multipolarisées*. Les aires urbaines renvoient à des *pôles urbains*, qui offrent au moins 5 000 emplois et qui ne sont pas sous la dépendance d'un autre pôle et à la *couronne périurbaine*. Cette dernière intègre toutes les communes qui se trouvent soumises à la forte attraction d'un pôle urbain. Cette attraction est saisie sur la base de la proportion d'actifs résidents de la commune et travaillant au niveau du pôle ou des autres communes, dont le seuil en fonction de la population active est de 40 %.

Pour certaines communes, l'attraction des actifs résidents ne se fait pas en direction d'un seul mais de plusieurs pôles. Elles sont alors considérées suivant cette nomenclature comme des *communes multipolarisées*. L'*espace à dominante rurale* correspond au complémentaire de ces trois entités, pôle urbain, couronnes périurbaines et communes multipolarisées.

Depuis ce découpage centré sur les villes, l'espace à dominante rural a fait l'objet d'une attention plus soutenue. Il a été découpé lui même en *rural sous faible influence urbaine*, en *pôles ruraux*, en *périphérie des pôles ruraux* et en *rural isolé*. Le premier renvoie à toutes les communes ou unités urbaine dont 20 % des actifs résidents vont travailler dans une aire urbaine. Les *pôles ruraux* sont les communes comptant au moins 2 000 emplois et dont le nombre d'emplois est supérieur au nombre d'actifs résidents. Les communes ou les unités urbaines dont 20 % des actifs résidents vont travailler dans un pôle rural constituent la périphérie des pôles ruraux. Le *rural isolé* renvoie à l'ensemble des communes qui ne sont ni sous l'influence urbain, ni des pôles ruraux, ni à la périphérie des pôles ruraux.

Ce zonage en aires urbaines a été appliqué au recensement général de population de 1990. Il a été également réropolé pour le recensement de 1982. 361 aires urbaines ont été définies sur la base de cette méthodologie par l'INSEE en 1990 (annexe I). La mise à jour de ce zonage sur la base des informations du recensement de 1999 est envisagée mais n'a pas encore été entreprise par l'INSEE.

Tableau 4.2 : Evolution du zonage en aires urbaines (ZAU)

	Nombre de communes (1)		% de communes		% de la population	
	Définition 1982	Définition 1990	Définition 1982	Définition 1990	Définition 1982	Définition 1990
Pôles urbains	2 621	2 813	7,2	7,7	60,6	60,7
Communes périurbaines	7 479	10 432	20,5	28,5	11,1	15,7
<i>Dont</i>						
- couronnes périurbaines	5 311	7 893	15,6	21,6	8,8	12,2
- communes multipolarisées	2 168	2 537	4,8	6,9	2,3	3,5
Espace à dominante urbaine	10 100	13 243	27,6	36,2	71,7	76,4
Espace à dominante rurale	26 470	23 325	72,4	63,8	28,3	23,6
Total	36 570	36 570	100,0	100,0	100,0	100,0
1. Il s'agit des communes dans leur définition 1990						
Source : Le Jeannic, 1996						

En 1990, l'espace à dominante urbaine regroupe 43 des 57 millions d'habitants que compte la France métropolitaine, soit plus des trois-quarts. Avec 13 millions d'habitants, l'espace à dominante rurale représente près d'un quart de la population totale. Cet espace à dominante rurale est très vaste puisqu'il représente 71 % de la superficie totale et les deux-tiers des communes françaises.

La proportion de la population résidant dans un pôle urbain est restée stable entre 1982 et 1990. Les pôles urbains abritent ainsi près de 34 millions de personnes en 1990 contre près de 33 millions de personnes en 1982. En revanche, la croissance de la population résidant au niveau des couronnes périurbaines et, dans une moindre mesure au niveau des communes multipolarisées, est sensible. Leur part dans la population totale est passée de près de 9 % à plus de 12 % entre 1982 et 1990. Près de 5 millions de personnes en 1982 résidaient dans une commune d'une couronne périurbaine. En 1990, 2 millions de personnes de plus sont localisées au sein de cet espace.

L'espace à dominante rurale sur cette même période a enregistré une baisse de population de plus de 2 millions.

La définition des aires urbaines offre un zonage plus sélectif que celui des ZPIU (Tableau 4.3.). Le nombre de communes appartenant à une ZPIU et à une aire urbaine en 1990 s'élève à 13 074 unités contre 28 500 unités suivant le seul découpage en ZPIU. Cette définition plus limitative des espaces urbains suivant le ZAU se retrouve également

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

dans le nombre de communes comptées dans une ZPIU de 1990 et faisant parties de l'espace à dominante agricole. Pour ces deux définitions en 1990, la part de ces communes est de 42,1 % du total des communes.

Tableau 4.3 : Comparaison des ZPIU et du ZAU

	ZPIU définition 1990 ZAU définition 1982			ZPIU définition 1982 ZAU définition 1990			ZPIU définition 1990 ZAU définition 1990		
	Communes	Pop. 1990	Effectif	Communes	Pop. 1990	Effectif	Communes	Pop. 1990	Effectif
Communes en ZPIU et en espace à dominante urbaine	10 090	27,6	72,2	11 182	30,6	74,9	13 074	35,8	76,3
Communes en ZPIU et en espace à dominante rurale	18 396	50,3	24,2	7 866	21,5	14,9	15 412	42,1	20,0
Communes hors ZPIU et en espace à dominante urbaine	10	0,0	0,0	2 063	5,6	1,5	171	0,5	0,1
Communes hors ZPIU et en espace à dominante rurale	8 074	22,1	3,6	15 459	42,3	8,7	7 913	21,6	3,6
Nombre total de communes (définition 1990 des communes)	36 570	100,0	100,0	36 570	100,0	100,0	36 570	100,0	100,0

Source : Le Jeannic, 1996

Nous avons pu avoir accès au zonage en aires urbaines établi sur la base, non pas du recensement de 1990, mais sur celui de 1982. Il permet de mettre en évidence les différences de zonage entre 1982 et 1990, comme nous l'avons montré dans le cadre du chapitre I. Plus spécifiquement, il offre une représentation possible de la croissance urbaine qu'il aurait été intéressant de mobiliser pour les estimations de fonctions de densité. Ce zonage est cependant un fichier de travail de l'INSEE qui n'a pas été totalement apuré et validé. En outre, il n'existe de travail identique, ni sur la base du recensement de 1975, correspondant à la borne inférieure de notre intervalle de temps, ni sur le recensement de 1999, borne supérieure de ce même intervalle de temps.

Il aurait été possible également de développer un périmètre *ad hoc* comme cela a été fait dans certaines recherches. Le souci de la comparabilité des résultats des estimations en contrôlant le type de périmètre retenu nous a conduit à ne pas retenir cette option.

En conséquence, nous avons opté pour le Zonage en Aires Urbaines, défini sur la base du recensement de 1990. Il apparaît comme le plus approprié pour suivre l'évolution des configurations urbaines. Sa détermination pour un grand nombre de villes permet de répondre au souhait de privilégier une démarche de suivi à l'échelle d'un grand nombre d'aires urbaines.

Enfin, il convient de noter que, compte tenu de son mode de construction centré sur l'identification d'un seul pôle d'emplois, la structure des aires urbaines ainsi délimitées est essentiellement du type monocentrique.

1.3 La période d'observation

Le choix de la période d'observation est motivé par la volonté de suivre la dispersion des populations et des activités sur des intervalles de temps suffisamment longs. La temporalité des villes n'est en effet pas de l'ordre du jour ou du mois. Elle se situe plutôt au niveau des années.

La disponibilité des statistiques vient contraindre cette démarche. Les recensements de la population ont une périodicité quasi décennale. L'ampleur de la tâche et le coût de l'opération n'y sont certainement pas étrangers.

Nous avons opté, dans un premier temps, pour les recensements de la population de 1975, 1982 et 1990. Les recensements antérieurs, en particulier de 1962 et 1968, auraient pu être également mobilisés. Cependant, compte tenu de l'évolution du découpage communal sur une telle période, et des différences de méthodologies et de variables renseignées entre ces recensements, la démarche comparative aurait été soumise à des biais non négligeables.

Le souci de suivre l'évolution récente des configurations urbaines et d'offrir des résultats un peu plus pertinents nous a conduit à retenir également l'année 1999 comme borne supérieure de l'intervalle d'observation.

1.4 Les variables retenues

Les variables retenues au niveau de ce chapitre sur les estimations de fonctions de

densité ont principalement trait à la population de la commune, aux emplois et à la surface communale. De manière plus précise, la population envisagée ici correspond à la Population Sans Doubles Comptes (PSDC) de l'INSEE. Elle est calculée en ne comptabilisant qu'une seule fois les personnes ayant des attaches dans deux communes (élèves ou étudiants ayant déclaré une double résidence, personnes vivant provisoirement dans des établissements collectifs,...). D'autres définitions comme la population municipale et la population totale permettent également de saisir la population communale (Encadré 4.2). Ces définitions sont cependant moins utilisées. Elles présentent en particulier le désavantage de ne pas être cumulables à tous les niveaux géographiques comme peut l'être la PSDC.

Pour une commune, plusieurs chiffres de population seront issus du recensement de la population : la population sans doubles comptes, la population municipale, la population totale ou population avec doubles comptes. La population figurant pour chaque commune est *la population sans doubles comptes* définie comme somme de la *population municipale* et de la *population comptée à part* diminuée des *doubles comptes*. *La population municipale* comprend : les personnes vivant dans les logements de la commune, y compris les militaires et les élèves internes recensés dans un établissement de la commune ou d'une autre commune et qui ont leur résidence personnelle dans la commune, les personnes vivant dans les collectivités de la commune, c'est-à-dire : les travailleurs logés dans un foyer, les étudiants logés dans une cité universitaire ou un foyer d'étudiants, les personnes âgées vivant dans une maison de retraite ou un hospice, les personnes hospitalisées ou en traitement pour plus de trois mois, les membres d'une communauté religieuse, les personnes recueillies dans un centre d'hébergement ou un centre d'accueil pour une très courte période, les personnes recueillies dans un centre d'hébergement ou un centre d'accueil pour une plus longue période, les personnes vivant dans d'autres types de collectivité les personnes sans abri ou vivant dans des habitations mobiles recensées le premier jour de la collecte dans la commune, les mariniers rattachés à la commune, quel que soit leur lieu de recensement *La population comptée à part* comprend : les militaires des forces françaises de l'armée de terre, de la marine et de l'armée de l'air logés dans des casernes, camps ou assimilés de la commune et qui n'ont pas de résidence personnelle dans la commune, les élèves internes des lycées, collèges, grandes écoles, établissements d'enseignement spécial, séminaires et tous les établissements d'enseignement publics ou privés avec internat, y compris les établissements d'éducation surveillée de la commune et qui n'ont pas de résidence personnelle dans la commune, les détenus vivant dans les établissements pénitentiaires de la commune, les personnes sans domicile fixe rattachées administrativement à la commune, mais recensées dans une autre commune, les personnes vivant dans une collectivité de catégorie 1 à 8 d'une autre commune et ayant déclaré avoir leur résidence personnelle dans la commune, les étudiants logés dans une chambre indépendante dans une autre commune et ayant déclaré avoir leur résidence familiale dans la commune. Les *doubles comptes* constituent une partie de la *population comptée à part*. Ils se composent des trois derniers groupes définis ci-dessus, ainsi que des militaires et élèves internes vivant dans un établissement de la commune et ayant leur résidence

personnelle dans une autre commune. Ces personnes faisant l'objet d'un double compte sont comptées également dans la *population municipale* d'une autre commune. La *population totale* est la somme de la *population municipale* et de la *population comptée à part*. La *population sans doubles comptes* est la *population totale* moins les *doubles comptes*.

Les informations sur les emplois, envisagés dans la suite, sont issues du Recensement de la population. Le questionnaire distribué au lieu de résidence recueille en effet des informations sur les emplois occupés et permet de recenser les emplois au lieu de travail. Ces derniers sont ventilés suivant la Nomenclature des Activités et des Produits (NAP). Faut de informations disponibles pour le Recensement de la Population de 1999 sur les emplois - leur diffusion est prévue fin 2000 début 2001 - nous n'avons pas pu retenir que les recensements de 1975, 1982 et 1990.

Même si cette période d'observation n'est identique à celle de la population, elle présente l'avantage d'une ventilation homogène des emplois. A partir de 1993, la Nomenclature d'Activités Françaises (NAF) s'est en effet substituée à la Nomenclature des Activités et des Produits.

La densité déterminée correspond au rapport de la PSDC sur la surface totale de la commune. Faut de informations précises et disponibles sur l'utilisation des sols à l'échelle de l'ensemble des aires urbaines, il n'a pas été possible de déterminer des densités nettes, plus adaptées aux modèles d'économie urbaine. Nous retiendrons en conséquence les seules densités brutes.

2. La forme exponentielle négative

La forme exponentielle négative est la forme fonctionnelle la plus courante dans les recherches sur les configurations urbaines, comme nous l'avons noté dans le chapitre sur l'état de l'art.

Elle peut s'écrire sous la forme :

$$D(x) = D_0 e^{(-\gamma x)} \quad (4.1)$$

Encadré 4.2 : Plusieurs définitions pour la population communale

où $D(x)$ est la densité résidentielle,

D_0 la densité extrapolée au centre de la ville,

x la distance au centre,

γ le gradient de densité, *i.e.* le taux de variation de la densité selon la distance au centre.

L'interprétation des paramètres de cette fonction en termes d'étalement urbain est simple : la décroissance du paramètre γ en valeur absolue correspond à une extension de la ville sur des distances de plus en plus lointaines du centre. Cet étalement urbain peut

s'accompagner d'une baisse de la densité centrale sans que cela soit systématique.

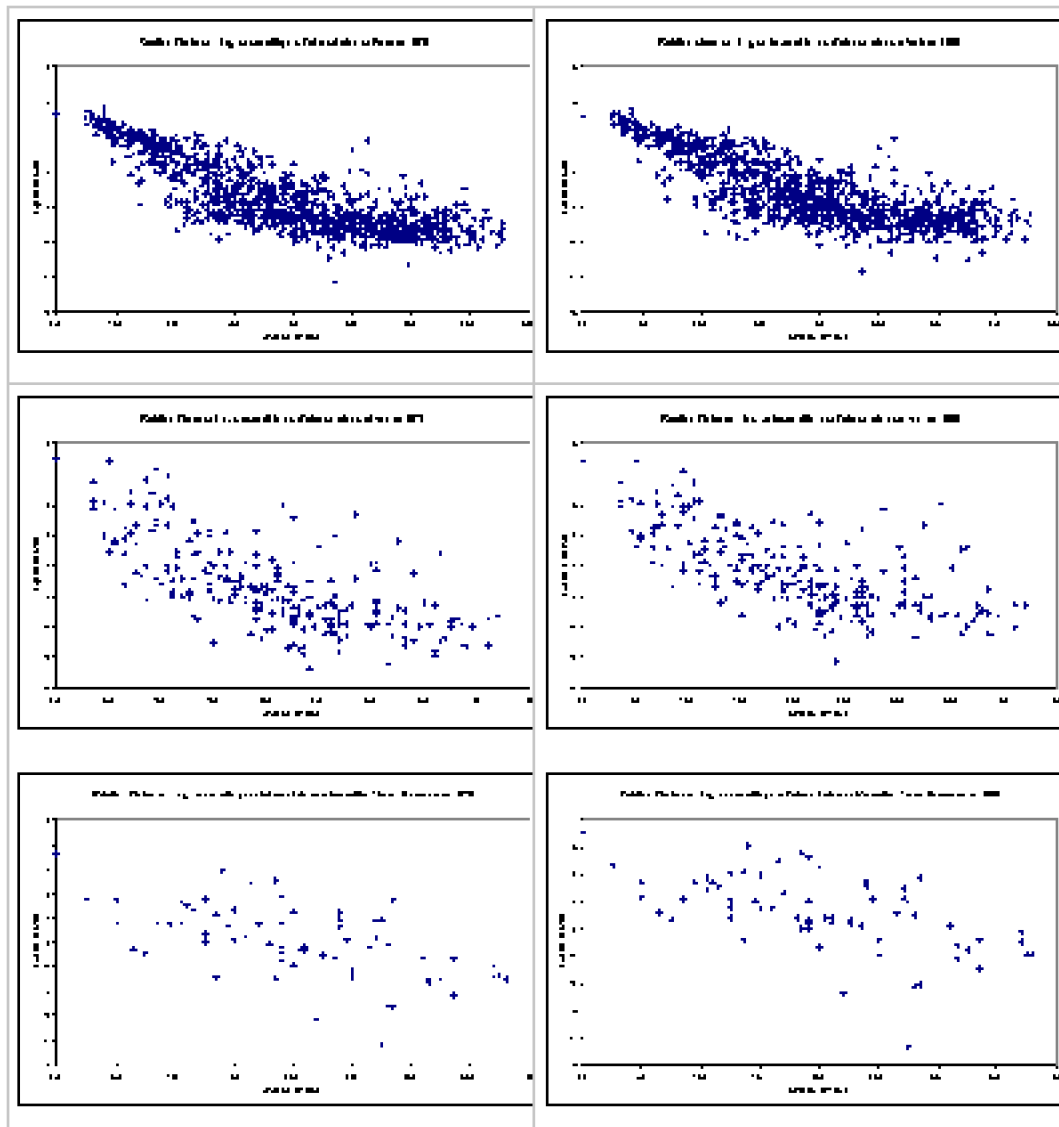
Nous avons testé cette fonction sur la population et sur les emplois pour différents recensements, pour un ensemble d'aires urbaines françaises.

2.1 Sur la population

L'estimation de formes fonctionnelles telles que l'exponentielle négative nécessite un nombre minimum de points d'observations correspondant à des communes. Or, un grand nombre des 361 aires urbaines françaises définies dans le ZAU sont de petite taille et ne comportent pas suffisamment d'observations par pas de distance pour envisager de déterminer de telles fonctions de densité. Nous avons dû procéder à une sélection au sein de la population des aires urbaines. L'échantillon compte 123 aires urbaines et correspond aux aires les plus peuplées en 1990 pour les 100 premières et à une sélection d'aires de plus petite taille, avec un nombre suffisant de communes par pas de distance pour les suivantes. Ces 123 aires urbaines renvoient à plus de 8 200 communes, soit près de 80 % du total des communes appartenant à une aire urbaine au niveau national et regroupe près de 34 millions de personnes pour 1990. Les aires urbaines retenues ont une population en 1999 comprise entre 15 000 et 10 000 000 d'habitants. La moyenne de peuplement sur l'échantillon retenu est de 256 000 habitants en 1975 et de 290 000 habitants en 1999 (Annexe II). Le taux de croissance annuel moyen de la population pour l'ensemble de ces aires urbaines est de 0,7 % entre 1975 et 1982, de 0,5 % entre 1982 et 1990 et de 0,3 % entre 1990 et 1999. Cette moyenne cache de profondes disparités. Certaines aires comme St Etienne, Valenciennes, Douai, Gray, Montluçon, enregistrent un déclin significatif en termes de population sur la base de ce découpage sur une ou plusieurs périodes intercensitaires. Pour d'autres au contraire comme Perpignan, Montpellier, Vannes, Rennes, Annecy la croissance de la population est particulièrement forte.

Au sein de ces différentes aires urbaines, nous avons retenu pour les estimations à venir l'ensemble des communes, contrairement à d'autres approches, qui procèdent à une sélection des communes de la zone envisagée sur la base de seuils de densité ou de population par exemple, en éliminant les valeurs extrêmes.

La relation distance-densité en fonction des périodes de temps sous forme graphique offre une première représentation de l'occupation de l'espace par les résidents et de son évolution. Dans un très grand nombre de cas, cette structuration se caractérise par une décroissance des densités en fonction de la distance au centre (Graphique 4.2 et annexe).



Graphique 4.1 : Représentations des densités de population de quelques aires urbaines françaises en 1975 et 1990

Les formes fonctionnelles comme la fonction exponentielle négative offrent une représentation abstraite et synthétique de ces configurations urbaines.

Le Tableau 4.4 présente les estimations des densités centrales et des gradients pour les différentes aires retenues pour les quatre derniers recensements 1975, 1982, 1990 et 1999. Les résultats détaillés avec les T de Student sont rassemblés en annexe IV.

Tableau 4.4 : Résultats des estimations de la fonction exponentielle négative sur les aires urbaines françaises 1975 -1999

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

N°	NOM AIRE URBA	D ₀ 75	γ75	R ²	D ₀ 82	γ82	R ²	D ₀ 90	γ90	R ²	D ₀ 99	γ99	R ²
1	PARIS	4,081	-0,093	0,65	4,161	-0,091	0,64	4,239	-0,088	0,64	4,279	-0,086	0,64
2	LYON	2,416	-0,102	0,45	2,531	-0,097	0,44	2,620	-0,091	0,43	2,689	-0,087	0,43
3	MARSEILLE	1,961	-0,095	0,33	2,030	-0,094	0,31	2,393	-0,088	0,31	2,470	-0,084	0,31
4	LILLE	3,476	-0,161	0,45	3,556	-0,157	0,48	3,597	-0,153	0,48	3,607	-0,149	0,48
5	BORDAUX	2,304	-0,116	0,54	2,543	-0,116	0,59	2,695	-0,116	0,60	2,754	-0,116	0,61
6	TOULOUSE	2,605	-0,067	0,42	1,425	-0,075	0,48	1,739	-0,080	0,50	1,986	-0,082	0,52
7	NANTES	2,605	-0,145	0,52	2,799	-0,141	0,56	2,910	-0,140	0,59	3,060	-0,142	0,61
8	NICE	1,925	-0,168	0,65	2,144	-0,167	0,66	2,376	-0,166	0,68	2,533	-0,168	0,71
9	STRASBOURG	2,095	0,095	0,44	2,218	-0,097	0,45	2,374	-0,100	0,47	2,513	-0,101	0,49
10	GRENOBLE	1,976	-0,119	0,32	1,855	-0,115	0,33	1,962	-0,110	0,33	2,012	-0,103	0,31
11	ROUEN	2,200	-0,146	0,52	2,363	-0,146	0,56	2,490	-0,145	0,59	2,544	-0,145	0,60
12	TOULON	1,177	-0,116	0,22	2,298	-0,106	0,21	2,445	-0,097	0,22	2,495	-0,089	0,21
13	RENNES	1,908	-0,065	0,42	1,332	-0,075	0,49	1,598	-0,081	0,52	1,829	-0,085	0,55
14	NANCY	1,772	-0,140	0,43	1,960	-0,143	0,46	2,018	-0,142	0,47	2,031	-0,140	0,48
15	MONTPELLIER	1,771	0,171	0,45	2,184	-0,179	0,50	2,561	-0,179	0,53	2,776	-0,174	0,53
16	VALENCIENNES	1,943	0,10	0,10	1,778	-0,044	0,10	1,784	-0,043	0,10	1,787	-0,043	0,10
17	TOURS	1,370	-0,114	0,40	1,690	-0,123	0,46	1,829	-0,121	0,47	1,958	-0,122	0,49
19	CLERMONT-FERRAND	1,949	-0,137	0,52	2,174	-0,137	0,52	2,288	-0,136	0,53	2,314	-0,133	0,53
20	SAINTE-FLORENCE	1,772	-0,172	0,35	2,481	-0,170	0,39	2,538	-0,167	0,39	2,465	-0,153	0,39
21	LENS	3,453	-0,176	0,26	3,412	-0,169	0,25	3,346	-0,154	0,25	3,344	-0,155	0,26
22	CAEN	1,228	-0,104	0,45	1,469	-0,109	0,45	1,707	-0,115	0,45	1,905	-0,122	0,47
23	ORLÈANS	1,129	-0,181	0,59	2,093	-0,179	0,60	2,271	-0,182	0,61	2,410	-0,187	0,62
24	DIJON	0,228	-0,075	0,23	0,566	-0,082	0,27	0,731	-0,082	0,27	0,832	-0,082	0,27
25	HAVRE	1,568	-0,101	0,37	1,923	-0,108	0,43	2,007	-0,105	0,44	2,029	-0,101	0,45
26	ANGERS	1,283	-0,123	0,42	1,578	-0,125	0,45	1,761	-0,127	0,45	1,893	-0,129	0,46
27	BETHUNE	1,113	-0,014	0,00	1,577	-0,018	0,00	1,691	-0,024	0,00	1,722	-0,027	0,00
28	MULHOUSE	1,288	-0,167	0,58	2,334	-0,161	0,58	2,366	-0,156	0,58	2,368	-0,149	0,56
29	BREST	1,0795	-0,056	0,09	1,093	-0,061	0,11	1,234	-0,061	0,12	1,251	-0,058	0,11
30	REIMS	1,0475	-0,108	0,30	0,694	-0,115	0,30	0,709	-0,105	0,27	0,736	-0,103	0,26
31	DUNKERQUE	1,136	0,136	0,31	2,342	-0,133	0,31	2,365	-0,131	0,31	2,370	-0,130	0,32
32	MANS	0,907	-0,095	0,34	1,192	-0,103	0,39	1,368	-0,107	0,43	1,478	-0,109	0,46
33	METZ	1,140	-0,113	0,40	1,396	-0,118	0,45	1,490	-0,118	0,46	1,607	-0,121	0,48
34	LIMOGES	0,518	-0,069	0,24	0,581	-0,076	0,26	0,760	-0,079	0,29	0,831	-0,080	0,29
35	AMIENS	0,462	-0,084	0,24	0,701	-0,089	0,29	0,760	-0,086	0,28	0,755	-0,084	0,28
36	DOUAI	1,239	-0,166	0,40	2,805	-0,158	0,40	2,759	-0,145	0,40	2,721	-0,142	0,41
37	AVIGNON	1,154	-0,164	0,61	2,253	-0,148	0,62	2,266	-0,130	0,58	2,314	-0,122	0,55
38	BESANCON	0,321	-0,046	0,12	-0,047	-0,049	0,14	0,090	-0,049	0,14	0,208	-0,050	0,15
39	PERPIGNAN	0,456	-0,122	0,22	1,756	-0,127	0,20	1,866	-0,114	0,16	1,974	-0,111	0,16
40	NIMES	0,875	0,040	0,03	-0,548	0,044	0,08	-0,361	0,052	0,09	-0,091	0,045	0,09
41	BAYONNE	1,157	-0,072	0,13	1,261	-0,075	0,16	1,408	-0,075	0,17	1,543	-0,075	0,19
42	PAU	0,890	-0,113	0,27	1,261	-0,128	0,34	1,440	-0,129	0,36	1,613	-0,136	0,38

N°	NOM AIRE URBA	D ₀ 75	γ75	R ²	D ₀ 82	γ82	R ²	D ₀ 90	γ90	R ²	D ₀ 99	γ99	R ²
43	GENEVILLE	1,174	-0,174	0,50	1,174	-0,075	0,30	1,384	-0,074	0,29	1,489	-0,070	0,29
44	LORIENT	2,736	-0,169	0,50	2,603	-0,167	0,57	2,701	-0,166	0,61	2,750	-0,169	0,65
45	MONTBARD	1,104	-0,104	0,18	1,257	-0,109	0,22	1,275	-0,108	0,23	1,295	-0,109	0,24
46	THIONVILLE	2,106	-0,152	0,14	2,141	-0,151	0,16	2,254	-0,157	0,19	2,290	-0,160	0,20
47	POITIERS	1,394	-0,127	0,47	1,259	-0,130	0,50	1,398	-0,130	0,52	1,599	-0,137	0,55
48	TROYES	1,110	-0,135	0,36	1,139	-0,144	0,40	1,213	-0,143	0,41	1,272	-0,145	0,42
49	ANNECY	2,864	-0,220	0,55	2,081	-0,218	0,57	2,281	-0,213	0,57	2,427	-0,208	0,57
50	SAINTE-HELENE	1,250	-0,050	0,00	1,235	-0,047	0,00	1,250	-0,043	0,00	1,262	-0,041	0,00
51	VALENCIENNES	1,105	-0,116	0,14	1,242	-0,118	0,14	1,345	-0,110	0,13	1,388	-0,103	0,13
52	ANGOULEME	1,157	-0,157	0,53	1,675	-0,160	0,56	1,788	-0,160	0,60	1,819	-0,161	0,61
53	ROCHEFORT	2,155	-0,157	0,65	2,314	-0,156	0,67	2,509	-0,160	0,70	2,640	-0,161	0,70
54	BOURGES	1,420	-0,125	0,42	0,688	-0,134	0,46	0,873	-0,137	0,48	0,979	-0,142	0,52
55	BOULOGNE-SUR-MER	2,789	-0,278	0,52	2,859	-0,272	0,52	2,891	-0,261	0,53	2,924	-0,258	0,54
56	MAUBERGE	1,198	-0,198	0,27	1,933	-0,199	0,27	2,001	-0,205	0,30	1,982	-0,204	0,30
57	CHAMBRAY	2,235	-0,235	0,39	2,153	-0,238	0,41	2,268	-0,232	0,42	2,407	-0,229	0,42
58	CHALONSURSAONE	1,142	-0,142	0,46	1,054	-0,142	0,46	1,204	-0,144	0,52	1,316	-0,147	0,53
60	CHERBOURG	2,225	-0,225	0,51	2,018	-0,222	0,55	2,218	-0,221	0,58	2,300	-0,223	0,61
61	HAGONDANGE	2,148	-0,148	0,46	2,808	-0,135	0,46	2,743	-0,132	0,48	2,757	-0,134	0,50
62	CHARTRES	1,176	-0,176	0,49	1,405	-0,184	0,53	1,545	-0,181	0,53	1,641	-0,182	0,54
63	MELUN	3,990	-0,440	0,40	3,179	-0,433	0,39	3,262	-0,424	0,35	3,291	-0,418	0,36
64	CALAIS	1,213	-0,157	0,36	1,369	-0,155	0,39	1,358	-0,142	0,33	1,427	-0,143	0,35
65	NIORT	1,071	-0,064	0,27	0,343	-0,070	0,30	0,459	-0,070	0,30	0,501	-0,069	0,28
66	BEZIERS	1,199	-0,034	0,00	0,740	-0,040	0,00	0,857	-0,031	0,00	0,907	-0,025	0,00
67	SAINTE-BRIEUC	1,105	-0,105	0,20	1,338	-0,099	0,19	1,435	-0,097	0,20	1,475	-0,095	0,20
68	COLMAR	1,199	-0,044	0,09	1,037	-0,052	0,16	1,096	-0,050	0,17	1,252	-0,053	0,20
69	ARRAS	1,304	-0,163	0,43	1,461	-0,167	0,46	1,574	-0,167	0,47	1,593	-0,168	0,48
70	BLOIS	1,606	-0,121	0,36	0,902	-0,131	0,40	1,059	-0,138	0,41	1,111	-0,137	0,40
71	TARBES	1,950	-0,165	0,30	1,123	-0,169	0,31	1,185	-0,168	0,31	1,176	-0,163	0,30
72	ROANNE	1,262	-0,142	0,38	1,465	-0,148	0,42	1,555	-0,150	0,42	1,575	-0,150	0,43
73	SAINTE-QUENTIN	1,117	-0,117	0,27	0,706	-0,131	0,31	0,765	-0,133	0,31	0,749	-0,133	0,32
74	CREIL	2,649	-0,242	0,39	2,634	-0,216	0,37	2,617	-0,194	0,33	2,716	-0,204	0,37
75	VANNES	1,930	-0,104	0,24	1,182	-0,104	0,27	1,326	-0,101	0,25	1,548	-0,110	0,29
76	BELFORT	1,804	-0,229	0,55	1,730	-0,222	0,56	1,769	-0,208	0,53	1,784	-0,200	0,51
77	CHARLEVILLE-MEZIERES	1,746	-0,111	0,25	0,746	-0,111	0,25	0,829	-0,110	0,26	0,825	-0,107	0,25
78	SAINTE-OMER	1,065	-0,065	0,16	0,706	-0,068	0,16	0,803	-0,067	0,16	0,885	-0,071	0,18
79	NEVERS	1,216	-0,181	0,36	1,321	-0,182	0,37	1,430	-0,183	0,40	1,433	-0,182	0,41
80	QUIMPER	1,166	-0,087	0,40	0,891	-0,076	0,34	0,940	-0,070	0,28	0,917	-0,067	0,20
81	EVREUX	1,393	-0,142	0,33	0,629	-0,137	0,34	0,833	-0,135	0,34	0,864	-0,132	0,33
82	BEAUVAIS	1,056	-0,087	0,21	0,291	-0,098	0,26	0,430	-0,098	0,28	0,498	-0,097	0,29
83	LAVAL	1,798	-0,152	0,48	1,084	-0,159	0,53	1,205	-0,158	0,52	1,272	-0,159	0,51
84	COMPIEGNE	1,602	-0,184	0,37	1,564	-0,178	0,35	1,663	-0,171	0,36	1,700	-0,166	0,35

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

N°	NOM AIRE URBAINE	D ₀ 75	γ75	R ²	D ₀ 82	γ82	R ²	D ₀ 90	γ90	R ²	D ₀ 99	γ99	R ²
85	ROCHESUR-VOYON	1,317	-0,102	0,68	0,985	-0,113	0,67	1,070	-0,111	0,67	1,151	-0,112	0,65
86	SAINTE-MONNE	2,548	-0,256	0,34	2,604	-0,248	0,35	2,580	-0,236	0,34	2,580	-0,230	0,34
87	CHATELON	0,630	-0,172	0,49	0,903	-0,180	0,56	0,972	-0,180	0,57	0,959	-0,177	0,56
88	BOURG-EN-BRESSE	0,634	-0,117	0,17	0,332	-0,082	0,20	0,484	-0,085	0,22	0,629	-0,088	0,22
89	PERIGUEUX	1,171	-0,179	0,55	1,298	-0,179	0,58	1,451	-0,178	0,62	1,513	-0,179	0,64
90	ALES	1,765	-0,259	0,51	1,913	-0,257	0,53	1,993	-0,249	0,53	1,960	-0,237	0,52
91	MACON	0,322	-0,042	0,00	0,489	-0,044	0,00	0,536	-0,038	0,00	0,562	-0,035	0,00
92	AGEN	1,110	-0,166	0,50	1,263	-0,167	0,52	1,360	-0,161	0,52	1,456	-0,164	0,54
93	BRIVE-LA-VALENTIN	0,798	-0,180	0,50	1,057	-0,175	0,52	1,223	-0,177	0,52	1,326	-0,180	0,55
94	ALBI	1,184	-0,193	0,37	1,381	-0,197	0,39	1,482	-0,195	0,37	1,533	-0,193	0,35
95	EPINAL	1,076	-0,196	0,37	1,242	-0,195	0,40	1,374	-0,197	0,43	1,427	-0,200	0,37
96	CHALONS-EN-CHAMPAGNE	0,633	-0,101	0,17	0,622	-0,170	0,43	0,755	-0,171	0,44	0,748	-0,171	0,44
98	AUXERRE	0,166	-0,064	0,19	0,424	-0,071	0,23	0,505	-0,069	0,23	0,513	-0,065	0,22
100	CARCASSONNE	0,667	-0,070	0,09	0,134	-0,071	0,08	0,309	-0,075	0,09	0,378	-0,074	0,09
101	MONTLIVAN	1,306	-0,227	0,56	1,504	-0,239	0,63	1,589	-0,242	0,68	1,586	-0,241	0,69
103	VICHY	1,382	-0,229	0,36	1,522	-0,235	0,39	1,634	-0,239	0,42	1,641	-0,240	0,43
109	DIEPPE	0,481	-0,076	0,18	0,605	-0,076	0,19	0,775	-0,083	0,25	0,860	-0,090	0,28
110	DREUX	0,627	-0,165	0,30	0,871	-0,166	0,36	1,147	-0,172	0,39	1,144	-0,169	0,39
114	SOISSONS	0,148	-0,253	0,48	1,547	-0,258	0,49	1,519	-0,245	0,48	1,421	-0,232	0,44
116	VILLEFRANCHE-SUR-SAONE	2,230	-0,281	0,74	2,514	-0,294	0,73	2,582	-0,290	0,76	2,620	-0,279	0,76
118	ALENCON	0,076	-0,145	0,22	0,831	-0,168	0,22	0,979	-0,177	0,32	1,054	-0,179	0,33
121	PUY-EN-VALE	0,671	-0,295	0,55	1,909	-0,305	0,61	1,972	-0,298	0,62	1,974	-0,289	0,62
128	SAINTE-REMY	0,281	-0,120	0,11	0,504	-0,128	0,14	0,590	-0,127	0,16	0,528	-0,125	0,17
135	SENS	0,892	-0,229	0,62	1,107	-0,228	0,65	1,181	-0,215	0,61	1,213	-0,203	0,60
138	MONTDEMARSAU	0,390	-0,140	0,40	0,404	-0,169	0,44	0,507	-0,167	0,44	0,577	-0,168	0,44
139	LAON	0,245	-0,117	0,26	0,391	-0,122	0,29	0,474	-0,123	0,28	0,418	-0,116	0,26
150	VESOU	0,061	-0,132	0,35	0,239	-0,142	0,35	0,342	-0,143	0,41	0,333	-0,142	0,42
151	LONS-LE-SAUNIER	0,541	-0,168	0,36	0,722	-0,172	0,39	0,766	-0,170	0,39	0,848	-0,173	0,39
153	LISIEUX	0,213	-0,139	0,21	0,281	-0,129	0,19	0,354	-0,124	0,19	0,341	-0,117	0,18
155	DOLE	0,476	-0,178	0,33	0,598	-0,173	0,34	0,676	-0,168	0,32	0,760	-0,173	0,37
163	SAINTE-OTTE	0,214	-0,039	0,00	-0,072	-0,040	0,00	-0,044	-0,031	0,00	-0,042	-0,029	0,00
165	ANNONA	0,298	-0,027	0,00	-0,140	-0,023	0,00	-0,092	-0,015	0,00	0,007	-0,015	0,00
169	BOURG-JAILLE	0,704	-0,221	0,59	1,884	-0,219	0,63	1,982	-0,217	0,65	2,033	-0,211	0,65
170	AIX-LES-BAINS	0,521	-0,251	0,68	1,966	-0,515	0,70	2,155	-0,490	0,68	2,280	-0,473	0,71
184	VITRY-FRANCOIS	0,118	-0,049	0,18	-0,049	-0,138	0,19	0,022	-0,139	0,22	-0,052	-0,135	0,21
186	BARLEVE	0,688	-0,211	0,56	0,848	-0,221	0,61	0,801	-0,209	0,60	0,756	-0,205	0,60
218	BAYEUX	0,506	-0,244	0,26	0,640	-0,239	0,25	0,611	-0,212	0,20	0,553	-0,199	0,18
242	LOURDES	0,190	-0,131	0,29	0,595	-0,136	0,30	0,725	-0,143	0,31	0,750	-0,144	0,29
254	SAINTE-VAUDENS	0,003	-0,003	0,00	-0,619	-0,012	0,00	-0,576	-0,005	0,00	-0,607	-0,001	0,00
294	GRAY	0,098	-0,175	0,36	0,262	-0,183	0,42	0,278	-0,183	0,42	0,215	-0,175	0,39
310	LANGRES	0,873	-0,158	0,31	-0,284	-0,165	0,34	-0,200	-0,171	0,32	-0,308	-0,161	0,32

Ces résultats appellent plusieurs commentaires :

- Les deux coefficients estimés, $\log D_0$ et γ , sont sur la base des T de Student très significatifs. La qualité de l'ajustement avec les R^2 est moyenne. Les estimations non significatives et nulles sont très peu nombreuses.
- Le niveau du gradient offre une mesure du degré de compacité des villes. Plus le gradient est petit en valeur absolue, plus la pente de la fonction de densité est faible, correspondant à une ville davantage étalée. Inversement, plus il est élevé en valeur absolue, plus la pente de la fonction de densité est forte et plus la ville est concentrée. L'amplitude de ces gradients décline légèrement dans le temps pour les villes avec un ajustement linéaire non nul. La différence entre la ville dont le gradient est le plus faible et celle où il est le plus élevé varient entre 4,2 % et 52 % en 1975, entre 4,3 % et 51 % en 1982, entre 4,3 % et 49 % en 1990 et entre 4,3 % et 47 % en 1999. Pour ces quatre recensements, les deux villes extrêmes restent les mêmes. Aix les Bains apparaît être la ville la plus compacte et Valenciennes la plus étalée.
- Sur la période 1975-1999, le gradient de densité moyen déterminé sur l'ensemble des aires urbaines décroît de 1,5 %, traduisant une tendance à l'étalement urbain. Au sein de cet intervalle de temps, son évolution est cependant plus contrastée. Il a tendance à s'accroître en début de période (1975-1982) puis il diminue au cours des deux dernières suivantes (1982-1990 ; 1990-1999).

Tableau 4.5 : Valeurs des densités centrales moyennes et des gradients moyens de densité pour les aires urbaines françaises

	1975	1982	1990	1999	82/75	90/82	99/90
D_0	1,1917	1,3822	1,4872	1,5414	16,0%	7,6%	3,6%
γ	-0,1424	-0,1443	-0,1417	-0,1403	1,3%	-1,8%	-1,0%

- La densité centrale moyenne pour ces aires urbaines sur cette même période suit une évolution contraire à celle estimée pour les gradients et à celle enregistrée de manière effective pour les centres villes. Elle augmente de près de 30 % entre 1975 et 1999. Son rythme de croissance est significatif en début de période, puis à tendance à décélérer sur les deux dernières périodes. Cette croissance des densités centrales est opposée également au mouvement de déclin des centres villes en termes de population, enregistré au cours des périodes intercensitaires. Ce paradoxe trouve son origine dans les différences de taux de variation des densités au sein du pôle urbain et des communes périurbaines, élevé pour le premier et faible pour les secondes.

Des spécificités d'évolution apparaissent selon la taille des aires urbaines :

- En retenant le niveau de population des aires urbaines en 1990, on peut noter une relation stable dans le temps entre taille et densité centrale moyenne estimée. Plus les aires sont peuplées, plus la densité centrale moyenne est importante.

- Sur le début de période (1975-1982), les taux de variation des densités centrales estimées sont d'autant plus élevés qu'il s'agit d'aires urbaines de petite taille. Cette spécificité tend à s'atténuer sur les deux périodes suivantes (1982-1990 ; 1990-1999).

Tableau 4.6 : Valeurs des densités centrales moyennes selon la taille des aires urbaines (estimations sur les densités)

Taille des aires urbaines (hab.)	1975	1982	1990	1999	82/75	90/82	99/90
< ;50 000	0,3223	0,4874	0,5534	0,5597	51,2%	13,6%	1,1%
50 000< ;x< ;100 000	0,9643	1,1509	1,2566	1,2943	19,4%	9,2%	3,0%
100 000< ;x< ;150 000	1,3709	1,5510	1,6498	1,7058	13,1%	6,4%	3,4%
150 000< ;x< ;300 000	1,1750	1,3875	1,4933	1,5688	18,1%	7,6%	5,1%
300 000< ;x< ;500 000	1,8812	2,0838	2,2182	2,2977	10,8%	6,5%	3,6%
> ;500 000	2,4276	2,6226	2,7714	2,8768	8,0%	5,7%	3,8%
Ensemble	1,1917	1,3822	1,4872	1,5414	16,0%	7,6%	3,6%

- Pour les gradients moyens de densité, il est à remarquer qu'ils diminuent à mesure que la taille des aires urbaines augmentent excepté pour les villes entre 150 000 et 300 000 habitants. Les petites aires urbaines seraient ainsi davantage polarisées que les grandes aires urbaines.

- La tendance à la concentration, enregistrée de manière assez surprenante entre 1975-1982 au niveau de l'ensemble de l'échantillon, cache des disparités. Les grandes aires urbaines de plus de 500 000 habitants auraient enregistré une tendance à la dispersion de la population dès cette période là, signifiée par un taux de variation de gradient de densité négatif entre 1975 et 1982.

Tableau 4.7 : Valeurs des gradients moyens de densités selon la taille des aires urbaines (estimations sur les densités)

Taille des aires urbaines (hab.)	1975	1982	1990	1999	82/75	90/82	99/90
< ;50000	-0,1658	-0,1681	-0,1625	-0,1578	1,4%	-3,3%	-2,9%
50 000< ;x< ;100 000	-0,1616	-0,1638	-0,1615	-0,1601	1,4%	-1,4%	-0,8%
100 000< ;x< ;150 000	-0,1610	-0,1637	-0,1620	-0,1617	1,6%	-1,0%	-0,2%
150 000< ;x< ;300 000	-0,1048	-0,1068	-0,1041	-0,1038	1,9%	-2,5%	-0,3%
300 000< ;x< ;500 000	-0,1292	-0,1304	-0,1286	-0,1270	1,0%	-1,4%	-1,3%
> ;500 000	-0,1158	-0,1150	-0,1136	-0,1128	-0,7%	-1,3%	-0,7%
Ensemble	-0,1424	-0,1443	-0,1417	-0,1403	1,4%	-1,8%	-1,0%

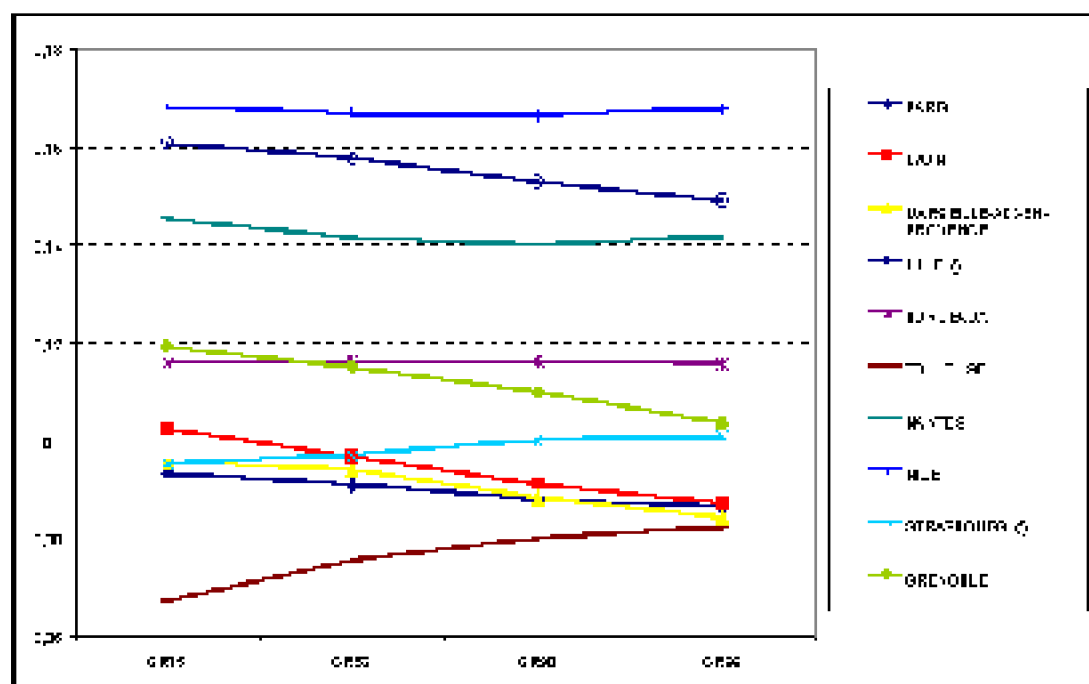
- Contrairement à ce que l'on pouvait attendre, la qualité d'ajustement des estimations produites s'améliore à mesure que la taille des aires urbaines s'accroît. Cette tendance est assez surprenante dans la mesure où la littérature insiste plutôt sur l'émergence de pôles secondaires dans les aires métropolitaines de grande taille, présence qui vient perturber les estimations produites.

Pour les 10 premières aires urbaines, on peut noter :

- Une compacité différente des aires urbaines. Paris, Lyon ou Toulouse avec des gradients moins élevés apparaissent davantage dispersées que des aires urbaines comme Lille ou Nice.

- Le taux de variation de la densité en fonction de la distance évolue de manière relativement contrastée entre les aires urbaines. Sur la période 1975-1999, la densité diminue de 9 % en moyenne par kilomètre pour l'aire urbaine de Paris, de Lyon, de Marseille-Aix. Cette variation selon la distance au centre est significativement plus élevée pour des aires urbaines comme Lille, Nantes et Nice où le gradient de densité est supérieur en moyenne à 15 % en valeur absolue sur la période.

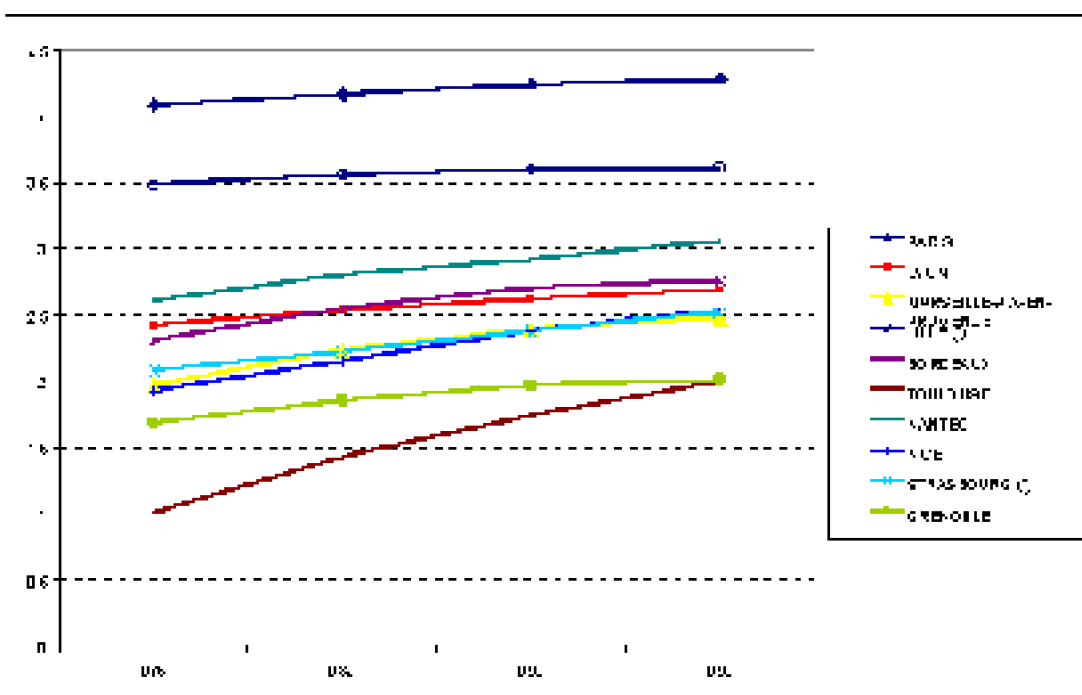
- De 1975 à 1999, le taux de variation de la densité a plutôt tendance à décroître en valeur absolue excepté pour Toulouse davantage concentré. Cette tendance à l'étalement urbain est prononcée en particulier pour les aires urbaines de Paris, Lyon, Marseille-Aix, Lille et Grenoble.



Graphique 4.2 : Gradients de densité pour les 10 premières aires urbaines en 1975, 1982, 1990, 1999

- Le gradient se situe en moyenne pour les 10 premières aires urbaines à 11,6 % en 1975 et à 11,2 % en 1999. La baisse du taux de variation du gradient moyen sur l'intervalle 1990-1999 (-1,2 %) comparativement à la variation de la période précédente (-1,6 %) traduit une légère décélération dans le mouvement d'étalement urbain au niveau de ces 10 premières aires urbaines.

- La densité au centre sous-estime les densités réelles. Pour Paris, par exemple, la densité estimée au centre est de 6 933 hab./km² alors que la densité réelle est de 20 210 hab./km² pour 1990.



Graphique 4.3 : Densités centrales estimées pour les 10 premières aires urbaines en 1975, 1982, 1990, 1999

- Les densités centrales moyennes estimées, comme pour les autres aires urbaines sont en croissance sur l'intervalle de temps retenu.
- La qualité d'ajustement enregistrée sur la base du R^2 est en moyenne de 0,50. Elle est même supérieure à 0,60 pour Paris, Nice et Nantes.

2.2 Sur les activités

Le suivi de la localisation des emplois en adoptant des formes fonctionnelles est moins courante dans la littérature. Les recherches sur cette question adoptent généralement la situation des villes nord-américaines comme cadre d'observation. En outre, les distinctions par types d'emploi ne sont pas entreprises.

Pour palier cette carence et mieux apprécier sous forme synthétique l'évolution des emplois, nous avons entrepris d'estimer une forme exponentielle négative sur les aires urbaines françaises que nous avons précédemment sélectionnées.

L'intervalle de temps est borné par la disponibilité des statistiques relatives aux emplois. Le recensement de 1999 au moment où nous avons réalisé ces estimations n'était pas encore exploité. Nous travaillerons en conséquence sur la période 1975-1990.

L'objectif ici est de suivre l'évolution de la configuration des emplois dans leur ensemble mais de procéder également à des analyses plus fines par catégorie. Dans un premier temps, nous avons retenu la totalité des emplois au niveau communal.

Dans un deuxième temps, nous avons segmenter la population sur la base du découpage « classique » : secteur primaire, secteur secondaire et secteur tertiaire. Nous avons ensuite estimé une exponentielle négative sur chacune de ces catégories.

Enfin pour mieux correspondre à certains travaux théoriques de l'économie géographique mentionnés dans le chapitre II, nous envisagerons une autre distinction, « emplois manufacturiers » et « emplois de distribution ». Selon ces travaux, les premiers seraient davantage sensibles aux économies d'agglomération et privilégieraient en conséquence une localisation plus centrale dans l'aire urbaine. La dispersion des ménages ainsi qu'une sensibilité au prix du foncier pour les seconds seraient une force d'attraction vers la périphérie. Cette analyse, suivant d'autres lignes de démarcation, a pu être également entreprise compte tenu de la finesse de la nomenclature⁸ adoptée (NAP 100) qui permet une ventilation des emplois plus précise.

2.2.1 Résultats sur l'ensemble des emplois

Tableau 4.8 : Résultats des estimations de la fonction exponentielle négative pour l'ensemble des emplois sur les 20 premières aires urbaines françaises 1975–1990

NOM AIRE URBAIN	D ₀ 75	γ75	R ²	D ₀ 82	γ82	R ²	D ₀ 90	γ90	R ²
PARIS	2,87	-0,0983	0,61	3,04	-0,1015	0,62	3,30	-0,1046	0,64
LYON	1,36	-0,1165	0,43	1,39	-0,1121	0,40	1,59	-0,1146	0,40
MARSEILLE	0,55	-0,0735	0,35	0,34	-0,0798	0,21	0,65	-0,0835	0,23
LILLE	2,29	-0,1781	0,41	2,64	-0,2004	0,47	2,81	-0,2127	0,52
BORDEAUX	0,75	-0,1120	0,43	1,11	-0,1264	0,52	1,42	-0,1330	0,58
TOULOUSE	0,82	-0,0623	0,31	-0,34	-0,0775	0,40	0,07	-0,0898	0,43
NANTES	1,29	-0,1457	0,48	1,60	-0,1541	0,54	1,88	-0,1668	0,56
NICE	0,57	-0,1552	0,58	0,80	-0,1721	0,59	1,12	-0,1973	0,63
STRASBOURG	0,73	-0,1093	0,36	0,94	-0,1202	0,37	1,25	-0,1376	0,40
GRENOBLE	0,36	-0,1325	0,29	0,56	-0,1432	0,30	0,70	-0,1452	0,29
ROUEN	0,75	-0,1466	0,39	0,94	-0,1631	0,46	1,10	-0,1711	0,50
TOULON	1,01	-0,1288	0,20	1,02	-0,1174	0,17	1,14	-0,1149	0,17
RENNES	-0,36	-0,0669	0,28	0,16	-0,0903	0,42	0,44	-0,1050	0,43
NANCY	0,29	-0,1611	0,37	0,53	-0,1689	0,41	0,83	-0,1926	0,48
MONTPELLIER	0,09	-0,1542	0,35	0,35	-0,1701	0,39	0,89	-0,1931	0,41
VALENCIENNES	0,11	-0,0561	0,03	0,27	-0,0702	0,07	0,14	-0,0722	0,08
TOURS	0,15	-0,1208	0,33	0,42	-0,1298	0,38	0,69	-0,1445	0,44
CLERMONT-FERRAND	0,36	-0,1364	0,43	0,65	-0,1507	0,47	0,88	-0,1626	0,52
SAINT-ETIENNE	0,16	-0,1828	0,36	1,22	-0,2003	0,39	1,55	-0,2314	0,44

Sur la base de ces estimations réalisées sur la totalité des emplois, il apparaît que :

⁸ La Nomenclature des Activités et des Produits (NAP) est disponible de manière croissante en termes de désagrégation aux niveaux NAP 10, NAP 40, NAP 100 et NAP 600.

Les densités centrales estimées comparativement à celles obtenues pour la population sont à des niveaux significativement moindres.

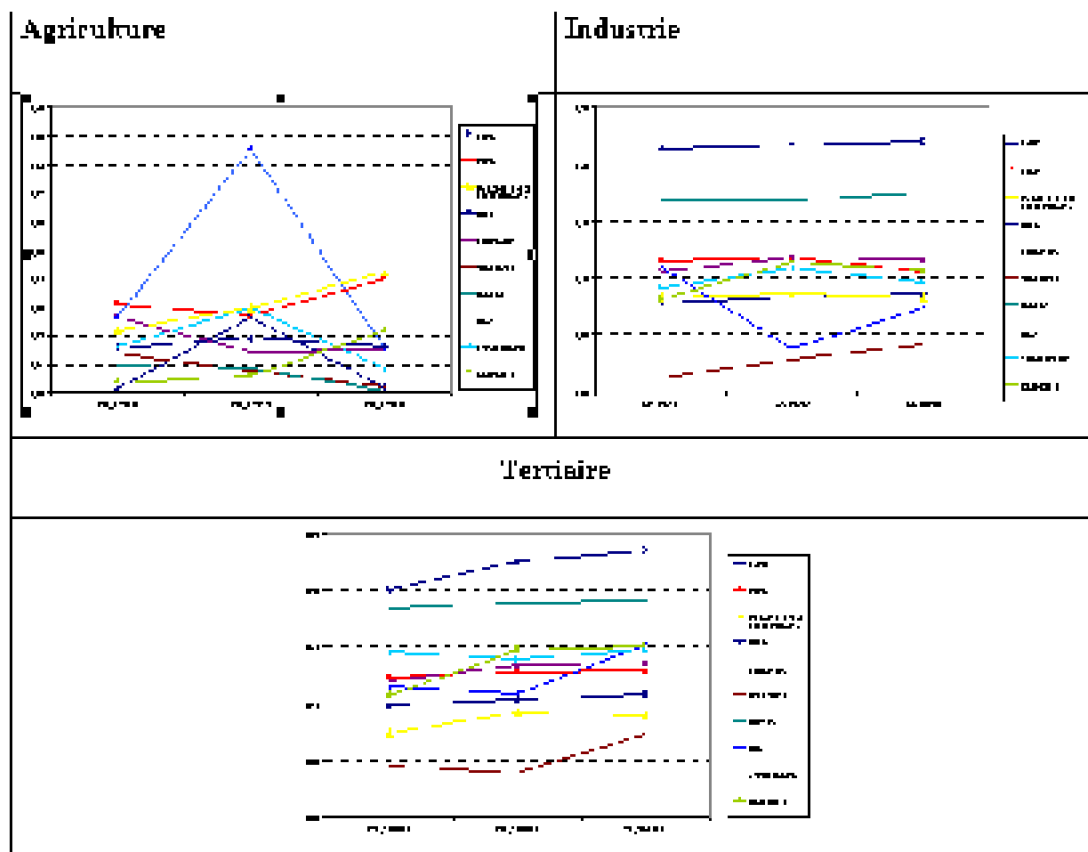
Les gradients en valeur absolue sont plus élevés que ceux issus des estimations sur la population. Dans leur ensemble, les emplois seraient donc moins dispersés que ne le serait la population.

Ces mêmes gradients ont tendance à augmenter sur la période 1975-1990, contrairement à ce que l'on observe pour la population. La polarisation des emplois aurait tendance à se renforcer.

La qualité d'ajustement des estimations produites avec la fonction exponentielle négative dans le cas des emplois dans leur ensemble est moindre que celle obtenue sur la population. Ce différentiel entre les deux sur la base des 20 premières aires urbaines est de l'ordre de 4 points. Même si cette qualité de l'ajustement s'améliore entre 1975 et 1990, comme pour les estimations sur la population, cet écart reste constant.

2.2.2 Résultats suivant le découpage sectoriel classique

Les estimations de la fonction exponentielle négative pour les différents types d'emplois sont présentées en annexe VI. La qualité de ces ajustements (R^2) est plus erratique au niveau de cette décomposition des emplois. Nulle pour les emplois dans l'agriculture, elle est significative pour les emplois du tertiaire et plutôt faible pour les emplois dans l'industrie. Sur la base des T de Student, les paramètres sont plus probants.



Graphique 4.4 : Représentations des gradients de densité par type d'emplois pour les 10 premières aires urbaines en 1975, 1982 et 1990

La dispersion des emplois dans l'espace diffère sensiblement selon les secteurs. Ainsi les emplois agricoles, comme on pouvait s'y attendre, sont largement déconcentrés avec des niveaux de gradients proches de 0 en valeur absolue.

La moyenne des gradients des emplois industriels pour les 20 premières aires urbaines est proche de 0,1. Sur la période 1975-1990, son évolution est limitée.

Les emplois du tertiaire sont davantage polarisés que les deux secteurs précédents. La moyenne des gradients pour les 20 premières aires urbaines s'élève en valeur absolue à 0,13. Sur la période, on note une légère tendance à la polarisation des emplois avec un gradient qui augmente de 0,2 points entre 1975 et 1982 et de 0,1 point entre 1982 et 1990.

2.2.3 Résultats suivant la distinction « emplois manufacturiers » « emplois

de distribution »

Certains travaux théoriques de l'économie géographique (Goffette-Nagot, 1998)) établit une distinction entre « emplois manufacturiers » et « emplois de distribution ». Sur la base de la NAP 100, nous avons considéré que les emplois de distribution correspondaient aux postes AE61-AE67, AE82-AE87. Les emplois manufacturiers correspondent au complémentaire.

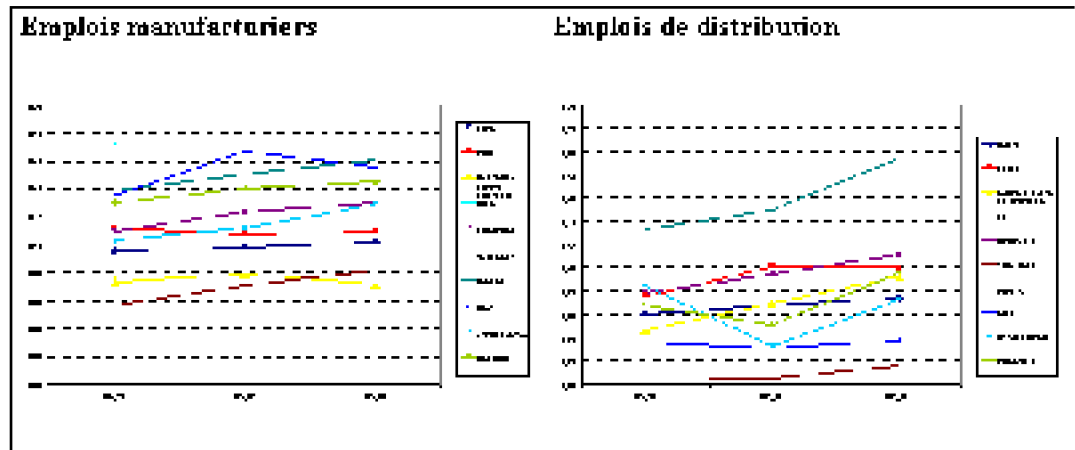
Tableau 4.9 : Composition des emplois de distribution sur la base de la NAP 100

AE	Intitulé
61	Commerce détail d'alimentation générale grande surface
62	Commerce détail alimentaire de proximité ou spécialisé
63	Commerce détail non alimentaire non spécialisé
64	Commerce détail non alimentaire spécialisé
65	Réparation et commerce de l'automobile
66	Réparations diverses
67	Hôtels, cafés, restaurants
82	Enseignement (services marchands)
83	Recherche (services marchands)
84	Santé (services marchands)
85	Action sociale (services marchands)
86	Services récréatifs, culturels, sportifs (marchands)
87	Services divers (marchands)

Les estimations de la fonction exponentielle négative pour ces deux catégories d'emplois offrent des résultats plus contrastés que ceux obtenus précédemment pour les activités (annexe VI et VII). Les différences de configuration des emplois manufacturiers et de distribution apparaissent de manière plus tranchée. Le niveau des gradients des premiers indique que ces emplois sont davantage concentrés que ne peuvent l'être les emplois de distribution, pour lesquels les gradients ont des valeurs inférieures.

Pour les aires urbaines retenues, les profils en termes de niveaux de gradients sont relativement similaires excepté pour Nantes et Toulouse. Pour cette dernière, la localisation des emplois tant de distribution que manufacturiers sur l'aire urbaine de Toulouse se caractérise par une dispersion plus aiguë, comparativement aux autres aires urbaines. Les emplois de distribution dans le cas de Nantes apparaissent également plus concentrés que dans les autres aires urbaines.

Dans le temps, la tendance à la dispersion de ces emplois n'est pas très nette. Dans un grand nombre de cas, c'est plutôt un maintien de cette tendance voire une polarisation qui interviennent.



Graphique 4.5 : Représentations des gradients de densité par type d'emplois pour les 10 premières aires urbaines en 1975, 1982 et 1990

Une forme proche de l'exponentielle négative sur les densités peut être également testée sur cet échantillon d'aires urbaines, comme nous nous proposons de le faire avec la forme proposée par Bussière dans le développement suivant.

3. La forme de Bussière

Bussière raisonne non pas sur les densités de population mais sur la population cumulée, $P(x)$, dont la forme est la suivante :

$$P(x) = 2\pi D_0 \int_0^x e^{-\gamma x} . x . dx = \frac{2\pi D_0}{\gamma^2} [1 - (1 + \gamma x) e^{-\gamma x}] \quad (4.2)$$

La méthode d'estimation diffère de celle retenue pour la fonction exponentielle négative. Compte tenu de sa forme, l'ajustement se fait par une méthode itérative d'optimisation qui permet de déterminer les deux paramètres D_0 et γ .

La population des communes des communes est agrégée par pas de distance au centre de 500 mètres. Un pas inférieur, de l'ordre de 250 mètres, ne serait pas systématiquement renseigné faute de communes. Un pas supérieur de l'ordre de 1 000 mètres, les cumuls sont plus grossiers et conduisent à une perte de qualité d'ajustement.

Tableau 4.10 : Résultats de la forme fonctionnelle proposée par Bussière sur les aires urbaines de 1975-1990

N°	NOM AIRE URBAINE	D ₀ 75	γ75	R ²	D ₀ 82	γ82	R ²	D ₀ 90	γ90	R ²
1	PARIS	34 308,0	-0,151	0,98	30 000,0	-0,140	0,98	25 000,0	-0,124	0,98
2	LYON	20 000,0	-0,317	0,90	17 000,0	-0,290	0,92	17 100,0	-0,284	0,91
3	MARSEILLE-AIX-LES-BAINS-PROVENCE	280 000,0	-1,264	0,72	270 000,0	-1,235	0,65	252 849,9	-1,210	0,58
4	LILLE	15 000,0	-0,304	0,95	13 000,0	-0,279	0,97	10 571,1	-0,244	0,98
5	BORDEAUX	5 000,0	-0,233	0,95	5 500,0	-0,216	0,95	5 000,0	-0,196	0,96
6	TOULOUSE	9 000,0	-0,322	0,48	9 000,0	-0,296	0,63	8 600,0	-0,270	0,71
7	NANTES	9 900,0	-0,353	0,89	9 100,0	-0,329	0,91	7 500,0	-0,285	0,93
8	NICE	15 000,0	-0,449	0,39	13 000,0	-0,408	0,50	12 000,0	-0,377	0,57
9	STRASBOURG	9 000,0	-0,379	0,81	9 000,0	-0,352	0,84	8 000,0	-0,322	0,85
10	GRENOBLE	9 000,0	-0,385	0,92	9 000,0	-0,359	0,93	8 500,0	-0,341	0,94
11	ROUEN	11 714,8	-0,414	0,97	11 000,0	-0,402	0,97	10 500,0	-0,387	0,97
12	TOULON	5 748,2	-0,312	0,93	5 200,0	-0,282	0,94	4 900,0	-0,265	0,95
13	RENNES	4 000,0	-0,312	0,68	4 500,0	-0,281	0,75	4 100,0	-0,254	0,8
14	NANCY	13 000,0	-0,486	0,87	12 000,0	-0,462	0,88	11 100,0	-0,439	0,89
15	MONTPELLIER	13 000,0	-0,663	0,57	15 000,0	-0,566	0,62	14 000,0	-0,506	0,67
16	VALENCIENNES	2 143,5	-0,180	0,97	2 300,0	-0,193	0,97	2 127,1	-0,187	0,97
17	TOURS	7 000,0	-0,395	0,81	6 500,0	-0,366	0,86	6 000,0	-0,340	0,89
19	CLERMONT-FERRAND	17 605,7	-0,651	0,56	17 000,0	-0,617	0,62	16 500,0	-0,606	0,65
20	SAINT-ETIENNE	57 606,5	-1,057	0,67	48 000,0	-1,014	0,68	46 100,0	-0,997	0,69
21	LENS	3 232,2	-0,219	0,97	3 081,9	-0,215	0,97	2 869,1	-0,206	0,7
22	CAEN	7 000,0	-0,415	0,69	6 500,0	-0,402	0,65	6 000,0	-0,369	0,7

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

N°	NOM AIRE URBAINE	D ₀ 75	γ75	R ²	D ₀ 82	γ82	R ²	D ₀ 90	γ90	R ²
23	ORLÉANS	7000,0	-0,496	0,79	7700,0	-0,439	0,84	7300,0	-0,405	0,88
24	DIJON	8700,0	-0,468	0,69	8000,0	-0,440	0,76	7100,0	-0,396	0,77
25	HAVRE	77839,6	-1,345	0,86	68000,0	-1,277	0,81	62000,0	-1,216	0,79
26	ANGERS	8000,0	-0,508	0,82	8300,0	-0,468	0,84	7800,0	-0,434	0,85
27	BETHUNE	821,8	-0,118	0,96	820,1	-0,119	0,96	845,7	-0,121	0,97
28	MULHOUSE	8353,7	-0,563	0,87	10000,0	-0,499	0,88	8000,0	-0,438	0,89
29	BREST	130000,0	-1,938	0,68	110000,0	-1,767	0,62	100000,0	-1,676	0,57
30	REIMS	56100,6	-1,265	0,80	52000,0	-1,194	0,77	48000,0	-1,121	0,76
31	DUNKERQUE	600,0	-0,314	0,75	3189,4	-0,284	0,78	3200,0	-0,285	0,79
32	MANS	119563,5	-1,884	0,65	114000,0	-1,819	0,61	110000,0	-1,772	0,58
33	METZ	6662,9	-0,434	0,76	6000,0	-0,400	0,78	5500,0	-0,372	0,78
34	LIMOGES	7000,0	-1,532	0,71	65000,0	-1,446	0,68	59000,0	-1,372	0,65
35	AMIENS	10000,0	-0,584	0,55	8000,0	-0,511	0,57	6000,0	-0,433	0,58
36	DOUAI	4280,0	-0,352	0,92	4150,0	-0,355	0,92	4125,0	-0,359	0,93
37	AVIGNON	2400,2	-1,022	0,40	22000,0	-0,919	0,46	20000,0	-0,857	0,48
38	BESANCON	8000,0	-0,620	0,69	8300,0	-0,559	0,62	7700,0	-0,523	0,63
39	PERPIGNAN	941,6	-1,661	0,79	51000,0	-1,429	0,75	43000,0	-1,290	0,71
40	NIMES	30000,0	-1,149	0,84	25000,0	-1,034	0,76	21000,0	-0,911	0,69
41	BAYONNE	216,8	-0,299	0,86	2273,3	-0,292	0,88	2308,5	-0,282	0,91
42	PAU	4764,9	-0,442	0,95	4700,0	-0,420	0,95	4224,9	-0,387	0,95
43	GENÈVE (2014) - ANNEE MASSE	638,8	-0,163	0,85	638,8	-0,163	0,85	660,0	-0,149	0,89
44	LORIENT	206,3	-0,358	0,83	2800,0	-0,323	0,88	2727,0	-0,308	0,91

N°	NOM AIRE URBAINE	D ₀ 75	γ75	R ²	D ₀ 82	γ82	R ²	D ₀ 90	γ90	R ²
45	MONTBELLIARD	584,3	-0,220	0,98	1 583,7	-0,220	0,98	1 610,0	-0,230	0,98
46	THIONVILLE	500,0	-0,197	0,93	1 406,5	-0,199	0,94	1 410,7	-0,203	0,94
47	POITIERS	500,0	-0,461	0,76	4 000,0	-0,416	0,80	3 600,0	-0,381	0,82
N°	NOM AIRE URBAINE	D ₀ 75	γ75	R ²	D ₀ 82	γ82	R ²	D ₀ 90	γ90	R ²
48	TROYES	9 174,9	-0,630	0,86	8 000,0	-0,581	0,88	6 000,0	-0,500	0,89
49	ANNECY	2 000,0	-0,800	0,80	11 000,0	-0,730	0,83	10 100,0	-0,658	0,85
50	SAINT-MAZAIER	1 071,7	0,442	0,87	3 800,0	-0,417	0,87	3 200,0	-0,378	0,88
51	VALENCIENNES	16 015,9	-0,941	0,71	13 500,0	-0,843	0,69	12 000,0	-0,778	0,68
52	ANGOULEME	2 681,0	-0,367	0,91	2 509,7	-0,344	0,92	2 200,0	-0,317	0,93
53	ROCHELLE	25 747,9	-1,186	0,73	21 000,0	-1,046	0,71	16 000,0	-0,903	0,71
54	BOURGES	8 000,0	-0,693	0,82	7 100,0	-0,637	0,82	6 500,0	-0,599	0,82
55	BOULOGNE-SUR-MER	6 092,2	0,93	0,93	4 800,0	-0,499	0,93	4 200,0	-0,466	0,94
56	MAUBERGE	2 751,9	-0,374	0,92	2 747,2	-0,373	0,92	2 700,0	-0,372	0,92
57	CHAMBERY	4 500,0	-0,540	0,73	3 996,1	-0,488	0,80	4 000,0	-0,469	0,83
58	CHALONS-SUR-SAONE	3 000,0	0,69	0,69	5 000,0	-0,556	0,73	3 930,1	-0,482	0,79
60	CHERBOURG	7 000,0	-0,690	0,98	6 200,0	-0,628	0,97	5 700,0	-0,570	0,97
61	HAGONDANGE	1 521,7	-0,265	0,93	1 450,0	-0,275	0,94	1 400,0	-0,279	0,94
62	CHARTRES	6 350,8	-0,735	0,94	6 500,0	-0,657	0,95	5 900,0	-0,593	0,94
63	MELUN	5 447,4	-0,596	0,92	5 100,0	-0,546	0,93	5 150,0	-0,506	0,93
64	CALAIS	17 753,5	-1,048	0,91	15 000,0	-0,957	0,90	13 000,0	-0,884	0,9
65	NIORT	4	-0,560	0,80	3 673,9	-0,489	0,81	3	-0,430	0,83

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

N°	NOM AIRE URBAINE	D ₀ 75	γ75	R ²	D ₀ 82	γ82	R ²	D ₀ 90	γ90	R ²
		500,0						000,0		
66	BEZIERS	253,1	-1,189	0,89	18 000,0	-1,090	0,86	16 000,0	-1,036	0,81
67	SAINT-BRIEUC	982,2	-1,522	0,80	27 000,0	-1,373	0,76	25 000,0	-1,320	0,73
68	COLMAR	319,5	-0,471	0,83	2 950,0	-0,439	0,84	2 600,0	-0,404	0,85
69	ARRAS	669,7	-0,602	0,93	5 000,0	-0,556	0,95	4 800,0	-0,540	0,96
70	BLOIS	737,4	-0,533	0,84	2 524,8	-0,417	0,86	2 504,4	-0,398	0,88
71	TARBES	811,9	-0,936	0,79	10 500,0	-0,839	0,79	9 000,0	-0,783	0,79
72	ROANNE	200,8	-0,780	0,85	10 200,0	-0,840	0,81	10 999,9	-0,889	0,76
73	SAINT-QUENTIN	600,0	-0,745	0,83	8 200,0	-0,735	0,84	8 000,0	-0,741	0,84
74	CREIL	5 000,0	-0,600	0,96	5 200,0	-0,591	0,96	4 793,5	-0,560	0,97
75	VANNES	5 000,0	-0,530	0,88	2 665,1	-0,462	0,89	2 500,0	-0,417	0,9
76	BELFORT	7 001,9	-1,016	0,94	12 000,0	-0,933	0,94	10 100,0	-0,845	0,93
77	CHARLEVILLE-MEZIERES	5 000,0	-0,733	0,83	13 500,0	-1,024	0,72	13 000,0	-1,001	0,68
78	SAINT-OMER	5 000,0	-0,271	0,98	918,2	-0,254	0,98	880,0	-0,243	0,98
79	NEVERS	5 000,0	-0,476	0,88	2 249,2	-0,403	0,89	2 060,9	-0,382	0,9
80	QUIMPER	663,0	-0,768	0,94	6 900,0	-0,753	0,93	7 600,0	-0,768	0,92
81	EVREUX	10 000,0	-0,967	0,98	9 100,0	-0,900	0,86	7 800,0	-0,781	0,85
82	BEAUVAIS	5 000,0	-0,936	0,83	9 700,0	-0,922	0,81	9 900,0	-0,899	0,79
83	LAVAL	9 200,0	-0,903	0,91	8 400,0	-0,835	0,88	7 800,0	-0,780	0,88
84	COMPIEGNE	738,7	-0,582	0,86	3 649,4	-0,548	0,86	3 700,0	-0,531	0,87
85	ROCHESUR-YON	1 256,7	-0,649	0,80	4 499,9	-0,635	0,78	4 500,0	-0,615	0,76
86	SAINT-CHAMOND	1 981,2	-0,484	0,92	2 950,0	-0,475	0,93	2 800,0	-0,465	0,92

N°	NOM AIRE URBAINE	D ₀ 75	γ75	R ²	D ₀ 82	γ82	R ²	D ₀ 90	γ90	R ²
87	CHATELAIN	4 689,9	0,622	0,94	4 200,0	-0,580	0,93	3 800,0	-0,546	0,93
88	BOURG-EN-BRESSE	36 816,9	-0,586	0,42	34 500,0	-1,853	0,39	33 000,0	-1,770	0,38
89	PERIGUEUX	5 000,0	-0,662	0,89	4 350,0	-0,603	0,90	3 890,0	-0,560	0,92
90	ALES	5 000,0	-0,663	0,93	4 600,0	-0,620	0,94	4 380,0	-0,590	0,93
91	MACON	4 342,4	-0,629	0,62	4 050,0	-0,593	0,68	3 900,0	-0,577	0,71
92	AGEN	3 100,0	-0,534	0,84	2 433,4	-0,458	0,87	2 100,0	-0,408	0,88
93	BRIVE-LA-GAILLONNE	4 000,0	-0,599	0,92	3 955,0	-0,580	0,93	3 700,0	-0,550	0,85
94	ALBI	3 864,7	-0,595	0,92	3 500,0	-0,552	0,92	3 011,3	-0,497	0,92
95	EPINAL	5 500,0	-0,702	0,81	5 200,0	-0,681	0,81	4 920,0	-0,656	0,82
96	CHALONS-SUR-MARNE	8 000,0	-0,891	0,95	8 670,0	-0,866	0,92	8 200,0	-0,850	0,91
98	AUXERRE	9 319,5	-1,010	0,75	9 300,0	-0,966	0,73	9 300,0	-0,951	0,72
100	CARCASSONNE	6 000,0	-0,879	0,80	6 700,0	-0,847	0,77	7 000,0	-0,821	0,77
109	DIEPPE	4 000,0	-0,669	0,91	3 300,0	-0,604	0,90	3 290,0	-0,593	0,9
118	ALENCON	5 600,0	-0,840	0,68	5 000,0	-0,765	0,75	4 800,0	-0,745	0,78
121	PUY-EN-VELAY	7 433,7	-0,968	0,90	7 000,0	-0,920	0,89	6 650,0	-0,880	0,88
135	SENS	10 966,3	-1,334	0,88	10 100,0	-1,228	0,87	9 800,0	-1,173	0,85
N°	NOM AIRE URBAINE	D ₀ 75	γ75	R ²	D ₀ 82	γ82	R ²	D ₀ 90	γ90	R ²
139	LAON	2 923,6	-0,662	0,79	2 500,0	-0,606	0,81	2 125,0	-0,551	0,87
151	LONS-LE-SAUNIER	7 514,1	-0,73	0,83	7 797,5	-0,678	0,84	7 400,0	-0,620	0,84
153	LISIEUX	7 416,3	-1,146	0,82	7 000,0	-1,105	0,80	6 600,0	-1,076	0,78
155	DOLE	9	-1,291	0,91	9	-1,290	0,89	8	-1,270	0,92

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

N°	NOM AIRE URBAINE	D ₀ 75	γ75	R ²	D ₀ 82	γ82	R ²	D ₀ 90	γ90	R ²
		757,4			300,0			854,0		
163	SAINT-LO	182,9	-1,513	0,72	11 104,0	-1,465	0,68	10 978,0	-1,420	0,75
184	VITRY-LE-FRANCOIS	000,0	-0,016	0,90	3 900,0	-0,920	0,90	3 800,0	-0,920	0,91
186	BAR-LE-DUC	401,3	-1,093	0,87	5 578,0	-1,126	0,85	5 300,0	-1,105	0,84
218	BAYEUX	418,7	-0,861	0,92	2 497,0	-0,824	0,92	2 490,0	-0,807	0,92
242	LOURDES	842,3	-1,197	0,90	4 625,0	-1,170	0,89	4 523,0	-1,180	0,87
254	SAINT-GAUDENS	890,0	-0,811	0,67	1 850,0	-0,803	0,68	1 813,0	-0,791	0,68
294	GRAY	890,0	-0,545	0,89	850,0	-0,550	0,94	838,9	-0,563	0,95
310	LANGRES	838,7	-1,101	0,90	2 798,7	-1,111	0,89	2 623,0	-1,090	0,87

Plusieurs commentaires sont envisageables sur la base de ces estimations.

Les valeurs obtenues tant pour la densité centrale estimée que pour le gradient de densité en valeur absolue diminuent dans le temps, correspondant bien aux deux composantes de l'évolution de ces configurations : diminution de la population résidant au centre et dispersion de celle-ci en périphérie. La baisse des densités centrales estimées obtenues avec la forme de Bussière ne se retrouve pas sur la base des estimations sur les densités, pour lesquelles nous avons une tendance à la hausse. Contrairement aux résultats obtenus sur les densités, l'étalement urbain est manifeste au cours de la période 1975-1982 avec des taux de variation de gradient négatifs. La variation du gradient est plus ample que celle enregistrée pour la période ultérieure.

Les gradients moyens comme les densités centrales pour l'ensemble des aires urbaines sont significativement supérieurs à ceux obtenus sur la base des estimations retenant les densités.

Tableau 4.11 : Densités centrales estimées et gradients moyens selon des exponentielles sur la population cumulée et sur les densités

		1975	1982	1990	82/75	90/82
Exponentielle sur densités	D ₀	329,26	398,36	442,46	16,0%	7,6%
	γ	-0,1424	-0,1443	-0,1417	1,3%	-1,8%
Exponentielle sur population cumulée	D ₀	15 407,38	13 961,48	12 873,51	-9,4%	-7,8%
	γ	-0,697	-0,671	-0,636	-3,7%	-5,2%

Les spécificités des gradients et des densités centrales estimées selon la taille des aires urbaines mises à jour au niveau de la forme fonctionnelle sur les densités se retrouvent en grande partie pour les estimations privilégiant la population cumulée.

La relation croissante entre taille des aires urbaines et densité centrale estimée reste valable (Tableau 4.12). Plus les aires sont peuplées, plus la densité centrale moyenne est importante.

A contrario, les taux de variation de ces densités estimées sur les deux périodes ont un sens de variation opposé. Avec les estimations retenant la population cumulée, les variations sont décroissantes. Cette diminution est particulièrement significative sur les aires urbaines de taille intermédiaire. Comme précédemment mais à la baisse cette fois, on note une convergence des taux de variation entre les différentes aires urbaines sur les deux périodes.

Tableau 4.12 : Valeurs des densités centrales moyennes selon la taille des aires urbaines (estimations sur la population cumulée)

Taille des aires urbaines	1975	1982	1990	82/75	90/82
< ;50 000	5 233,97	4 992,32	4 780,38	-4,6%	-4,2%
50 000< ;x< ;100 000	7 195,65	6 731,79	6 406,28	-6,4%	-4,8%
100 000< ;x< ;150 000	9 329,57	8 069,13	7 265,92	-13,5%	-10,0%
150 000< ;x< ;300 000	24 818,83	22 052,21	20 039,71	-11,1%	-9,1%
300 000< ;x< ;500 000	12 696,22	11 367,84	10 768,94	-10,5%	-5,3%
> ;500 000	44 467,56	41 733,33	38 513,44	-6,1%	-7,7%
Ensemble	15 407,38	13 961,48	12 873,52	-9,4%	-7,8%

Pour les gradients moyens de densité, la relation décroissante entre niveau du gradient et taille de l'aire urbaine est également observée au niveau de ces estimations. Les gradients diminuent à mesure que l'aire urbaine est peuplée. Les grandes aires urbaines seraient davantage étalées que les petites. On note comme précédemment une exception à cette observation les aires dont la population est comprise entre 50 000 et 100 000 habitants.

La tendance à la dispersion des populations est particulièrement manifeste pour les aires urbaines de grande taille (>500 000 hab.) et de taille intermédiaire (150 000 – 300 000 hab.) pour lesquels les taux de variation des gradients à la baisse sont les plus élevés.

Tableau 4.13 : Valeurs des gradients moyens de densités selon la taille des aires urbaines (estimations sur la population cumulée)

Taille des aires urbaines (hab.)	1975	1982	1990	82/75	90/82
< ;50000	-1,02	-0,99	-0,97	-2,8%	-2,4%
50 000< ;x< ;100 000	-0,69	-0,72	-0,69	4,4%	-4,7%
100 000< ;x< ;150 000	-0,71	-0,66	-0,62	-7,9%	-5,8%
150 000< ;x< ;300 000	-0,74	-0,68	-0,64	-7,7%	-6,8%
300 000< ;x< ;500 000	-0,46	-0,43	-0,41	-6,5%	-5,3%
> ;500 000	-0,42	-0,39	-0,37	-6,0%	-6,6%
Ensemble	-0,70	-0,67	-0,64	-3,7%	-5,2%

La qualité d'ajustement est relativement proche selon la taille des aires urbaines.

Les R^2 sont très bons et même meilleurs que ceux obtenus dans le cadre de l'exponentielle sur les densités. Il est possible de les améliorer en lissant la courbe de la population cumulée par la ventilation de la population de communes importantes sur plusieurs pas de distance, en particulier celle de la commune centre.

Pendant quelle que soit la méthode de répartition de la population, *cette bonne performance est imputable à la construction de la variable explicative qui correspond au cumul de valeurs qui se suivent. La sommation des valeurs successives en fonction de la distance au centre équivaut à réduire la dispersion du nuage de points. A chaque pas de distance correspond une et une seule valeur.*

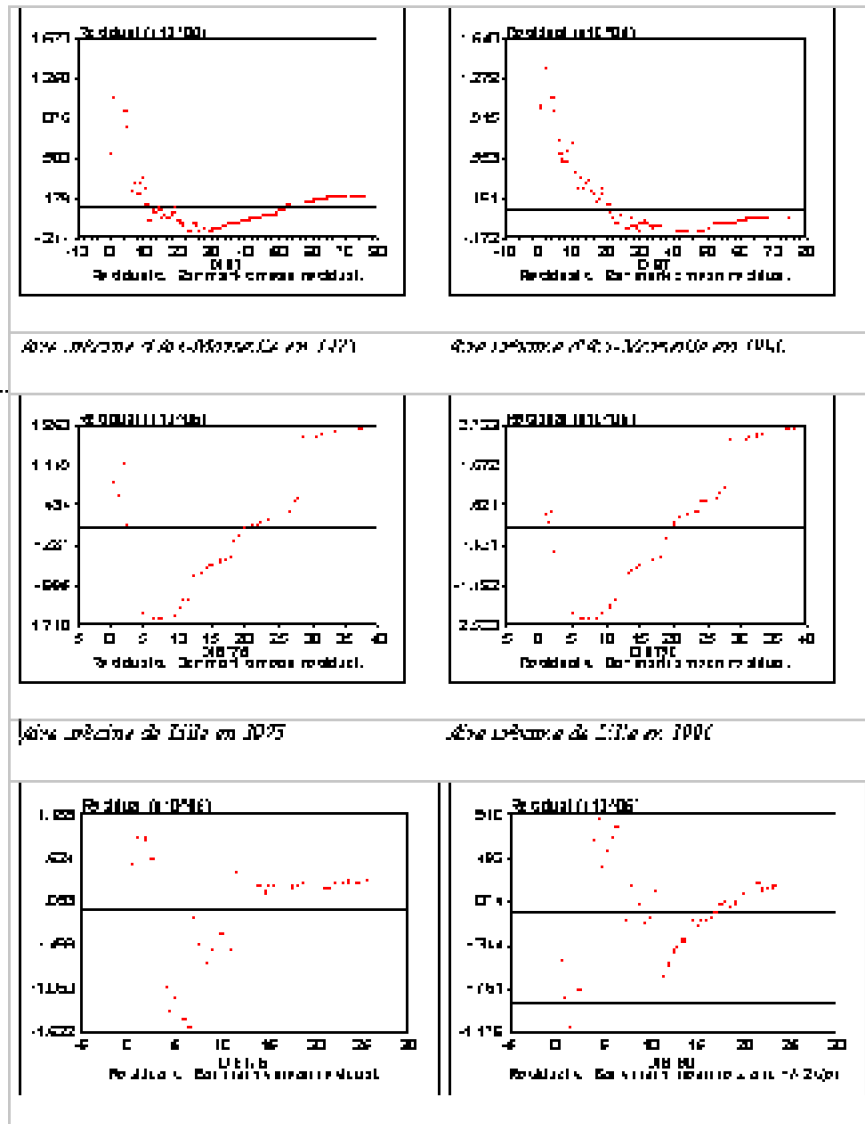
Pour confronter les résultats entre ces deux méthodes d'estimation, l'une fondée sur les densités, l'autre sur la population cumulée, il est nécessaire en conséquence d'ajuster la fonction exponentielle sur la base de surface et de population agrégée par pas de distance pour déterminer des densités moyennes, comme cela est fait pour l'estimation de l'exponentielle sur la base de la population cumulée. Les résultats suivant cette méthode d'estimation sont présentés dans le Tableau 4.14.

Tableau 4.14 : Résultats des estimations de la fonction exponentielle de densité sur la base de densités agrégées par pas de distance

Nom des aires urbaines	1975			1982			1990		
	Log D ₀	γ	R ²	Log D ₀	γ	R ²	Log D ₀	γ	R ²
PARIS	4,65 (27,0)	-0,91 (-24,9)	0,88	4,66 (28,6)	-0,87 (-24,9)	0,89	4,67 (29,8)	-0,83 (-4,2)	0,89
LYON	3,16 (13,2)	-0,11 (-13,9)	0,77	3,15 (12,9)	-0,99 (-10,3)	0,73	3,17 (13,2)	-0,92 (-9,7)	0,70
MARSEILLE-AIX-EN-PROVENCE	2,10 (4,7)	-0,81 (-4,6)	0,44	2,10 (5,9)	-0,81 (-5,0)	0,44	2,25 (6,6)	-0,76 (-5,6)	0,43
LILLE	3,96 (16,3)	-0,15 (-10,3)	0,79	3,98 (17,9)	-0,15 (-10,6)	0,81	3,97 (19,0)	-0,14 (-10,2)	0,82
BORDEAUX	2,78 (10,3)	-0,12 (-13,1)	0,79	2,95 (11,9)	-0,12 (-12,8)	0,82	3,04 (13,0)	-0,12 (-13,4)	0,83
T de Student entre parenthèses									

Les résultats de l'ajustement de la fonction exponentielle négative sur ces densités calculées et agrégées par pas de distance sont améliorés par rapport aux précédents résultats de la même fonction mais déterminée sur la base des différentes densités communales en fonction de la distance au centre. Cette amélioration porte principalement sur le R² plus que sur les T de Student. Les densités centrales estimées adoptent la même tendance d'évolution à la hausse que celles obtenues avec une estimation exponentielle négative sur densités. Le gradient en revanche est orienté à la baisse sur la période comme cela apparaît dans le cadre de l'estimation sur la population cumulée.

Dans l'estimation de la forme fonctionnelle proposée par Bussière proposée, il apparaît également que les résidus de cet ajustement, ordonnés suivant la distance, traduisent un phénomène d'autocorrélation. Si l'on considère que l'ensemble des points de l'espace sont ramenés à une succession de points ordonnés dans l'espace comme les dates le sont dans des séries temporelles, le test de Durbin-Watson utilisé pour ces séries chronologiques offre alors une première mesure de cette autocorrélation. Les valeurs de ce test sont proches de 0,2 et confirment la diagnostic réalisé sur la base des graphiques (Graphique 4.6).



Graphique 4.6 : Résidus en fonction de la distance au centre pour des estimations de la fonction exponentielle sur des populations cumulées

Enfin, la méthode d'estimation fondée sur une recherche itérative d'optimisation pour déterminer les deux paramètres D_0 et γ est très sensible aux valeurs d'initialisation retenues.

Outre la forme exponentielle négative sur les densités et sur la population cumulée, la littérature, comme nous l'avons mentionné dans le chapitre sur l'état de l'art envisage d'autres formes fonctionnelles, qui offrent sur les cas retenus généralement de meilleurs résultats d'estimation. Il n'est alors pas inintéressant d'envisager un comparatif entre des aires urbaines françaises. Les formes fonctionnelles proposées sont nombreuses et diverses. Parmi celles-ci nous retiendrons la forme Log normal pour laquelle nous procéderons à des estimations.

4. La Forme log normale

La fonction Log normale a été moins retenue pour l'étude des configurations spatiales. Elle vise cependant à apprécier les phénomènes de déconcentration spatiale doublés de l'existence de pics de densité qui ne se situent pas au centre même mais dans la proche couronne. Cette irrégularité dans la répartition des densités dans l'espace se manifeste par des « cratères » dans la partie centrale au niveau de la courbe de représentation des densités. La forme estimée comprend désormais trois paramètres, D_0 , la densité centrale estimée, γ et β . γ correspond au rapport du log de la distance où les densités sont les plus importantes et du degré de dispersion. β est inversement proportionnel au carré de la dispersion.

Tableau 4.15 : Résultats des estimations de la fonction Log Normale

Nom des aires urba	1975				1982				1990			
	Log D_0	$\gamma \ln x$	$\beta (lnx)^2$	R ²	Log D_0	$\gamma \ln x$	$\beta (lnx)^2$	R ²	Log D_0	$\gamma \ln x$	$\beta (lnx)^2$	R ²
PARIS	9,07 (14,1)	-1,74 (-4,3)	-0,19 (-3,0)	0,72	8,34 (13,0)	-1,28 (-3,2)	-0,24 (-3,9)	0,71	7,96 (12,6)	-1,04 (-2,6)	-0,27 (-4,35)	0,70
LYON	5,00 (6,49)	-1,4 (-2,34)	-0,73 (-0,63)	0,50	4,88 (6,52)	-1,24 (-2,15)	-0,83 (-0,74)	0,49	4,82 (6,70)	-1,1 (-2,08)	-0,80 (0,74)	0,48
MARSEILLE	2,12 (2,53)	-0,22 (-0,25)	-0,29 (-1,22)	0,67	2,67 (0,15)	0,87 (0,01)	-0,28 (-1,34)	0,28	2,67 (2,58)	0,15 (0,18)	-0,29 (-1,56)	0,28
LILLE	5,23 (7,33)	-1,28 (-1,96)	-0,10 (-0,69)	0,51	5,04 (7,54)	-1,05 (-1,70)	-0,15 (-1,04)	0,53	5,04 (7,89)	-1,03 (-1,75)	-0,14 (-1,01)	0,53
BORDEAUX	4,96 (4,53)	0,29 (-0,48)	-0,32 (-2,59)	0,55	3,35 (4,63)	0,43 (0,08)	-0,37 (-3,40)	0,59	3,34 (4,81)	0,17 (0,31)	-0,40 (-3,75)	0,61
TOULOUSE	3,05 (6,03)	-1,21 (-2,95)	-0,18 (-0,24)	0,49	3,00 (5,39)	-0,65 (-1,53)	-0,15 (-1,84)	0,52	3,10 (5,40)	-0,45 (-1,02)	-0,20 (-2,43)	0,53
NANTES	5,87 (5,49)	-0,50 (-0,83)	-0,30 (-2,16)	0,60	3,80 (5,84)	-0,27 (-0,49)	-0,34 (-2,63)	0,62	3,80 (5,92)	-0,19 (-0,34)	-0,35 (-2,77)	0,62
NICE	2,23 (2,16)	0,64 (0,74)	-0,65 (-3,61)	0,66	2,33 (2,36)	0,74 (0,89)	-0,67 (-3,88)	0,69	2,38 (2,49)	0,88 (1,11)	-0,70 (-4,17)	0,69
STRASBOURG	3,79 (10,11)	-0,39 (-2,76)	-0,10 (-1,45)	0,52	3,41 (10,26)	-0,68 (-2,39)	-0,13 (-1,86)	0,53	3,45 (10,20)	-0,55 (-1,90)	-0,17 (-2,35)	0,53
GRENOBLE	2,64 (4,89)	0,20 (-2,84)	0,20 (0,98)	0,42	5,08 (5,08)	-2,35 (-2,72)	0,15 (0,81)	0,43	5,02 (5,14)	-2,22 (-2,64)	0,14 (0,77)	0,42

T de Student entre parenthèses

A partir des résultats de ces estimations, il est possible de noter :

Saisi sur la base du coefficient de détermination, il apparaît que la fonction log normale offre un meilleur résultat que la fonction exponentielle sur les densités.

Le coefficient de la constante relative à la densité centrale estimée est plus élevé et plus dispersé avec l'ajustement de la forme log normal que celui réalisé avec l'exponentielle négative. L'amplitude des densités s'accroît de 10 à 2 864 hab./ha.

La baisse des densités centrales observée sur la base des recensements se retrouve au niveau des densités centrales estimées dans la forme log normale, ce qui n'était pas le cas dans l'estimation de la fonction exponentielle négative.

Le coefficient du carré du log de la distance est négatif pour toutes les aires urbaines. Il signifie que la convexité de la relation distance densité n'est pas uniforme. Certaines communes situées en périphérie ont des densités de population relativement élevées.

- Le centre ne perd cependant pas toute influence. Le maximum de densité observée se situe dans des communes centrales. Le maximum de densité correspond à une distance x^* telle que $x_{point} =$

$$e^{\left(\frac{r}{-2\beta}\right)}$$

Tableau 4.16 : distance estimée au centre des pics de densité

Nom des aires urbaines	1975	1990
PARIS	0,010	0,146
LYON	0,383	0,503
MARSEILLE-AIX-EN-PROVENCE	0,620	1,295
LILLE	0,002	0,025
BORDEAUX	0,636	1,237
TOULOUSE	0,035	0,325
NANTES	0,435	0,762
NICE	1,636	1,875
STRASBOURG	0,019	0,198
GRENOBLE	NS	NS

Ce schéma hybride au niveau des aires urbaines (poids de la commune centre plus diffus relatif à certaines communes en périphérie) n'est pas vérifiée si l'on retient un périmètre plus vaste où la commune centre retrouve sa suprématie par la minoration du poids des communes situées en périphérie et qui ont pourtant des densités plus fortes que la moyenne, excepté pour Lille (Jayet (1999) avec des résultats obtenus sur 100 km).

D'autres formes fonctionnelles sont également identifiées dans la littérature dont nous présenterons les résultats dans le prochain développement.

5. D autres formes fonctionnelles

Les autres formes fonctionnelles également envisagées, mais dans un nombre plus restreint de travaux, sont la fonction exponentielle quadratique, la fonction *Mills Suggested*, la fonction *Gamma*, la fonction quadratique.

Les résultats de ces autres formes sont présentés dans l'annexe VIII. Comparativement aux deux précédentes formes fonctionnelles testées, ces fonctions ne présentent pas de gains d'ajustement significatifs. Les coefficients de détermination sont proches, excepté pour la fonction quadratique pour laquelle il est inférieur. Les T de Student sont, en revanche, plus dispersés. Les coefficients, en particulier γ et β , sont peu significatifs pour la fonction Gamma.

Les densités centrales estimées comme les gradients n'évoluent pas de manière uniforme sur la période.

Les résultats de ces autres formes fonctionnelles ne sont pas très convaincants. Il aurait été possible d'en tester d'autres comme les fonctions *cubic spline*, présentées dans le chapitre sur l'analyse des densités et leur évolution. Nous avons choisi de d'explorer de nouvelles voies de recherche en revenant à la forme fonctionnelle originelle *i.e.* l'exponentielle négative sur les densités mais en privilégiant d'autres types de distances.

6. Des estimations sur d'autres types de distances

Toutes les études mentionnées dans le chapitre III, relatif à l'état de l'art des différentes estimations produites, adoptent comme distances au(x) centre(s) les distances euclidiennes ou distances à vol d'oiseau entre les communes. Le choix de telles distances est motivé très largement par la simplicité de leur détermination à partir des coordonnées XY des centroïdes des communes. Cette option n'est cependant pas la plus idoine au regard des hypothèses du modèle standard de l'économie urbaine.

En effet, dans le chapitre théorique, nous avons montré que moyennant des hypothèses, par exemple, sur la forme de la fonction de production du logement et de l'élasticité de la demande de logement, la distribution de la population dans l'espace suivait une exponentielle négative. Or, l'arbitrage des ménages entre logement et accessibilité au centre est la conséquence de la variation des coûts de transport vers le centre. Dès lors, pour passer d'une relation entre distance et densité, il est nécessaire que le coût de transport soit une fonction univoque de la distance au centre. Cette fonction est valide à condition que le réseau de transport soit homogène dans l'espace ou que le réseau soit radial isotrope par rapport au centre. Cette hypothèse est posée par le modèle standard mais elle est en infraction par rapport à la réalité.

Les réseaux de transport apparaissent en effet comme fortement différenciés. Ils sont constitués d'infrastructures à forte capacité et vitesse élevée et mais également d'axes plus restreints à vitesse réduite. En outre, leur distribution dans l'espace se caractérise par de profondes disparités. Les premiers sont significativement moins nombreux que les seconds. Dès lors, cette hétérogénéité et cette anisotropie induisent une remise en cause du caractère univoque de la relation entre distance et densité. Pour une même distance au centre, les coûts de transport selon les réseaux de transport ne sont plus identiques.

Le modèle théorique développé précédemment aboutit à deux conclusions que nous

souhaitons tester ici

Compte tenu du fait que pour une même distance les coûts d'accès au centre ne sont plus les mêmes, en particulier que le coût d'accès est fonction de la présence d'axes de transport rapides, la densité se trouve moins liée à la distance. Il s'en suit une hétérogénéité des points à une même distance. *En conséquence, les estimations de fonctions de densité réalisées sur la base d'indicateurs de coûts de transport devraient fournir de meilleurs résultats que celles menées sur la seule distance au centre.*

L'existence d'axes de transport rapides génère une hétérogénéité qui prend la forme d'un aléa dissymétrique. Pour une même distance au centre, les localisations pour lesquelles les coûts de transport sont importants sont plus nombreuses que celles pour lesquelles ce coût est réduit. Le nombre de localisation dont le logarithme de la densité dans la modèle exponentiel est faible est plus important que celui des localisations pour lesquelles il est élevé. Sur un graphique où sont représentées des zones de tailles à peu près égales avec, en abscisse leur distance au centre et en ordonnées le logarithme de leur densité, le nuage de points devrait comporter une frontière inférieure nette et une densité plus élevée que la frontière supérieure.

Pour tester de telles prédictions, il convient donc de construire des indicateurs de distance plus à même de rendre compte du coût de transport que ne le font les distances euclidiennes. Le coût généralisé de déplacement dernier intègre, non seulement la distance effective parcourue lors du déplacement, mais également le temps valorisé par un prix. Ce dernier correspond alors à la valeur du temps qu'il est possible de définir comme le prix que l'utilisateur est disposé à payer pour économiser une unité marginale de temps, étant donné un motif de déplacement et un niveau de revenu.

De manière plus précise, il est possible de distinguer deux valeurs du temps selon qu'elles soient tutélaires ou comportementales.

La valeur tutélaire est « *celle que l'Etat, dans sa sagesse, attribue au temps des citoyens* » (Commissariat Général du Plan, 1994⁹). Cette valeur normative est retenue dans la détermination de la rentabilité de projets. Plus sa valeur est importante, plus la préférence de la collectivité en faveur des gains de temps sous la forme de développement des réseaux de transport est manifeste. La valeur du temps en milieu urbain reprend les valeurs retenues en milieu interurbain. Elle est fixée actuellement à 74 F (FF 1994)/véhicule léger/heure. Sa valeur pourrait être revue à la baisse dans la mise à jour du rapport Boiteux. La valorisation des gains de temps est faite de manière uniforme pour l'ensemble de la population. Ainsi pour les transports en Ile-de-France, le coût d'une heure passée dans les transports est égale au salaire horaire net moyen dans la région.

La valeur du temps comportementale renvoie à des méthodes d'évaluation spécifiques. Elle peut être révélée par le comportement des usagers. Elle correspond alors à « *celle que les usagers attribuent implicitement à leur temps, et qu'ils révèlent au travers de leur comportement.* » (Commissariat Général du Plan, 1994). Cette valeur ne peut pas être observée directement mais est déterminée sur la base de modèles dont

⁹ Rapport appelé également rapport Boiteux

l'objectif est de rendre compte des choix des individus en matière de déplacement en fonction de paramètres. La valeur du temps correspond alors au taux de substitution entre le prix et le temps.

Cette valeur du temps peut être évaluée par la mise en oeuvre de méthodes de préférences déclarées fondées sur la construction de scénarii avec des paramètres variables. La valeur du temps correspond alors au consentement marginal des individus à payer pour gagner une unité de temps.

Les rares études sur les déplacements en milieu urbain semblent indiquer une surestimation des valeurs tutélaires du temps relativement aux valeurs révélées par les comportements. Ainsi sur le cas du tunnel du Prado-Carenage, plusieurs études ont été menées aboutissant à des valeurs de du temps relativement contrastées.

Tableau 4.17 : Valeur du temps en parcours urbain selon différentes études

Auteurs	Modèle	Valeur du temps en F/km		Observations
		Moyenne	Médiane	
Morellet (1997)	MATISSE	90	47	Moyennes pour un jour moyen annuel trajets de 3 à 10 km
		101	55	
Leurent (1997)	Logit à valeur du temps fixe	63,0	63,0	
	Probit à valeur du temps fixe	60,2	60,2	
	Logit à valeur du temps distribué selon une log normale	70,3	56,5	
Segonne (1998)	Prix-temps	Tous motifs		
		144,5	78,1	Heure de pointe du matin
		113,1	58,0	Heure moyenne
		127,5	62,5	Heure de pointe du soir
	Logit à valeur du temps distribué selon une log normale	64,6	57,4	Heure de pointe du matin
		64,2	47,1	Heure moyenne
		69,2	50,0	Heure de pointe du soir
Source : Quinet, 1998				

En conséquence, il aurait été souhaitable de déterminer la valeur du temps des

ménages de l'aire urbaine de Lyon. Mais l'importance de la méthodologie à mettre en oeuvre et de l'absence de « donne » pour estimer de telles valeurs, ont plaidé pour la recherche d'autres solutions susceptibles de rendre compte de manière plus satisfaisante du coût de déplacement que le font les distances euclidiennes.

Nous avons donc déterminé des distances-temps et des distances-réseaux qui sont relatives aux déplacements effectués sur les réseaux de transport. Les distances-temps renvoient à la durée de déplacement entre des communes. Elles sont exprimées en minutes. Les distances-réseaux renvoient aux kilomètres parcourus sur la base des réseaux de transport existants. Même si leur détermination est laborieuse, ces distances présentent l'avantage significatif d'être plus pertinentes en offrant une meilleure saisie du coût de déplacement et d'offrir des gains non négligeables dans la qualité des estimations produites comme nous allons le voir dans le développement suivant.

6.1 Méthodologie de détermination des distances temps et des distances réseaux

La détermination des distances-temps et des distances-réseaux s'est faite à l'aide d'un logiciel de navigation routière : le logiciel Autoroute Express version 6.0¹⁰. Il recourt à des algorithmes issus de la théorie des graphes pour déterminer le parcours et le temps mis pour relier deux points de l'espace ainsi que la distance kilométrique parcourue.

6.1.1 Les hypothèses

La détermination des itinéraires s'est faite moyennant certaines hypothèses relatives aux types de parcours, à la vitesse retenue sur les différents axes de transport et à l'état du réseau aux différentes époques d'observation.

Cette sélection des hypothèses doit être soumise à une exigence et une contrainte :

une exigence de vraisemblance par rapport aux tendances lourdes observées. Pour ce qui nous concerne, celles-ci ont trait au développement des réseaux de transport et à la mobilité des individus ;

une contrainte liée à l'outil utilisé et à la « donne » existante. Le logiciel, comme n'importe quel outil, offre un champ limité de possibilités. Ainsi, en est-il du logiciel Autoroute Express dont l'étendue des options est bornée. De même, la donne relative aux vitesses, à l'état du réseau n'est pas toujours disponible sur de longues périodes.

L'objectif assigné à la détermination de ces distances-temps n'est pas neutre également dans le choix des hypothèses. Ce calcul n'a pas pour finalité de caler un modèle d'ingénierie de trafic¹¹ ou de prévision de demande de transport collectif¹² mais de

¹⁰ Microsoft Autoroute ExpressTM Europe 98.

¹¹ Ainsi en est-il du modèle DAVIS de déplacements de l'agglomération lyonnaise.

préciser le rôle de chacune de ces distances dans les choix de localisation et, par conséquent, dans la forme urbaine. Dans les premiers cas, le modèle nécessite une grande précision dans les hypothèses retenues. Pour ce qui nous concerne, l'exigence de vraisemblance dans le choix des hypothèses ne s'assortit pas d'une exigence d'exactitude, car les différentes configurations de l'espace envisagées ne se limitent à aucun de ces deux cas. Elles intègrent à la fois différents types d'infrastructures (autoroutes, routes nationales et départementales, routes locales). Elles s'étendent également au-delà d'un périmètre strictement urbain et concernent l'aire urbaine de différentes villes, des espaces délimités par 45 voire 80 km autour du centre.

Les hypothèses sont relatives au type de parcours, à la vitesse de circulation et à l'état du réseau.

6.1.1.1 Le type de parcours

6.1.1.1.1 Les tendances observées

En matière de recherche de choix d'itinéraires, les travaux sont relativement peu nombreux pour les déplacements de longue distance. Leur rareté est encore plus grande pour les déplacements locaux¹³. Les recherches menées sous forme d'enquêtes qualitatives et quantitatives de préférences déclarées visent à mieux connaître le comportement des usagers en matière de choix d'itinéraires (USAP, 1992). Plus précisément, elles s'efforcent de mettre à jour des variables susceptibles d'améliorer la pertinence des modèles de prévision de trafic. Les enquêtes menées font apparaître deux tendances en matière de choix d'itinéraires :

une tendance à évacuer le choix. « *Tout se passe comme si les automobilistes sont plus à l'aise pour s'exprimer sur leur déplacement que sur la phase, plus ou moins brève, du processus du choix* » (USAP, 1992, p.14). Peu nombreux sont les usagers qui tergiversent entre plusieurs itinéraires. Soit les individus ont une idée *a priori* qui n'intègre pas uniquement de simples considérations objectives. Soit ils n'ont aucune idée arrêtée, ils suivent alors l'expérience et les avis donnés par d'autres en y apportant que peu ou prou de variantes.

une recherche de la solution la plus simple *ceteris paribus* caractérisée dans un grand nombre de cas par une nette préférence pour l'autoroute.

Ces deux grandes tendances se traduisent par une forte sensibilité dans le choix d'itinéraires aux critères dominants suivants : la rapidité, la sécurité et le confort. Plus que l'itinéraire le plus court en termes de distance géographique, correspondant à la recherche de proximité par rapport à la ligne droite théorique entre deux points, les usagers sont sensibles au parcours le plus rapide en temps. Cette préférence se maintient même si la distance parcourue sur un itinéraire alternatif est plus courte. Les

¹² Ainsi est-il du modèle TERESE développé par la SEMALY pour les transports lyonnais sur le périmètre de la Communauté Urbaine de Lyon (COURLY).

¹³ Le Laboratoire d'Economie des Transports mène actuellement une recherche sur ce thème pour le compte du SETRA.

usagers sont sensibles également aux conditions de conduites plus ou moins « stressantes » selon les types d'infrastructures. Enfin, ils privilégient *ceteris paribus* le confort physique, la qualité de la chaussée, la bonne visibilité selon les infrastructures. La notion de coût (consommation de carburant, usure des véhicules, péages) n'apparaît pas être aussi déterminante dans le choix d'un itinéraire en particulier dans les déplacements à longue distance que l'on pourrait le croire. Une fois ces variables identifiées, elles sont intégrées dans les modèles de prévision de trafic ¹⁴.

Outre ces recherches sur les ressorts des usagers en matière de choix d'itinéraires, les enquêtes Transports de l'INSEE ¹⁵ sur la période 1982-1994 révèlent plusieurs tendances lourdes en matière de mobilité des individus. Ainsi, sur cette période il apparaît que :

les ménages, au niveau national, privilégient de manière croissante la voiture particulière au sein des modes mécanisés. Celle-ci a vu sa part relative dans la totalité des déplacements mécanisés augmenter de près de 9 points en 12 ans. Elle assure ainsi 82,4 % des déplacements en 1994 contre 73,6 % en 1982. Cette hégémonie croissante s'est faite au détriment des transports collectifs (12,8 % en 1982, 11,7 % en 1994 du total des déplacements mécanisés) et des deux roues et divers (13,6 % en 1982 et 5,9 % en 1994 du total des déplacements mécanisés).

Cette évolution au niveau national se retrouve en tout point au niveau de Lyon. Sur la base des trois dernières Enquêtes Ménages réalisées au niveau de Lyon (1976, 1985 et 1995), la part de la voiture particulière passe de 34 % en 1976 à 53 % en 1995, soit une progression de 4% par an (Masson, Péguy, 1998).

les distances parcourues en voiture particulière ont augmenté de 21 % en passant en passant de 8,1 à 9,8 kilomètres sur cette même période pour des déplacements locaux.

le budget temps de transport porte à porte des ménages en voiture particulière est resté stable à 19 minutes ¹⁶.

Cette constante du budget temps se vérifie également au niveau des enquêtes Ménages de Lyon pour les trois dernières périodes (1976, 1985, 1995). Il se situe aux alentours du quart d'heure pour un déplacement en voiture particulière (Masson, Péguy, 1998).

¹⁴ Ceux-ci intègrent une estimation du temps de parcours sur chaque itinéraire avec une monétarisation de la valeur du temps selon les usagers, le confort plus ou moins grand de chaque itinéraire en sachant que les autoroutes sont le parcours le plus confortable et que les autres itinéraires sont évalués en fonction de paramètres pénalisants par rapport à cette situation (chaussées non séparées, carrefours non dénivelés, statut non autoroutier...).

¹⁵ Les enquêtes Transports sont réalisées sur la France entière par l'INSEE. Elles distinguent différents types déplacements. Parmi ceux-ci les déplacements locaux sont ceux considérés comme intervenant à des distances de moins de 80 Km du domicile et mesurés à vol d'oiseau. Seuls les déplacements des personnes de 6 ans et plus sont pris en compte. L'observation est réalisée au cours d'un jour de la semaine. Les deux dernières enquêtes Transport ont été réalisées en 1981-82 et en 1993-94.

¹⁶ Ce budget temps de transport est une moyenne déterminé pour des déplacements locaux définis comme ceux intervenant un jour moyen de la semaine à moins de 80 km du domicile, mesuré à vol d'oiseau.

Conséquence de ces deux tendances, distances parcourues de plus en plus grandes et budget-temps de transport stable, la vitesse moyenne en voiture particulière a augmenté de 21 % en passant de 26 à 31 km/h.

La répartition de la circulation routière se fait principalement en faveur des autoroutes. Celles-ci ont gagné plus de 6 points de trafic en 16 ans alors que les routes nationales ont vu leur part relative de trafic diminuer de plus de 3 points sur la même période. Le trafic sur le réseau local est resté stable sur la période.

6.1.1.1.2 Hypothèse retenue

Compte tenu de ces tendances lourdes en termes de mobilité et des choix possibles du logiciel, nous avons retenu comme option parmi celles proposées, en particulier entre *l'itinéraire le plus rapide* et *l'itinéraire le plus court*, la première. Autrement dit, entre une autoroute et une route nationale pour faire le même parcours, nous considérerons que les ménages utiliseront, *ceteris paribus*, le premier type d'infrastructure. Ce choix apparaît également cohérent par rapport au modèle théorique intégrant cette hétérogénéité des axes.

6.1.1.2 Vitesse de circulation

6.1.1.2.1 Tendances observées

Les séries longues en la matière sont peu nombreuses. Sur la base de récits exploités par les historiens, il est ainsi possible de se faire une idée des vitesses de moyens de communication. Ainsi, sous Louis XV, les voitures publiques parcouraient environ 80 km par jour soit près de 8 km/h. Cette vitesse s'est sensiblement accrue avec le développement du matériel de transport, des routes. Les Malles Postes, susceptibles de transporter 4 personnes, faisaient en 1848 du 14 km/h (Toutain, 1967). Outre ces modes mécanisés, à marche à pied avec une vitesse de 4-5 km/h a constituée pendant longtemps un mode de déplacement important en milieu urbain. « *D'ailleurs, on a toujours avancé qu'en définitive la limite supérieure de la taille (du point de vue de la superficie et, de ce fait, de la population) des villes était directement fonction du temps de parcours et qu'en règle générale, une heure de trajet a toujours correspondu au rayon des plus grandes villes* » (Bairoch, 1985, p.362).

La période récente, pour peu que l'on raisonne sur des axes de transport précis, offre sensiblement le même niveau d'information. La mémoire des sociétés autoroutières se limite à une dizaine d'années en arrière, correspondant à la mise en place de bases d'observation systématique des vitesses par des relevés. A titre d'exemple, la société des Autoroutes du Sud de la France (ASF) nous a fourni les vitesses moyennes observées sur l'A7 correspondant à l'axe Lyon-Marseille. L'établissement de ces statistiques de vitesse répond davantage pour les sociétés autoroutières de réguler le trafic dans ces circonstances ponctuelles (heure de pointe, jours particuliers..) que d'établir des grandes tendances de la mobilité. Cette vitesse moyenne est établie en différents points d'observation pour tous les types de véhicules. La moyenne en 1991 sur cet axe pour l'ensemble des véhicules y compris les poids lourds est de 106km/h.

Les Directions Départementales de l'Équipement (DDE) établissent, elles aussi, des relevés de vitesse en milieu urbain mais pour lesquels l'installation des boucles et des capteurs est encore plus récente que celle des sociétés autoroutières.

Les modèles d'ingénierie de trafic fournissent également quelques indications en matière de vitesse en milieu urbain. Ainsi, en est-il du modèle de demande de déplacements sur le réseau d'infrastructures, DAVIS¹⁷ qui fournit des résultats globaux sur l'agglomération lyonnaise pour les années 1989 et 1990. Ils font état d'une vitesse à l'heure de pointe du soir (HPS) de plus de 30 km/h dans les années 90.

L'INRETS travaille actuellement à la reconstitution de séries longues mensuelles des vitesses par type d'axes sur la France entière. Ces séries porteraient sur la période 1973-1995 mais aucune publication n'a été faite.

Enfin, les enquêtes Transports fournissent également quelques indications sur la vitesse moyenne des déplacements mécanisés. Elles indiquent en particulier une augmentation de 31 % des vitesses sur la période 1982-1994. Mais il convient de rappeler que ces informations sont établies sur la base des déclarations des individus consignées dans un carnet de bord. Elles ne renvoient pas à des axes de transport spécifiques mais à un déplacement effectué par un individu.

6.1.1.2 Hypothèses retenues

Compte tenu de ces tendances, nous avons retenu les hypothèses suivantes pour la vitesse selon le type d'infrastructure.

Tableau 4.18 : Vitesses retenues selon les axes

Type d'infrastructure	Vitesse (km/h) en 1975	Vitesse (km/h) en 1990
Autoroute	110	120
Route principale à chaussées séparées	90	100
Route principale à chaussée unique	60	70
Route nationale	55	65
Route régionale	40	50
Autre route	20	30

6.1.1.3 Etat du réseau aux différentes époques

Le réseau d'infrastructures de transport sur le territoire national a connu un formidable développement au cours des trente dernières années. Les autoroutes ont été les

¹⁷ Ce modèle a été construit sur la base de la matrice Origine Destination de l'enquête ménage sur les déplacements urbains, réalisée en 1989 ainsi que des recueils d'enquêtes de circulation et par une enquête cordon, susceptible de repérer les mouvements d'échange de véhicules et le trafic de transit correspondant aux véhicules qui ne font que traverser l'agglomération sans s'y arrêter.

principales bénéficiaires de cette croissance. Le maillage du réseau autoroutier est devenu plus fin par la mise en place de radiales mais également de quelques transversales. Au total, on dénombre sur le territoire national 7 215 km d'autoroutes en 1990 contre 1 125 km en 1970.

Au niveau de la région Rhône-Alpes, il est possible de dresser un historique du développement des réseaux d'infrastructures autoroutières.

Tableau 4.19 : Historique des réalisations autoroutières en Rhône-Alpes

DATE	REALISATIONS AUTOROUTIERES
1970	A6 : Paris-Lyon A7 : Lyon-Marseille A47 : Lyon-St-Etienne sauf traversée de St-Chamond qui se fait sans autoroute
1974	A 43 : Lyon-Bourgoin
1978	A 43 : Lyon-Chambéry A 48 : Lyon-Grenoble A 41 : Grenoble-Goncellin
1982	A 41 : Grenoble-Chambéry A 43 : Chambéry-Montmélian
1988	A 42 :Lyon Pont d'Ain
1990	A 49 :Thullins Veurey
1991	A 49 :Valence-Grenoble
1992	A 42 : dans la totalité A 40 : dans la totalité
1993	A 46 Sud Rocade Est

Source : Reconstitution personnelle à partir d'informations fournies par le CETE de Lyon, la DDE du Rhône et la DRE de Rhône-Alpes.

Faute de mémoire précise, il n'a pas été possible de mener cet historique pour les autres niveaux de réseaux d'infrastructures.

6.1.1.3.1 Le logiciel Autoroute Express

Nonobstant l'absence de mention de date précise de mise à jour du réseau, il est possible de dater le réseau intégré dans le logiciel à partir de l'observation des cartes. Celles-ci font état du réseau au début des années 1990. Le logiciel n'offre cependant pas d'archives pour restituer le réseau tel qu'il était dans les années 1970.

6.1.1.3.2 Les hypothèses retenues

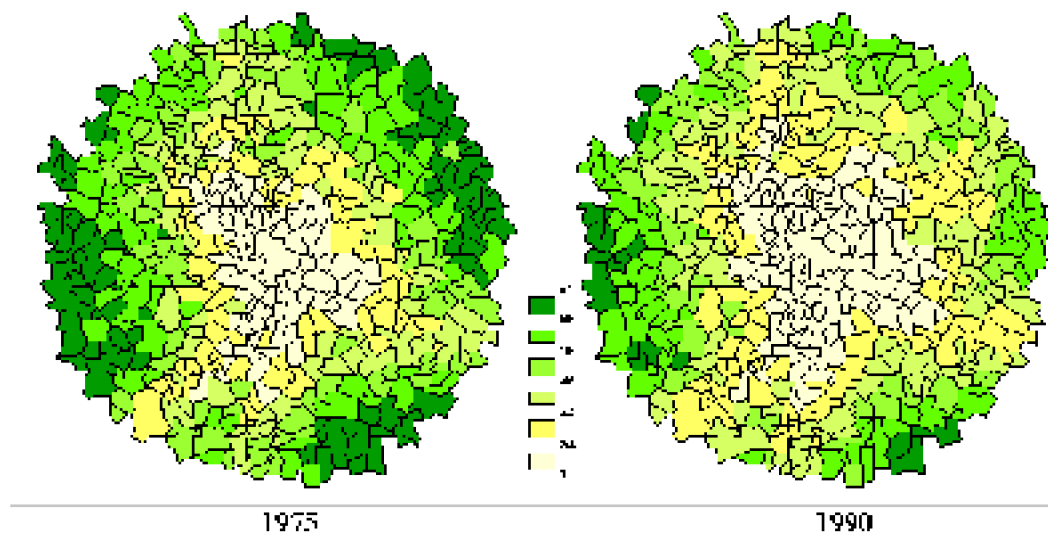
Pour reconstituer l'ensemble du réseau sur les périodes plus anciennes, il aurait été possible de recourir à des versions plus anciennes du logiciel Autoroute Express. Cette option n'a pas été retenue pour deux raisons. Les versions antérieures n'étaient pas assez anciennes et se limitaient à restituer un réseau de la fin des années 80. Par ailleurs, l'ensemble des communes de France n'était pas référencées dans ces versions. Cela obligeait donc à faire des estimations de distances-temps et distances-réseaux pour les communes non référencées.

Nous avons donc privilégié la cohérence de la base en ne travaillant que sur la version 6.0 jugée satisfaisante pour rendre compte du réseau au début des années 1990. Nous avons recouru également à une astuce pour reconstituer l'état du réseau en 1975 en limitant la vitesse à 1 km/h sur les autoroutes non encore réalisées en 1975. Dans l'option de l'itinéraire le plus rapide, l'algorithme se reportait en conséquence sur les routes nationales. Ce procédé a été utilisé pour l'ensemble des communes de la plaine de l'Ain pour lesquelles l'A42 n'a été terminée qu'en 1992.

En outre, compte tenu de l'impossibilité de retracer et d'intégrer un historique complet des routes nationales et des autres niveaux du réseau, nous avons fait l'hypothèse que le réseau ne s'était pas totalement restructuré sur cette période. Plus que les tracés d'ailleurs, ce sont les aménagements sur ces voies (feux de signalisation, ronds points, revêtement de chaussées, élargissement des voies...) qui ont été modifiés dans le temps et pour lesquels aucune information relative à des périodes anciennes n'est plus disponible.

Pour les communes dont l'itinéraire ne comportait pas dans la totalité des autoroutes, nous avons calculé les distances jusqu'au lieu où celles-ci s'arrêtaient. A ce maillon nous avons rajouté les distances réalisées sur d'autres types infrastructures pour gagner le point terminal. Pour les communes situées au delà de Saint-Chamond, compte tenu de l'absence en 1975 de contournement de cette commune par l'autoroute, nous avons donc procédé par calculs successifs : calcul des distances sur autoroutes de Lyon à Saint-Chamond par autoroute, puis calcul Saint-Chamond centre - la commune envisagée. La somme des deux donnait ensuite la distance-temps et la distance kilométrique totales du trajet. Pour certaines communes, en particulier celles situées dans la Loire, aux limites du périmètre de 45 kilomètres centré sur Lyon, ce redressement s'est fait en trois étapes : calcul de Lyon-St-Chamond par autoroute, St-Chamond-St Etienne par autoroute sur une partie du trajet, puis St Etienne-la commune envisagée par route nationale, l'A72 St Etienne-Clermont-Ferrand n'étant pas réalisée. Les distances-temps de ces itinéraires ont également été confrontées à celles d'un trajet alternatif à celui-ci. Pour certaines communes en effet, le trajet le plus rapide ne passait pas par St Etienne et la vallée du Giers mais par « l'intérieur des terres ». Au total, dans le cas de la configuration d'un espace délimité par 45 km autour de Lyon et comprenant plus de 550 communes, 1/5 d'entre elles ont fait l'objet de ce type de redressement.

Il est possible de représenter sous forme cartographique les distances temps obtenues pour un périmètre proche de celui de l'aire urbaine de Lyon en 1975 et 1990.



Carte 4.1 : Carte d'accessibilité selon la distance temps sur Lyon (45 km) (en minutes)

6.1.2 Une prudence nécessaire

Ces distances-temps et ces distances-réseaux sont déterminées sur la base de calculs qui ne correspondent pas forcément aux distances telles que les individus les perçoivent dans leurs déplacements. Villeneuve *et al.* (2000) montrent sur la base des enquêtes transport du Canada que les distances perçues, saisies sur la base des valeurs reportées dans les questionnaires des individus enquêtés, sont généralement supérieures de 50 % aux distances réelles, telles qu'il est possible de les reconstruire avec un logiciel de choix d'itinéraires. Sur un plan statistique, ces différences entre les deux sont fonction de plusieurs variables telles que l'heure du déplacement, le sexe de et l'âge de l'individu enquêté, le motif qui préside au déplacement.

Dans le cas du tunnel du Prado-Carenage de Marseille, Segonne (1998) a observé des situations similaires où le gain de temps des usagers est surestimé en moyenne : 16,5 minutes contre zéro en réalité. Pour ceux qui ont emprunté cette infrastructure, le temps gagné par les usagers est évalué sur la base de leur perception à 23 minutes contre un gain de temps calculé de 8 minutes.

Ces distances temps et distances réseaux ne sont peut-être pas encore une « panacée » pour comprendre les configurations urbaines, comparativement à des distances perçues. Elles présentent cependant l'avantage non négligeable d'être plus « facilement » déterminées et d'offrir, comme nous allons le présenter, dans le développement suivant des résultats significatifs.

6.2 Les résultats des estimations

Ces types de distance ont été mobilisés pour deux formes fonctionnelles, l'exponentielle négative et la forme proposée par Bussière.

6.2.1 Forme exponentielle négative

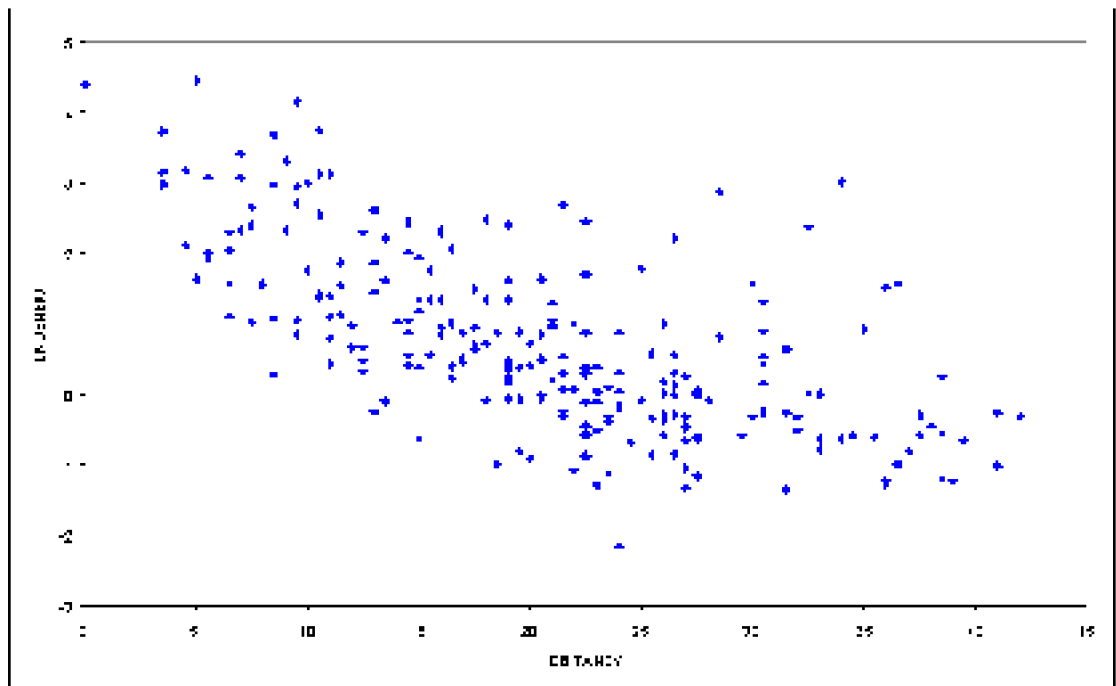
Le modèle théorique présenté précédemment implique que la relation entre la distance et un indicateur d'éloignement est d'autant meilleure que cet indicateur reflète bien le coût de déplacement vers le centre de l'agglomération. Des trois indicateurs utilisés, le moins performant de ce point de vue est l'indicateur le plus traditionnel, à savoir la distance à vol d'oiseau. Vient ensuite la distance-réseau. Cette dernière retrace plus fidèlement les distances parcourues. Cependant, elle ne tient pas compte des différences de vitesses sur les différentes parties du réseau. Or, la valeur du temps est une composante essentielle du coût généralisé de déplacement, et c'est elle qui justifiait dans le modèle théorique le fait que le coût unitaire de transport est plus faible sur les axes de transport rapides. La durée de déplacement représente alors l'approximation la plus fiable du coût de déplacement. On devrait donc avoir une relation entre densité et éloignement qui s'améliore quand on passe de la distance à vol d'oiseau à la distance-réseau et de cette dernière à la durée de déplacement.

Par ailleurs, la deuxième conclusion du modèle théorique conduit à penser que la structure aléatoire du nuage de points est, au moins dans le cas de la distance à vol d'oiseau, dissymétrique avec un poids plus important des communes situées vers les densités les plus faibles.

Les différentes parties du Graphique 4.7 permettent d'avoir une première appréciation visuelle des résultats pour l'année 1990. *La forme des nuages apparaît conforme aux prédictions.* Dans le graphique du haut utilisant la distance à vol d'oiseau, le nuage est très étalé. Sans être très claire, la dissymétrie prévue est bien présente, avec une densité du nuage un peu plus forte dans la partie basse du nuage. Le graphique du milieu utilise les distances-réseaux. Le nuage est moins étalé que précédemment, faisant augurer d'une liaison de meilleure qualité. Il semble que la dissymétrie reste présente. Pour le dernier graphique, l'indicateur d'éloignement est la durée de déplacement. La forme du nuage a très nettement changé. L'étalement a encore diminué et il n'y a plus de dissymétrie apparente.

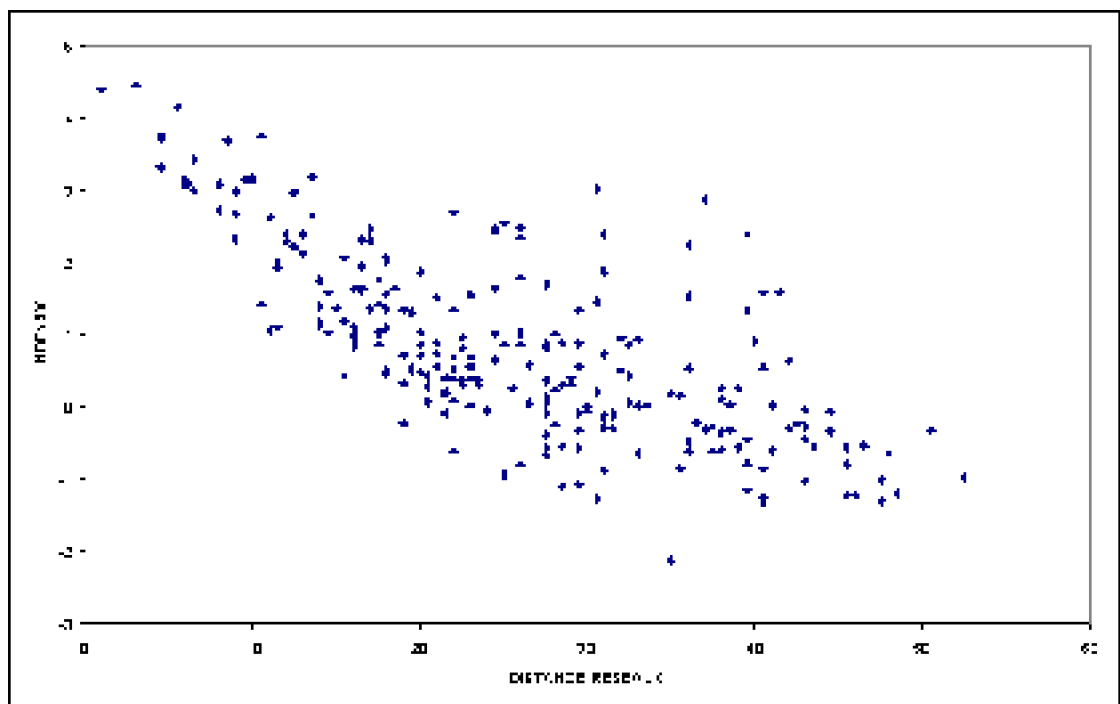
Ces observations se retrouvent au niveau des densités de 1975, en fonction des distances à vol d'oiseau, des distances-réseaux et des distances-temps déterminées pour 1975 (annexe X)

Distance à vol d'oiseau (unité : km)

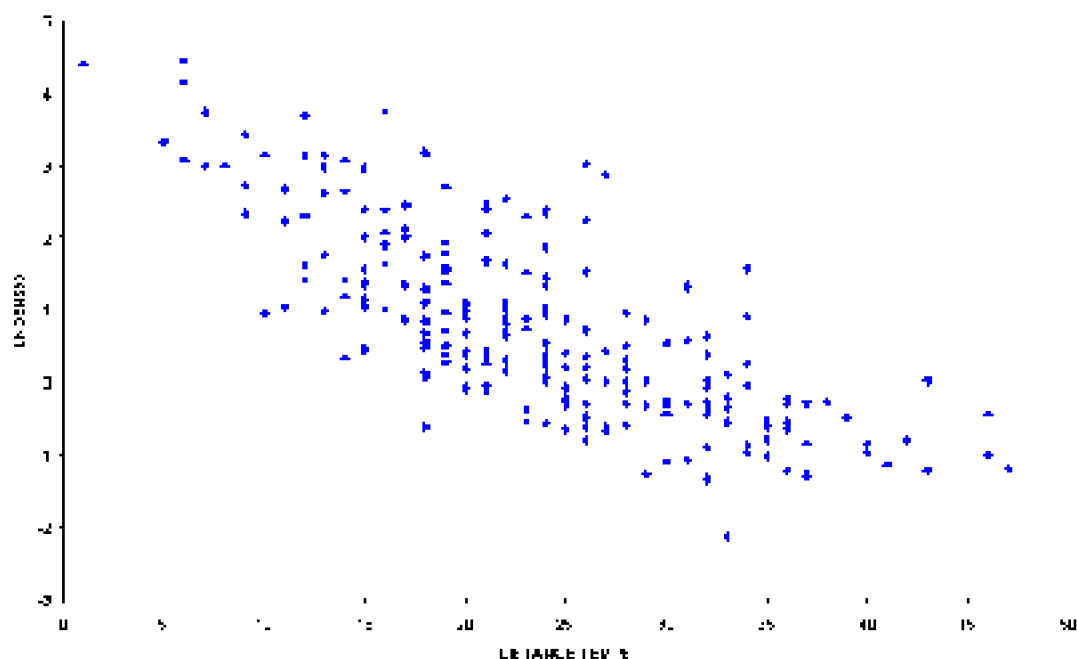


Graphique 4.7 : Densités communales de l'aire urbaine de Lyon en fonction de différents indicateurs d'éloignement (Année 1990)

Distance-réseau (unité : km)



Durée de déplacement (unité : minutes)



Des ajustements économétriques permettent de confirmer l'appréciation visuelle. Les résultats de régressions par les moindres carrés ordinaires sont présentés dans le Tableau 4.20, pour chacun des trois mesures d'éloignement et pour les deux recensements de 1975 et 1990. Pour l'année 1990, les résultats sont conformes à nos attentes. Qu'on la juge à partir du R^2 ou de la significativité du coefficient de la variable d'éloignement, les résultats de la régression s'améliorent quand on passe de la distance à vol d'oiseau à la distance réseau, puis de cette dernière à la durée de déplacement. Pour l'année 1975, les résultats sont moins nets. Si, comme en 1990, le passage de la distance à vol d'oiseau à la distance réseau s'accompagne d'une nette amélioration de la qualité de la régression, il n'y a quasiment aucune différence entre cette dernière et la durée de déplacement. L'approximation dans la reconstitution du réseau routier de 1975 n'est peut être pas étrangère à ces résultats.

Tableau 4.20 : Estimations de la fonction exponentielle négative pour l'aire urbaine de Lyon en fonction de différentes distances

	Distance à vol d'oiseau		Distance réseau		Durée de déplacement	
	1975	1990	1975	1990	1975	1990
Constante	2,416*** (14,733)	2,619*** (17,266)	2,825*** (17,764)	2,939*** (20,075)	2,899*** (17,505)	3,371*** (21,396)
Eloignement	-0,102*** (-13,924)	-0,091*** (-13,369)	-0,095*** (-16,843)	-0,083*** (-16,087)	-0,088*** (-16,571)	-0,111*** (-17,589)
R^2	0,45	0,43	0,54	0,52	0,54	0,56
T de Student entre parenthèses						

En outre, à partir des résultats du Tableau 4.20, on peut noter que les régressions par rapport à la distance à vol d'oiseau et avec la distance-réseau font apparaître un net affaiblissement en valeur absolue du coefficient de la distance entre 1975 et 1990 : la densité diminuait de 10,2 %/km en 1975. Elle ne diminue plus que de 9,1 %/km en 1990. Une régression sur les résultats du recensement de 1999 montre que cette baisse se poursuit : de 8,7 %/km. Le gradient diminue sur la période ce qui correspond à un aplatissement de la courbe des densités et par conséquent à un étalement de la population.

En revanche, le coefficient de la régression réalisée sur des distance-temps augmente nettement en valeur absolue entre 1975 et 1990 : la densité diminuait de 8,8 % par minute en 1975. En 1990, elle diminue de 11,1 %/minute. L'étalement urbain ne semble donc pas être attribuable à une plus faible sensibilité des ménages au temps de déplacement (une baisse des valeurs du temps) mais serait plutôt la conséquence de l'amélioration du réseau de transport, permettant une diminution sensible des temps de déplacement pour les mêmes distances.

La différence entre distance et coûts de déplacements est génératrice d'asymétries que l'on peut repérer dans le Graphique 4.7. La confirmation de ce diagnostic visuel intervient sur la base de la distribution des résidus d'estimation (Tableau 4.21). On note que la forte dissymétrie des résidus semble s'atténuer quand on passe de la distance à vol d'oiseau aux durées de déplacement.

Tableau 4.21 : Répartition des résidus normalisés des estimations

	Recensement de 1975			Recensement de 1990		
	<i>Distance à vol d'oiseau</i>	<i>Distance réseau</i>	<i>Durée de déplacement</i>	<i>Distance à vol d'oiseau</i>	<i>Distance réseau</i>	<i>Durée de déplacement</i>
[-3 -2[0,8%	1,3%	0,4%	0,4%	1,3%	0,8%
[-2 -1[10,0%	11,7%	15,9%	11,3%	11,3%	13,8%
[-1 -0,5[22,2%	20,5%	17,6%	22,2%	21,8%	18,4%
[-0,5 0[23,4%	19,2%	23,4%	25,5%	20,5%	22,6%
[0 0,5[15,5%	19,7%	13,0%	15,1%	18,0%	15,9%
[0,5 1[11,3%	12,6%	14,2%	9,6%	13,0%	13,8%
[1 2[12,6%	10,9%	10,5%	11,7%	11,3%	10,9%
[2 4[4,2%	4,2%	5,0%	4,2%	2,9%	3,8%
Somme	1	1	1	1	1	1

Pour confirmer cette observation des distributions, nous avons calculé les indicateurs habituels d'asymétrie, le Skewness, et d'aplatissement, le Kurtosis centré (Encadré 4.3). La combinaison de ces deux termes, qui pour une loi normale sont nuls, permet de calculer la statistique de Jarque-Bera, qui est un test classique de normalité d'une distribution. On trouvera également dans le Tableau 4.22 cette statistique et les contributions respectives du Skewness et du Kurtosis à la valeur de cette statistique.

$$S = \frac{\mu_3}{\sigma^3} = \frac{N^{-1} \sum (x_n - \bar{x})^3}{N^{-3/2} \left[\sum (x_n - \bar{x})^2 \right]^{3/2}} = N^{1/2} \frac{\sum (x_n - \bar{x})^3}{\left[\sum (x_n - \bar{x})^2 \right]^{3/2}} \quad \text{où } N \text{ est le}$$

nombre d'observations, μ_3 est le moment centré d'ordre 3, σ l'écart-type et \bar{x} la moyenne. Le Kurtosis (aplatissement ou concentration autour de la moyenne de la distribution) est défini par :

$$K = \frac{\mu_4}{\sigma^4} = \frac{N^{-1} \sum (x_n - \bar{x})^4}{N^{-2} \left[\sum (x_n - \bar{x})^2 \right]^2} = N \frac{\sum (x_n - \bar{x})^4}{\left[\sum (x_n - \bar{x})^2 \right]^2} \quad \text{La statistique de}$$

Jarque-Bera se décompose en deux termes :

$$S = N \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right]^b \quad \text{avec}$$

une distribution asymptotique du Khi-deux à deux degrés de liberté. Le premier terme est lié au Skewness et le second au Kurtosis. Le calcul de ces deux termes permet d'apprécier si la normalité ou la non normalité selon les cas est principalement la conséquence de l'asymétrie ou de l'aplatissement de la distribution.

On constate que le test de Jarque-Bera conduit largement, dans tous les cas, à rejeter l'hypothèse de normalité (la zone de rejet commence à une valeur de 6 pour un test au seuil de 5%, à une valeur de 9,2 pour un test au seuil de 1 %). De plus, ce rejet est essentiellement le fait de l'asymétrie. Une distribution ayant le même niveau d'aplatissement sans asymétrie serait considérée comme issue de la loi normale. Enfin, pour le recensement de 1990, le niveau d'asymétrie et sa contribution au skewness diminuent bien quand on passe de la distance à vol d'oiseau à la distance réseau et de cette dernière à la durée de déplacement. Ce n'est pas le cas pour 1975, mais on sait les incertitudes liées à la reconstitution du réseau à cette époque qui ne peuvent qu'entacher les résultats.

Tableau 4.22 : Indicateurs Skewness, Kurtosis et statistique Jarque-Bera sur les résidus normalisés

	Recensement de 1975			Recensement de 1990		
	Distance à vol d'oiseau	Distance réseau	Durée de déplacement	Distance à vol d'oiseau	Distance réseau	Durée de déplacement
Skewness	0,628	0,405	0,654	0,632	0,563	0,485
Kurtosis centré	0,320	0,504	0,965	0,642	0,568	0,018
Stat. Jarque Bera	26,029	18,651	26,071	29,261	25,651	19,330
Dont contributions						
Du skewness	25,009	16,120	26,059	25,162	22,443	19,327
Du kurtosis	1,020	2,531	0,012	4,099	3,208	0,003

Pour compléter l'analyse des résidus, on trouvera dans le Tableau 4.23 des tests d'hétéroscédasticité et de robustesse. Dans tous les cas, on accepte l'hypothèse nulle.

Tableau 4.23 : Tests sur les résidus d'estimation selon les types de distance

Distance à vol d'oiseau		
	1975	1990
<i>Test d'hétéroscédasticité</i>		
Koenker Bassett Test	0,95	0,18
Proba	0,329774	0,665125
<i>Test de robustesse de la spécification</i>		
Test de White	2,83	1,23
Proba	0,242441	0,539629
Distance réseau		
	1975	1990
<i>Test d'hétéroscédasticité</i>		
Breusch-Pagan	0,40	
Proba	0,527218	
Koenker Bassett Test		0,02
Proba		0,885527
<i>Test de robustesse de la spécification</i>		
Test de White	1,79	0,19
Proba	0,408107	0,908785
Durées de déplacement		
	1975	1990
<i>Test d'hétéroscédasticité</i>		
Koenker Bassett Test	4,22	1,54
Proba	0,039880	0,214454
<i>Test de robustesse de la spécification</i>		
Test de White	6,51	1,67
Proba	0,038526	0,433513

Les estimations réalisées sur l'aire urbaine de Lyon, pour différentes périodes de temps, n'infirmant pas les prédictions du modèle théorique. Ces distances-réseaux et ces distances-temps offrent des résultats particulièrement significatifs en termes de gains de qualité d'ajustement pour la fonction exponentielle négative. La dissymétrie de la structure aléatoire du nuage de points s'atténue sensiblement avec ces indicateurs de durée et de distance parcourue.

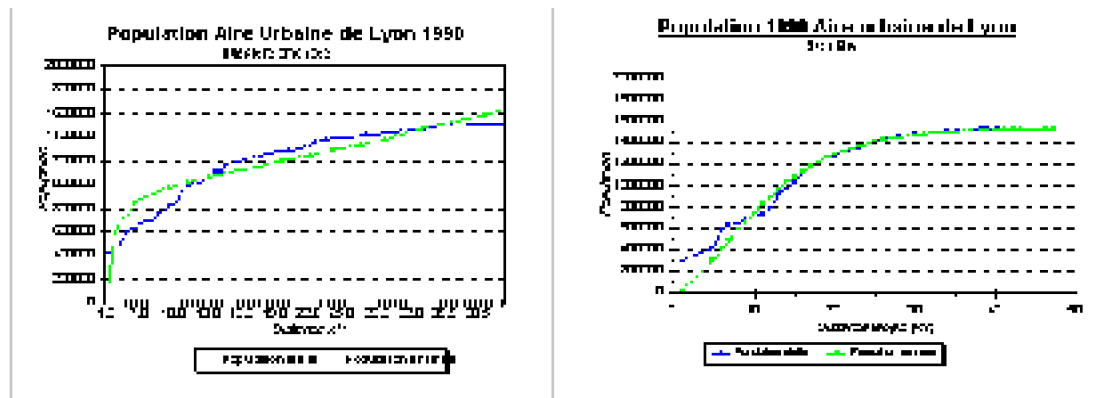
Ces distances-temps et ces distances-réseaux peuvent être également mobilisées dans le cadre d'estimations retenant la forme proposée par Bussière sur la population cumulée et la forme amendée par Bonnafous et Tabourin (1995).

6.2.2 Formes Bussière et Bussière amendée

Pour mieux restituer la répartition de la population dans l'espace à partir d'une certaine distance au centre, Bonnafous et Tabourin ont proposé d'amender la formulation originelle de Bussière par l'introduction d'un paramètre Kx . Ce paramètre renverrait à la dotation en infrastructures de transport en particulier de type autoroutier.

$$P(x) = \frac{2\pi D_0}{\gamma^2} * [1 - (1 + \gamma x)e^{-\gamma x}] + Kx \tag{4.3}$$

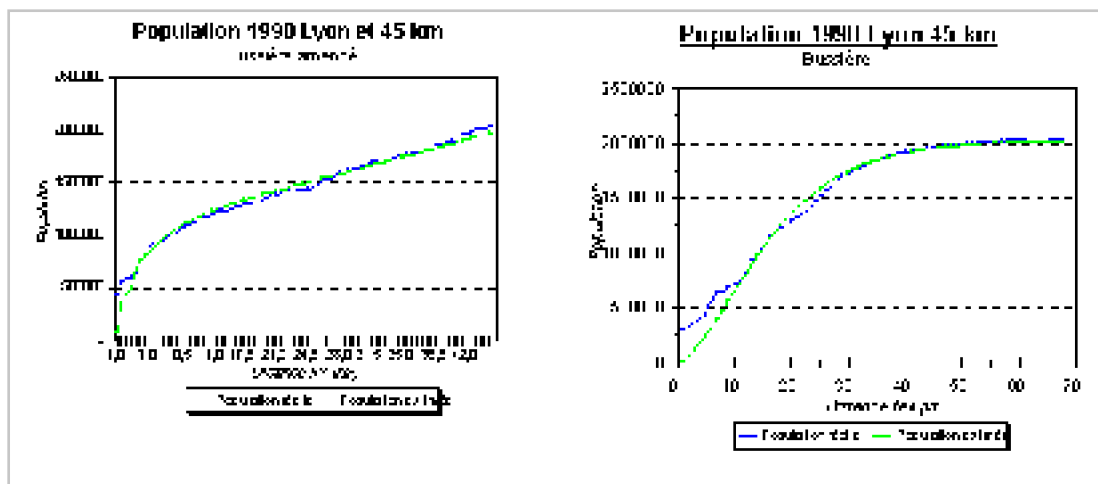
Nous avons donc confronté les estimations obtenues sur différentes aires urbaines de la région Rhône-Alpes et, pour le cas de Lyon, sur des périmètres qui ne se limitent pas à l'aire urbaine.



Graphique 4.8 : Répartitions théoriques et réelles de la population sur l'aire urbaine de Lyon

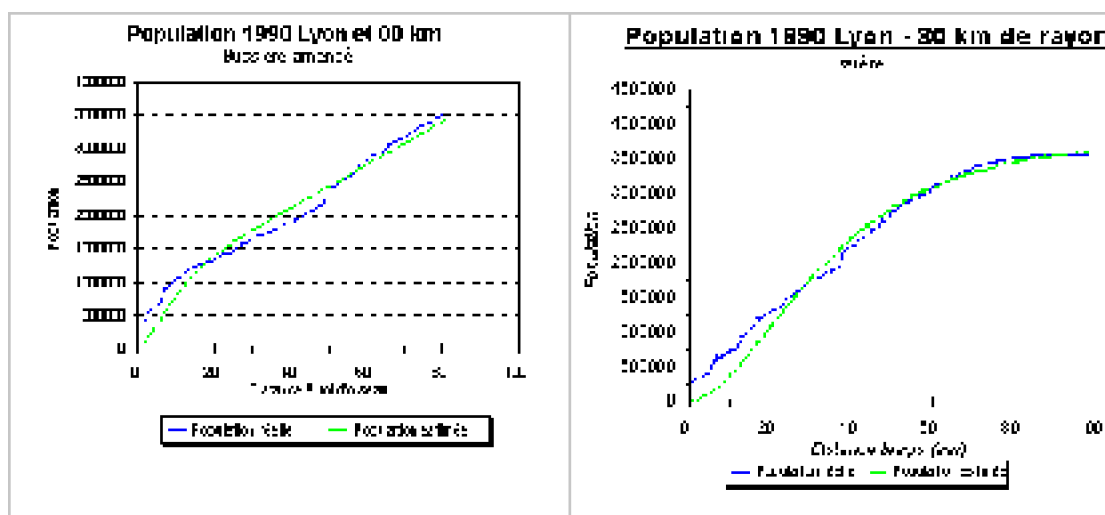
Nous avons estimé également cette forme sur deux périmètres plus vastes que celui de l'aire urbaine. Le premier, Lyon et 45 km de rayon, correspond au périmètre où le nombre d'actifs est équivalent au nombre d'emplois. Le deuxième, nettement plus grand, correspond à la définition retenue par l'Enquête Transport et Communication qui considère comme déplacement local le déplacement dont l'origine et la destination sont en France et à moins de 80 km à vol d'oiseau du domicile.

Cette extension du périmètre se traduit par un accroissement sensible du nombre de communes pour lesquelles il convient de calculer ces distances temps et ces distances réseaux. On passe de 239 communes pour l'aire urbaine à 552 dans le cas de Lyon et 45 km de rayon et à 1 664 pour Lyon et 80 kilomètres de rayon.



Graphique 4.9 : Répartition théorique et réelle de la population sur Lyon et 45 km de rayon

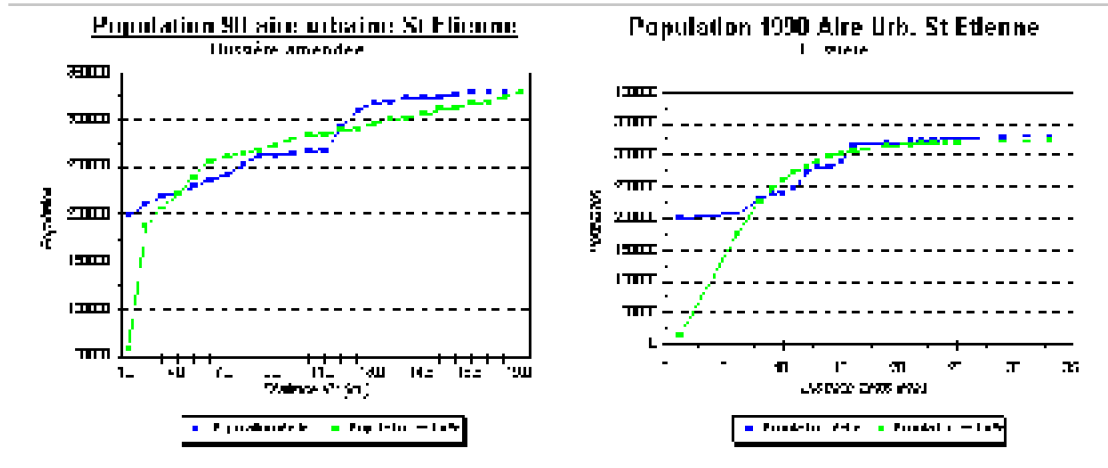
La zone de Lyon et de 45 km intègre dans des villes de taille relativement importante comme Vienne et comme Villefranche sur Saône qui, sur la base du ZAU, constituent des aires urbaines en tant que telles compte tenu de leur niveau d'emplois offerts et de leur indépendance à l'égard d'un autre pôle. Ces communes se traduisent par des « décrochements » sur la courbe de la population cumulée en fonction de la distance au centre à vol d'oiseau qui n'apparaissent pas au niveau de la courbe de population cumulée ordonnée suivant les distances-temps (Graphique 4.9).



Graphique 4.10 : Répartitions théorique et réelle de la population sur Lyon et 80 km de rayon

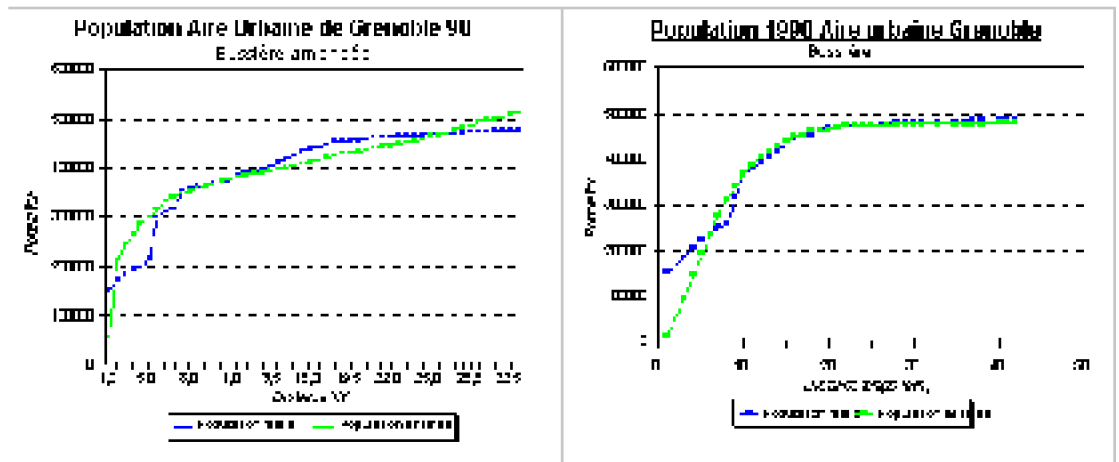
Outre les villes relativement importantes déjà mentionnées pour Lyon et 45 km de

rayon, le périmètre de 80 km intègre des agglomérations comme St Etienne dont l'incidence de la taille est perceptible aussi bien au niveau des distances euclidiennes que des distances-temps (Graphique 4.10).



Graphique 4.11 : Répartitions théoriques et réelles sur l'aire urbaine de St Etienne

Pour l'aire urbaine de Grenoble comme pour celle de St Etienne, la saturation de l'espace apparaît de manière nette sur la base de la contrainte de temps de déplacement. A partir d'un temps de 25 à 30 minutes environ, la population cumulée n'augmente quasiment plus.



Graphique 4.12 : Répartitions théoriques et réelles sur l'aire urbaine de Grenoble

La confrontation des estimations réalisées avec la formulation de Bussière amendée privilégiant les distances euclidiennes et la formulation originelle de Bussière retenant les distances-temps offre là aussi des résultats intéressants.

Avec les distances-temps, il apparaît que la formulation originelle de Bussière donne de meilleurs résultats que la formulation amendée en particulier dans le cas de l'aire urbaine de Lyon. Compte tenu de son mode de définition, fondé sur le niveau des migrations alternantes, la bonne adéquation observée entre distances-temps et population cumulée pour l'aire urbaine de Lyon n'est pas complètement surprenante.

L'utilisation des distances-temps permet donc de s'affranchir du recours au paramètre K introduit dans la formulation originelle.

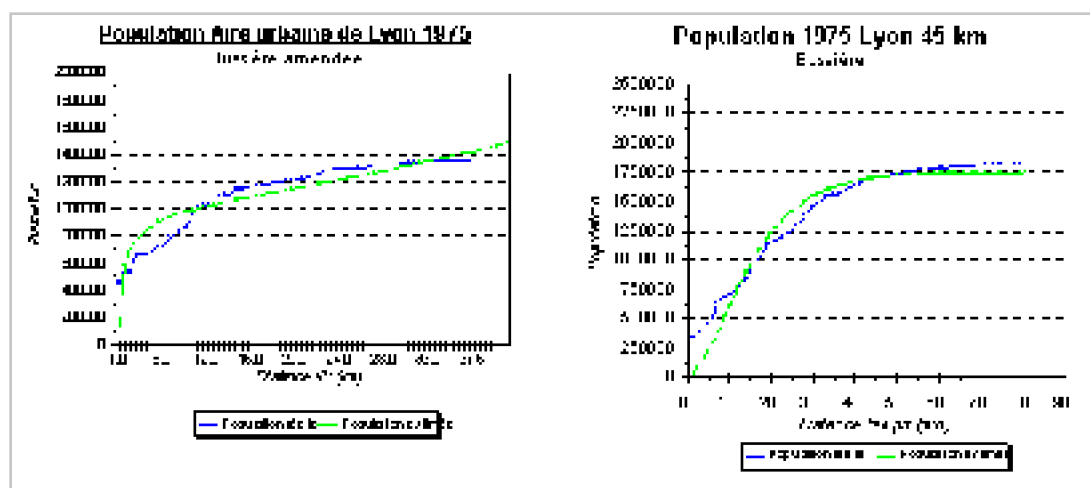
Tableau 4.24 : Résultats des paramètres des deux modélisations

	Bussièrè amendé				Bussièrè			
Types de distances	Distance euclidienne				Distance-temps			
Périmètre	D_0	γ	K	R^2	D_0	γ	R^2	
Aire urbaine de Lyon	45 000	-0,5915	20 000	0,88	6 692	-0,1653	0,97	
Lyon et 45 Km de rayon	20 475	-0,3705	23 080	0,96	4 277	-0,1149	0,98	
Lyon et 80 Km de rayon	5 100	-0,1981	32 300	0,96	1 737	-0,0540	0,97	
Aire urbaine de St Etienne	30 401	-0,9221	5 548	0,52	4 805	-0,2962	0,71	
Aire Urbaine de Grenoble	24 807	-0,7059	6 035	0,85	7 300	-0,3114	0,90	

A partir des résultats rassemblés dans le Tableau 4. 24, on peut noter que les conclusions obtenues sur la base des précédentes estimations de la fonction exponentielle sur les densités et la population cumulée se vérifient également à ce niveau. Plus la « ville » est peuplée, plus son degré d'étalement est important, signifié par des gradients de faibles niveaux.

Les niveaux des gradients sont nettement supérieurs dans le cas des estimations retenant la forme amendée que dans celles de la forme originelle. Le taux de décroissance de la population est de 59 %/km pour l'aire urbaine de Lyon dans le premier cas et de 16 %/km dans le deuxième cas.

Il est possible de s'intéresser également aux résultats de ces deux formes d'estimations dans le temps comme nous l'avons fait pour les densités. Compte tenu du travail de redressement nécessaire, nous ne présentons des résultats que pour le cas de Lyon et 45 km en 1975.



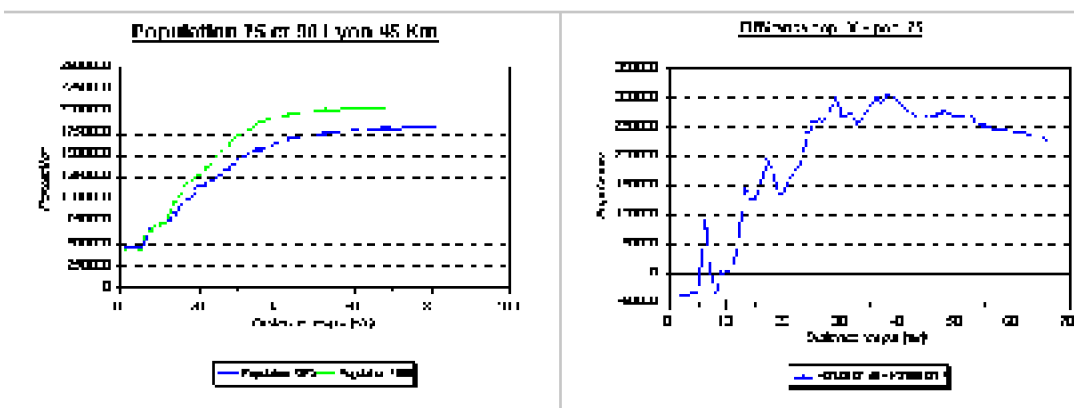
Graphique 4.13 : Distributions théoriques et réelles de la population cumulée de Lyon en 75

Tableau 4.25: Résultats des paramètres des deux modélisations

Périmètre	Bussière amendé				Bussière		
	D_0	γ	K	R^2	D_0	γ	R^2
Lyon et 45 Km de rayon	49 830	-0,6097	15 579	0,86	4 200	-0,1227	0,94

Ces résultats n'infirment pas ce que nous avons noté pour l'année 1990 et sur les densités. La modélisation sur la base de la forme de Bussière retenant les distances-temps offre des résultats plus significatifs que ceux issus de la forme amendée privilégiant les distances euclidiennes.

Sur la période, le gradient comme la densité centrale estimée diminuent dans le cas de l'estimation sur la forme amendée. Comme pour les estimations sur les densités, le gradient obtenu sur la base de la formulation originelle avec des distances-temps est en croissance sur la période traduisant davantage un phénomène de concentration que d'étalement.



Graphique 4.14 : Distribution de la population cumulée de Lyon en 1975 et 1990

La différence entre les deux courbes de population cumulée en 1975 et 1990 (Graphique 4.14) permet d'apprécier la modification de l'accessibilité. Saisie sur la base des distances temps, elle se traduit par une modification de la répartition de la population. Les communes enregistrant une hausse de leur population sont celles qui ont connu les gains les plus importants d'accessibilité.

Plus généralement, cette analyse comparative entre estimation fondée sur la forme amendée avec des distances euclidiennes et la formulation originelle de Bussière avec des distances-temps confirme la signification qui avait été donnée au paramètre K lors des précédents travaux (Bonnafous, Tabourin, 1996 ; Schéou, Tabourin, 1998), même si, de toute évidence, il n'y a probablement pas d'équivalence complète entre les deux. Se passer du paramètre K , dont le contenu n'a pas encore été explicité de manière formelle, autorise une plus grande prudence et rigueur dans l'explication de la structuration spatiale. En outre, l'utilisation des distances-temps apporte un gain de signification des facteurs intervenant dans les choix de localisation des ménages. La contrepartie de ce gain de signification est une perte d'opérationalité lié au travail fastidieux de calcul des distances-temps et des distances-réseaux.

7. Des estimations par les fonctions de production inversées

La détermination de distances-temps et de distances-réseaux n'est pas aisément reproductible sur un grand nombre d'aires urbaines compte tenu du travail que cela représente. Il est convenable donc de rechercher une autre méthode d'estimation qui retiendrait les seules données sur les distances à vol d'oiseau.

La méthode que nous nous proposons part de la deuxième conclusion du modèle théorique, à savoir que la structure aléatoire du nuage des points représentant les communes est dissymétrique avec un poids plus important des communes situées vers les densités les plus faibles. Si la non prise en compte de la relation entre distance et coût de transport se traduit par la présence d'un aléa dissymétrique dont la probabilité est plus forte pour les communes ayant la densité la plus faible, cela conduit à utiliser pour l'estimation un modèle de type fonction de production inversée.

Plus précisément, on se propose d'estimer le modèle suivant :

$$\ln DENS_i = \alpha + \beta DIS_i + \varepsilon_i \quad (4.4)$$

$$\varepsilon = v_i + |u_i|$$

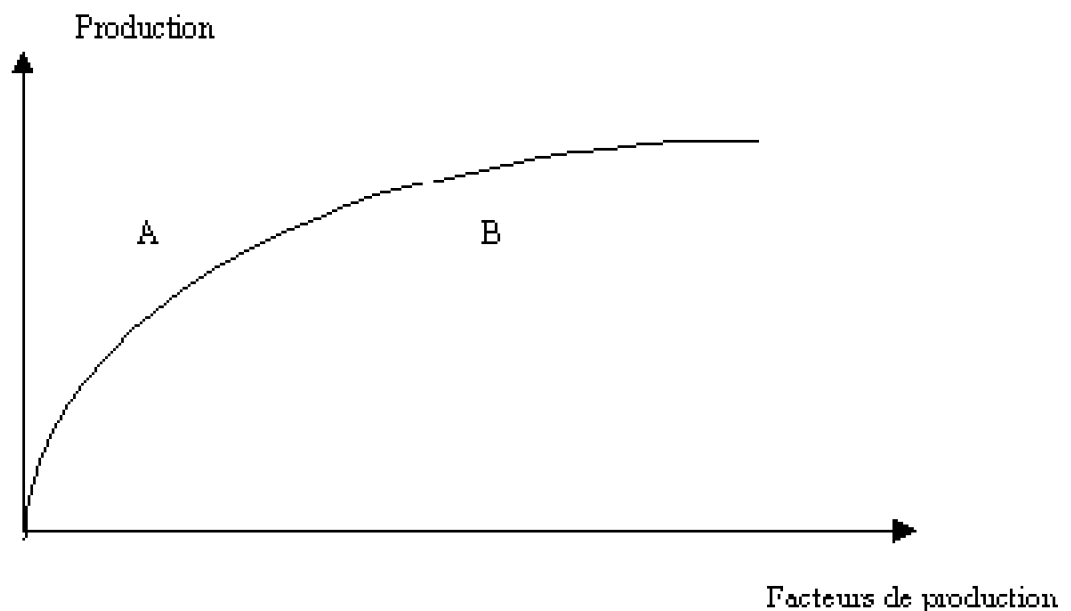
où u_i et v_i sont normalement distribués avec une moyenne nulle et des variances constantes, σ_u^2 et σ_v^2 . L'estimation a été faite par le maximum de vraisemblance.

Cette méthode d'estimation fondée sur les frontières de production trouve son origine dans les travaux de Debreu (1951) et de Farrell (1957) sur l'efficacité productive. L'objectif est de réaliser un ajustement asymétrique du nuage de points liant production et facteurs

de production dans le cas de l'étude de performances productives. Graphiquement, la frontière correspond alors à la courbe représentée (Graphique 4. 15). On dira dans ce cas que le point A (renvoyant à une année de production pour une firme ou à une firme distincte de A) est plus efficace que B.

Plusieurs techniques d'estimation de frontières sont envisageables (Greene, 1993). Certaines sont *paramétriques*, par opposition aux formes *non paramétriques*. Dans le premier cas, l'estimation des paramètres décrit une forme fonctionnelle postulée *a priori*, ce qui n'est pas le cas pour les secondes. Elles peuvent être également *stochastiques* ou *déterministes*. Pour celles-là, l'ajustement réalisé accepte certains points localisés au dessus¹⁸ de la frontière de production alors que pour celles-ci l'ensemble des points sont situés sous la frontière¹⁹.

La forme généralement retenue d'estimation de frontières combine une approche paramétrique et stochastique.



Graphique 4.15 : Modèle frontière de production

Compte tenu de la forme de la configuration du nuage de points liant densité et distance observée précédemment, l'objectif est d'ajuster une frontière de production *inversée* sur des densités. Cette méthode d'estimation à notre connaissance n'a jamais été retenue dans le cadre de l'économie spatiale. Ce travail en explore la pertinence et la faisabilité.

La régression frontière testée est de nature paramétrique en postulant *a priori* la forme fonctionnelle retenue comme étant l'exponentielle négative sur des distances euclidiennes.

¹⁸ Dans notre cas, cela sera au dessous de la frontière de production inversée

¹⁹ Dans notre cas là aussi, l'ensemble des points sera situé au dessus la frontière

Nous avons testé cette méthode d'estimation pour l'aire urbaine de Lyon sur laquelle nous avons déterminé précédemment des distances-temps et des distances-réseaux. D'autres aires urbaines ont été également retenues comme cadre pour ce type de méthode d'estimation avec des résultats probants également.

7.1 Le cas de l'aire urbaine de Lyon

Les résultats de cette forme d'estimation sont rassemblés dans le Tableau 4.26. Comme précédemment, nous avons fait l'estimation pour les quatre recensements de 1975 à 1999.

Ces estimations confirment largement l'existence d'une forte asymétrie et de l'importance de sa prise en compte économétrique. Alors que la variance du terme symétrique est, pour les quatre années, aux environs de 0,30, la variance du terme dissymétrique est nettement plus élevée : 2,07 en 1975 puis une baisse légère mais régulière pour atteindre 1,46 en 1999. En conséquence, le degré de dissymétrie, tout en baissant également, reste élevé : de 2,61 en 1975 à 2,31 en 1999. Dans tous les cas, il est très significativement différent de zéro. Un test du rapport de vraisemblance confirme ce résultat. En effet, en l'absence d'asymétrie ($\sigma_u = 0$), on retrouve le modèle habituel des moindres carrés ordinaires, pour lequel la log-vraisemblance est en 1990 de -328,49 contre -320,73 pour le modèle avec fonction de production inversée. La statistique du rapport de vraisemblance est donc égale à 15,9 ce qui, avec un degré de liberté, conduit largement au rejet de l'hypothèse nulle. Les résultats sont similaires pour les autres années.

Tableau 4.26 : Estimation par un modèle de type frontière de production inversée avec une exponentielle négative pour l'Aire urbaine de Lyon

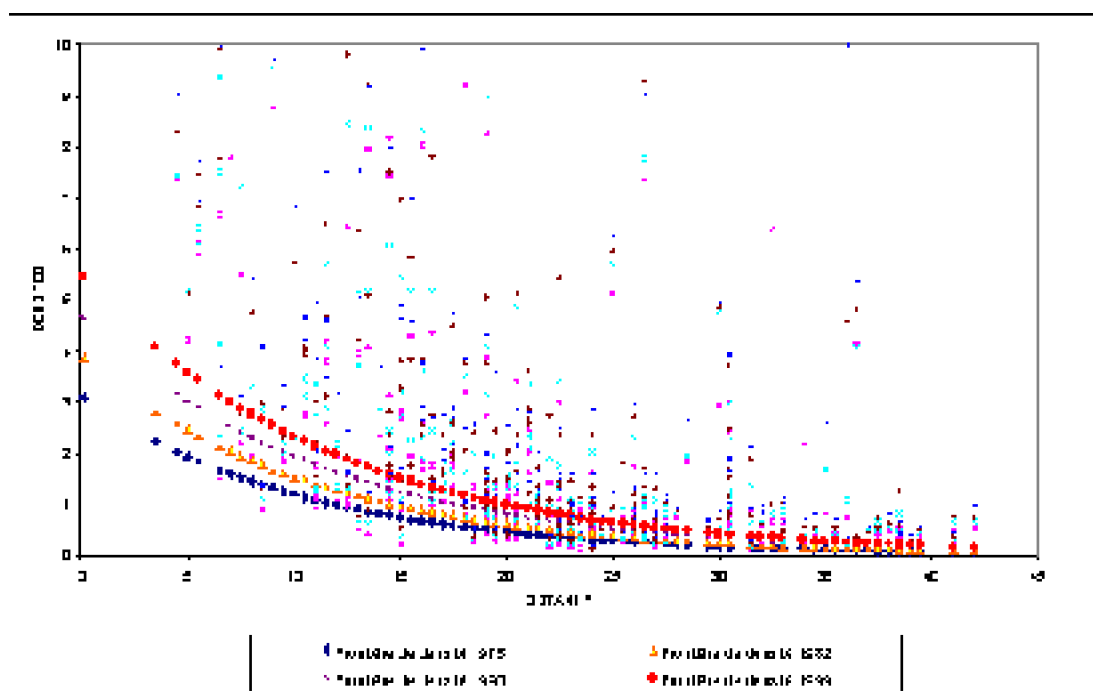
	1975	1982	1990	1999
Constante	1,13*** (7,04)	1,36*** (7,35)	1,54*** (8,93)	1,71*** (10,52)
Distance	-0,096*** (-12,36)	-0,093*** (-12,31)	-0,088*** (-12,07)	-0,086*** (-12,56)
λ	2,61*** (7,04)	2,47*** (7,06)	2,37*** (8,18)	2,31*** (8,10)
σ	1,54*** (13,37)	1,47*** (13,21)	1,41*** (13,48)	1,32*** (13,84)
σ_v^2	0,30	0,30	0,29	0,27
σ_u^2	2,07	1,86	1,66	1,46
Fonction Log vraisemblance	-337,88	-330,21	-320,73	-308,46

Nota Bene : $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ mesure le degré d'asymétrie de la distribution des aléas. Il est

$\sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_r^2}$ est la variance globale des aléas.

Le gradient estimé de cette manière est un peu plus faible que dans le modèle reposant sur les moindres carrés ordinaires. Les estimations des gradients de la fonction exponentielle négative avec les moindres carrés ordinaires étaient les suivantes : -0,102 en 1975, de -0,097 en 1982, de -0,091 en 1990 et de -0,087 en 1999.

Cette différence de niveau ne remet pas en cause la tendance à la décroissance dans le temps de ce paramètre, que l'on peut interpréter comme une tendance à l'étalement de la population. Seul le rythme de cette déconcentration est modifié. Saisi sur la base du taux de variation des gradients entre 1975 et 1999 cette variation est plus faible sur la base des gradients obtenus dans le cadre des frontières de production inversée (-10,4 %) que pour ceux issus de l'estimation classique avec les moindres carrés ordinaires (-14,7 %). Le Graphique 4.16 illustre les résultats des estimations.



Graphique 4.16 : Frontières de production inversée avec une exponentielle négative sur les densités de l'aire urbaine de Lyon de 1975, 1982, 1990 et 1999 (Zoom sur les densités moyennes)²⁰.

Ces résultats ne sont pas spécifiques à l'aire urbaine de Lyon et la méthodologie peut être reproduite sur d'autres aires urbaines françaises.

7.2 D'autres aires urbaines

²⁰ Ce graphique est un zoom sur les densités moyennes. Les valeurs extrêmes ayant une tendance à « écraser les frontières sur ce graphique n'ont pas été maintenues pour la représentation. Les estimations des frontières ont été, en revanche réalisées sur l'ensemble de l'aire urbaine de Lyon

Cette méthodologie d'estimation fondée sur des frontières de production inversées à pu être testée avec succès pour d'autres aires urbaines.

L'estimation de frontières inversées retenant une forme exponentielle n'est pas toujours réalisable compte tenu de la forme du nuage de points. Nous présentons les résultats de ces estimations pour les aires urbaines de Lille, Bordeaux, Strasbourg (Tableau 4.28), Nantes, Strasbourg et Rouen (Tableau 4.29) pour les années 1975, 1982, 1990 et 1999.

Ces résultats indiquent comme pour le cas de Lyon une forte asymétrie. La variance du terme symétrique est comprise pour l'ensemble de ces aires urbaines entre 0,05 (Toulouse 1982) et 0,36 (Bordeaux, 1990) quelles que soient les années envisagées. *A contrario*, la variance du terme dissymétrique est nettement plus significative. Elle évolue entre 0,70 (Bordeaux 1999) et 2,0 (Lille 1975). Les profils d'évolution du degré de dissymétrie, λ , sont relativement contrastés. Certains comme Nantes, Bordeaux et Rouen suivent la même tendance que Lyon. λ est à la baisse sur l'ensemble de la période. Pour Toulouse et Lille, son évolution est plus erratique. Pour Strasbourg, au contraire, la dissymétrie s'accroît dans le temps. Dans tous les cas, ce degré reste significativement différent de zéro, ce qui confirme la nécessité de sa prise en compte dans les estimations économétriques.

La tendance à l'étalement urbain est beaucoup moins nette sur la base de ces estimations que sur celles issues de la méthode classique avec les moindres carrés ordinaires, dont nous reportons les résultats dans le Tableau 4.27.

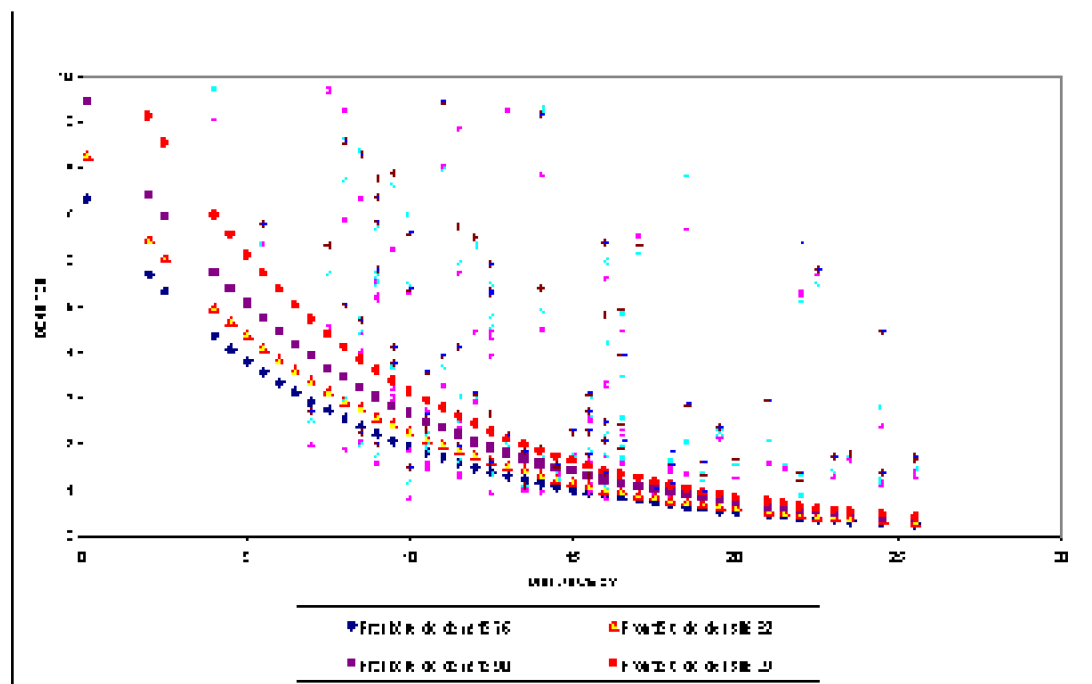
Lille, Toulouse Strasbourg, sur la période 1975-1999 enregistrent une tendance identique, à celle obtenue avec la méthode classique, tendance à l'étalement urbain pour la première, tendance à la polarisation pour la deuxième et la troisième.

Le gradient est en croissance pour Bordeaux, Nantes et Rouen avec cette méthode d'estimation alors que la tendance est inverse avec la méthode classique.

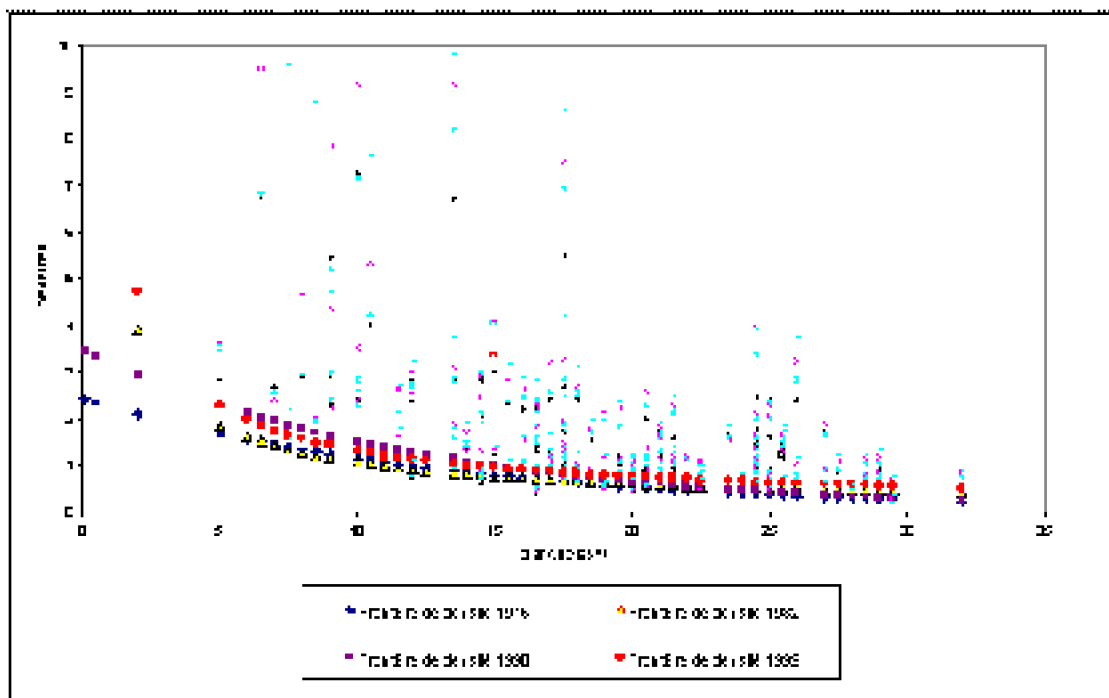
Tableau 4.27 : Estimation des gradients avec la méthode classique suivant les MCO

NOM AIRE URBAINE	γ_{75}	γ_{82}	γ_{90}	γ_{99}
LILLE	-0,161	-0,157	-0,153	-0,149
BORDEAUX	-0,116	-0,116	-0,116	-0,116
TOULOUSE	-0,067	-0,075	-0,080	-0,082
NANTES	-0,145	-0,141	-0,140	-0,142
STRASBOURG	-0,095	-0,097	-0,100	-0,101
ROUEN	-0,146	-0,146	-0,145	-0,145

Pour les densités centrales estimées, l'évolution obtenue par ces estimations est similaire à celle estimée par la méthode classique. Pour l'une comme pour l'autre, cette tendance est plutôt contradictoire avec la tendance observée au cours des dernières décennies pour les centre-villes qui perdent plutôt de la population.



Graphique 4.17 : Frontières de production inversée avec une exponentielle négative sur les densités de l'aire urbaine de Lille de 1975, 1982, 1990 et 1990 (Zoom sur les densités moyennes)



Graphique 4.18 : Frontières de production inversée avec une exponentielle négative sur les densités de l'aire urbaine de Strasbourg de 1975, 1982, 1990 et 1990 (Zoom sur les densités moyennes)

Tableau 4.28 : Estimation par un modèle de type frontière de production inversée avec une exponentielle

négative pour l'aire urbaine de Lille, Bordeaux et Toulouse

	1975			1982			1990			1999		
	Lille	Bordeaux	Toulouse	Lille	Bordeaux	Toulouse	Lille	Bordeaux	Toulouse	Lille	Bordeaux	Toulouse
Effectif	118	149	255	118	149	255	118	149	255	118	149	255
Constante	2,01**	1,31**	-0,41***	2,13**	1,69**	-0,20	2,25**	1,97**	0,44***	2,47**	2,06**	0,64***
	(6,69)	(5,33)	(-2,82)	(7,68)	(7,49)	(-0,15)	(8,61)	(8,03)	(2,85)	(9,17)	(8,24)	(4,56)
Distance	0,1340**	0,1130*	0,054***	-0,1300*	0,1140**	0,062***	-0,1280*	0,1150*	0,072***	-0,1320*	0,1140**	0,072***
	(-6,88)	(-13,77)	(9,67)	(-7,14)	(-15,60)	(1,821)	(-7,61)	(-15,81)	(13,12)	(-8,47)	(-15,71)	(14,16)
λ	3,18**	2,04**	3,39***	3,56**	1,84**	0,16***	3,43**	1,45**	4,19***	2,516**	1,374*	4,73***
	(3,78)	(5,21)	(3,95)	(3,42)	(5,58)	(3,37)	(3,31)	(5,67)	(4,54)	(3,77)	(5,47)	(3,87)
σ	1,48**	1,32**	1,38***	1,41**	1,16**	1,40***	1,347**	1,07**	1,38***	1,257**	1,040*	1,39***
	(7,82)	(9,35)	(15,31)	(7,89)	(9,01)	(15,28)	(7,70)	(7,57)	(13,42)	(6,72)	(7,39)	(13,56)
σ_v^2	0,19	0,33	0,06	0,14	0,30	0,05	0,14	0,36	0,10	0,21	0,37	0,08
σ_u^2	2,00	1,39	1,85	1,85	1,04	1,92	1,67	0,77	1,80	1,36	0,70	1,85
Fonction Log vraisemblance	57,88	95,92	202,03	-149,86	81,52	201,80	-144,79	77,99	10,62	-144,16	76,48	08,12

Nota Bene : $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ mesure le degré d'asymétrie de la distribution des aléas. Il est nul en l'absence d'asymétrie.

$$\sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$$

est la variance globale des aléas

Tableau 4.29 : Estimation par un modèle de type frontière de production inversée avec une exponentielle négative pour l'aire urbaine de Nantes, Strasbourg et Rouen

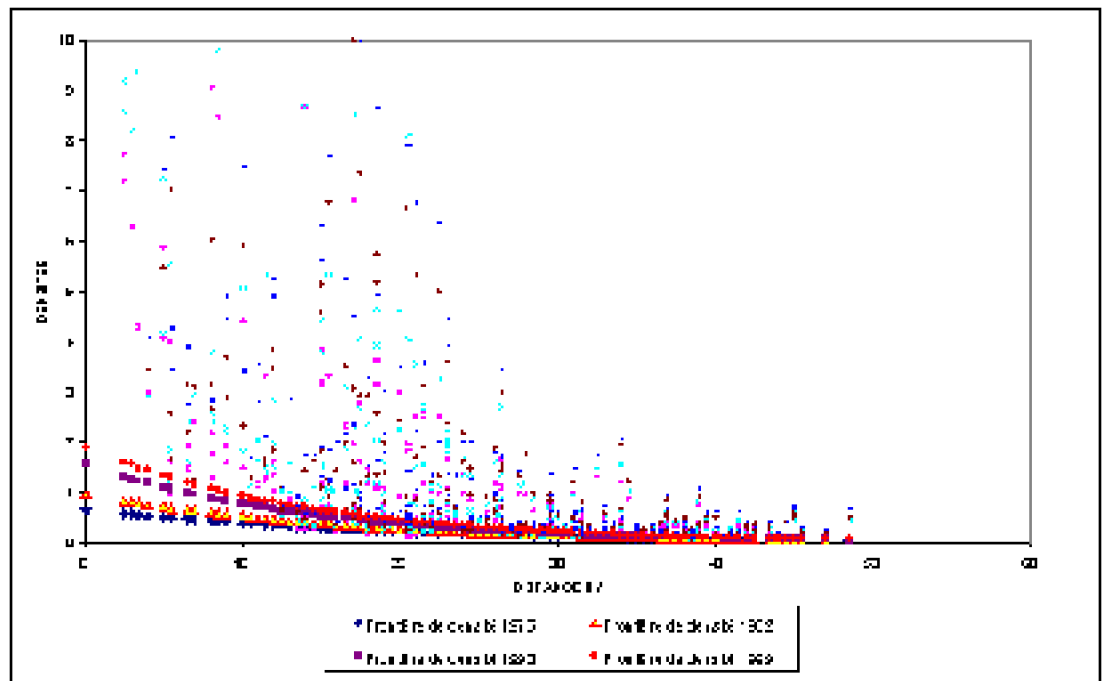
ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

	1975			1982			1990			1999		
	Nantes	Strasbourg	Rouen	Nantes	Strasbourg	Rouen	Nantes	Strasbourg	Rouen	Nantes	Strasbourg	Rouen
	65	128	142	65	128	142	65	128	142	65	128	142
Constante	1,46**	0,88**	0,57*	1,91**	1,92**	0,98***	2,11**	1,24**	1,56***	2,31**	2,10**	ND
	(3,42)	(4,21)	(1,94)	(5,09)	(14,89)	(3,48)	(5,92)	(5,82)	(5,10)	(6,79)	(15,91)	ND
Distance	0,1250*	0,075**	0,112***	-0,1330*	0,0810**	0,119***	-0,1340*	0,0840**	0,133***	-0,1370*	0,079**	ND
	(-5,99)	(-8,07)	(-6,97)	(-7,52)	(-20,82)	(8,30)	(-7,97)	(-8,35)	(-10,87)	(-8,45)	(-22,27)	ND
λ	2,95**	3,38**	2,96***	2,35**	3,48**	2,41***	2,15**	3,56**	1,50***	2,14**	3,35**	ND
	(3,24)	(4,32)	(9,91)	(2,79)	(5,16)	(9,20)	(2,65)	(5,13)	(7,36)	(2,78)	(4,53)	ND
σ	1,14**	1,098**	1,475***	1,00**	1,04**	1,33***	0,97**	1,10**	1,12***	0,94**	1,04**	ND
	(6,26)	(10,87)	(9,52)	(5,61)	(14,50)	(8,49)	(5,83)	(10,92)	(6,32)	(5,95)	(13,33)	ND
σ_v^2	0,13	0,09	0,22	0,15	0,08	0,26	0,16	0,09	0,38	0,15	0,09	ND
σ_u^2	1,17	1,11	1,95	0,86	0,99	1,51	0,78	1,12	0,87	0,72	1,01	ND
Fonction Log vraisemblance	70,95	130,84	191,08	-66,08	122,75	182,94	-64,99	130,08	175,67	-62,80	124,98	ND

Nota Bene : $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ mesure le degré d'asymétrie de la distribution des aléas. Il est nul en l'absence d'asymétrie.

$$\sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$$

est la variance globale des aléas.



Graphique 4.19 : Frontières de production inversée avec une exponentielle négative sur les densités de l'aire urbaine de Toulouse de 1975, 1982, 1990 et 1990 (Zoom sur les densités moyennes)

8. Conclusion

Nous avons cherché, dans ce chapitre, à dépasser autant que faire se peut les différentes limites identifiées dans les recherches menées jusqu'à présent, que nous avons mentionnées dans le chapitre III relatif à l'analyse des densités et de leur évolution. La première d'entre elles était la rareté des recherches engagées sur les espaces urbains français. En outre, ce faible nombre de travaux se doublait d'une paucité des approches comparatives. Les travaux existants développaient essentiellement une analyse monographique centrée sur une ville. La collection de ces travaux aurait offert un comparatif intéressant sur les configurations urbaines. Mais les différences d'options en termes de périmètre, de périodes d'observation, d'unités spatiales, de méthodologies d'estimation retenues, de formes fonctionnelles sélectionnées rendaient plus délicat et incertain l'énoncé de conclusions claires et robustes.

En conséquence, nous avons opté pour une analyse systématique et comparative en sélectionnant un grand nombre d'espaces urbains français. La temporalité urbaine de plusieurs années nécessite de retenir des périodes d'observations suffisamment longues pour suivre l'évolution de ces configurations. Nous avons sélectionné dans un premier temps les années 1975, 1982 et 1990 correspondant aux années de recensement de la population. Les premiers résultats du recensement de 1999 offraient un année supplémentaire d'observation qui permet de rendre un peu plus pertinent encore les résultats obtenus.

Ce caractère systématique et comparatif envisagé pour un grand nombre d'aires urbaines françaises a été retenu dans le test de formes fonctionnelles multiples.

Sur la base de ces différentes estimations aux niveaux des aires urbaines sélectionnées, il apparaît que sur la période 1975-1999, le gradient de densité moyen déterminé sur l'ensemble des aires urbaines décroît de 1,5 %, traduisant une tendance à l'étalement urbain. Au sein de cet intervalle de temps, son évolution est cependant plus contrastée. Il a tendance à s'accroître en début de période (1975-1982) puis il diminue au cours des deux dernières suivantes (1982-1990 ; 1990-1999). Cette tendance cache cependant des disparités selon la taille de l'aire urbaine.

Sur un plan méthodologique, la fonction exponentielle négative offre des résultats qui ne sont pas négligeables en particulier sur les grandes aires urbaines pour lesquelles on aurait pu penser que la présence de pôles secondaires seraient venus perturber sérieusement les estimations. D'autres formes fonctionnelles ont été testées. Il apparaît que la loi Log normale offre des résultats plus significatifs mais la multiplication des paramètres rend plus difficile l'obtention d'une synthèse de ces configurations.

Pour tester également, les deux prédictions du modèle théorique présenté dans le chapitre théorique, nous avons exploré deux pistes de recherche non encore parcourues. La première repose sur cette idée que l'hypothèse très largement adoptée de l'homogénéité dans l'espace ou de l'isotropie des réseaux de transport est forte et difficilement acceptable. L'observation de la morphologie des réseaux conduit à remarquer que les réseaux sont de taille, de capacité, de vitesse et de distribution

différentes dans l'espace, sources d'hétérogénéité et d'anisotropie. Le caractère univoque de la relation entre distance et densité s'en trouve remise en cause. Désormais, pour une même distance au centre, les coûts de transport selon les réseaux de transport ne sont plus identiques.

Les distances-réseaux et les distances-temps déterminées sur l'ensemble des communes de l'aire urbaine de Lyon mais également sur différents périmètres de cette aire et d'autres villes de la région Rhône-Alpes constituent un indicateur plus pertinent des coûts de transports que la seule distance euclidienne. Nous avons pu montrer sur la base de ces distances que les performances des estimations de formes fonctionnelles comme l'exponentielle négative s'en trouvaient significativement améliorées. Performante sur le plan de l'ajustement, elle l'est aussi sur le plan de la signification. Elle confirme en partie l'intuition qui avait prévalu dans l'introduction du paramètre K dans la formulation de Bussièrè.

Les prédictions du modèle théorique, développé précédemment, ne se sont pas trouvées infirmées, si l'on adopte une perspective popériennne. Avec ces estimations, l'étalement urbain ne semble donc pas être attribuable à moindre sensibilité des ménages au temps de déplacement mais trouve plutôt son origine dans la diminution des temps de déplacement pour les mêmes distances, induite par le développement des réseaux de transports.

La construction de distances-réseaux et de distances-temps se heurtent cependant à sa faisabilité compte tenu des données qu'elle exige et du travail qu'elle nécessite. Pour pallier cette difficulté et soumettre le modèle théorique à un test supplémentaire, nous avons développé une nouvelle méthode d'estimation : les frontières de production inversées. Cette méthode intègre de manière structurelle la forme dissymétrique du nuage des points des densités suivant la distance euclidiennes au centre.

Comme pour les distances-réseaux et les distances-temps, cette méthode assure des résultats significatifs sur plusieurs aires urbaines. Une troisième méthode d'estimation est à envisager, considérant que les différences entre temps de déplacement et distances à vol d'oiseau sont génératrices d'autocorrélation spatiale. Les habitants résidant près d'axes de transport auront des comportements en termes de choix d'itinéraires relativement proches mais distincts de ceux qui en sont éloignés. Il convient dès lors d'intégrer cette autocorrélation spatiale pour obtenir des estimations sans biais et plus robustes.

Plus largement, il sera nécessaire d'envisager également d'autres facteurs explicatifs de ces configurations urbaines que la seule distance au centre, démarche que nous avons initiée avec le recours à d'autres types de distances. Nous nous proposons donc de procéder à de telles estimations. Au préalable, il sera nécessaire de présenter cette notion d'autocorrélation spatiale et les outils de l'économétrie spatiale, objectif du prochain chapitre.

CHAPITRE V : L'économétrie spatiale

Le concept d'espace est incontournable dans le domaine de l'économie urbaine et des sciences régionales. De nombreuses théories économiques l'ont intégré dans leurs développements. Les avancées méthodologiques pour sa prise en compte dans des travaux appliqués n'ont cependant pas progressé au même rythme. L'espace et l'ordonnement des unités spatiales ont été l'objet de travaux de la part de géographes et de statisticiens au cours des années 1970. Ces recherches étaient essentiellement de nature théorique. Elles avaient pour finalité d'offrir des indicateurs synthétiques de la diversité des formes et des relations existantes et potentielles entre les unités spatiales envisagées de manière abstraite.

La traduction de ces développements pour des travaux appliqués est encore plus récente. A la seule mesure de la dépendance spatiale a succédé sa prise en compte explicite dans des modèles statistiques. De surcroît, ceux-ci ont pour objectif désormais de corriger les estimations obtenues. La littérature sur la question est relativement importante (au sein de celle-ci, on peut citer les ouvrages de référence de Cliff et Ord (1973, 1981), Klassen et Paelinck (1979), Upton et Fingleton (1985), Anselin (1988), Jayet (1993)). Les recherches appliquées sont cependant encore peu nombreuses. Dans le chapitre III consacré à l'analyse des densités, nous avons noté que très peu d'estimations avaient recours aux outils de l'économétrie spatiale.

Ces travaux d'estimation retiennent généralement le cadre du modèle linéaire général et optent pour la méthode des moindres carrés ordinaires. Or, par définition les données de densité de population et d'emplois sont spatialisées. Les facteurs explicatifs de ces configurations urbaines, comme le niveau de revenus des ménages à l'échelle communale, la présence d'aménités naturelles, l'existence d'équipements sont localisées. Le coût de transport entre des lieux est indissociable de l'espace. L'ordonnement des valeurs prises dans l'espace par ces variables se doit d'être intégré de manière explicite dans le cadre des modèles de l'économétrie spatiale. De même, les unités d'observation retenues ne sont pas toutes de même taille. Les phénomènes envisagés n'ont pas la même intensité dans l'espace. La prise en compte de ces deux effets spatiaux que sont autocorrélation et l'hétérogénéité spatiales est l'objectif de l'économétrie spatiale. Les hypothèses qui président à la méthode d'ajustement linéaire classique fondée sur les moindres carrés ordinaires se trouvent en conséquence violées dans un grand nombre de travaux statistiques sur l'espace.

Nous présenterons dans un premier temps ces hypothèses centrales de l'ajustement linéaire avant d'indiquer, dans un deuxième temps, leur difficile respect sous l'effet de la dépendance et de l'hétérogénéité spatiales. Nous nous attacherons, dans un troisième temps, à la notion d'autocorrélation spatiale avec les mesures qu'il est possible d'établir de cet effet, les modèles qui existent pour son intégration explicite ainsi que les tests relatifs à l'évaluation de la qualité de des estimations produites.

1. Le modèle linéaire général

Considérons le modèle vrai suivant :

$$y_i = a_0 + a_1 x_{i1} + a_2 x_{i2} + \dots + a_k x_{ik} + e_i \quad (5.1)$$

Il peut s'écrire sous forme matricielle, pour $i = 1, 2, \dots, n$, comme suit :

$$Y = aX + b + e \quad (5.2)$$

avec :

Y le vecteur des n valeurs de la variable à expliquer ou variable endogène,

a le vecteur des coefficients vrais, fixes et inconnus,

X la matrice des valeurs des k variables explicatives ou variables exogènes,

b le scalaire représentant la constante

e le vecteur des erreurs inconnues et non observables

Le modèle observé peut s'écrire :

$$Y = \hat{a}X + \varepsilon \quad (5.3)$$

où \hat{a} est le vecteur des coefficients observés et aléatoires et, ε le vecteur des résidus aléatoires et observables. En supposant e aléatoire, on peut considérer \hat{a} comme un estimateur de a moyennant des hypothèses simplificatrices.

Ces hypothèses sont au nombre de huit. Les hypothèses 1, 7 et 8 sont dites structurelles. Les autres sont appelées hypothèses stochastiques sur les résidus.

Hypothèse 1 : Nombre minimum d'observations

Il est nécessaire que le nombre d'observations n soit supérieur au nombre de variables k , plus 1 tel que : $n > k + 1$.

Hypothèse 2 : Variables observables

Le passage du modèle vrai au modèle observé suppose que les variables x_i et y_i prennent des valeurs numériques susceptibles d'être observées sans erreur. Y est aléatoire par l'intermédiaire de ε .

Cette hypothèse relative à l'observation n'est que rarement remplie, en particulier pour les sciences sociales. Le statisticien, l'économiste sont dépendants en matière de données d'enquêtes, de recensements dont ils ne maîtrisent, dans un grand nombre de cas, ni la conception et ni l'exécution de la collecte des données.

Hypothèse 3 : Absence de biais systématique

La valeur observée pour Y n'est pas systématiquement surévaluée ou sous-évaluée. Cette hypothèse se traduit statistiquement par une espérance mathématique des résidus égale à zéro.

$$E(\varepsilon_i) = 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, n \quad (5.4)$$

Hypothèse 4 : Variance identique pour les résidus

$$V(\varepsilon_i) = \sigma_\varepsilon^2 \quad (5.5)$$

Lorsque cette hypothèse est réalisée, il y a homoscédasticité des résidus.

Hypothèse 5 : Indépendance des résidus

Les résidus relatifs à deux observations différentes i et i' sont indépendants entre eux. Cela entraîne une covariance nulle entre les deux.

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_{i'}) &= 0 \\ E(\varepsilon_i, \varepsilon_{i'}) &= 0 \end{aligned} \quad (5.6)$$

Hypothèse 6 : Spécification de la loi pour les résidus

Les résidus sont gaussiens. Ils suivent une loi normale.

Hypothèse 7 : absence de colinéarité des variables explicatives

Les variables exogènes ne sont pas liées entre elles. La matrice $X'X$ est une matrice inversible. Il n'est pas possible de trouver un vecteur λ tel que :

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i x_i = 0 \quad (5.7)$$

Hypothèse 8 : croissance de l'échantillon et moments empiriques de X finis

Quand la taille de l'échantillon des observations n tend vers l'infini, la matrice M tend vers une matrice finie. M est définie par :

$$M = \frac{1}{n} X' X \quad (5.8)$$

Si ces hypothèses sont remplies, on montre que les valeurs des paramètres de régression observables dans l'échantillon sont des estimateurs corrects et efficaces.

Cependant les phénomènes d'autocorrélation et d'hétérogénéité spatiales conduisent les estimations sur des données spatiales à être en infraction au regard de ces hypothèses, en particulier celles relatives à l'indépendance et l'homoscédasticité des résidus.

2. Deux effets spatiaux : l'hétérogénéité et l'autocorrélation spatiales

L'hétérogénéité et l'autocorrélation, avant d'être étudiées au niveau de l'espace, ont été envisagées au niveau temporel. Les questions qui se posent alors à l'économètre sont de sélectionner l'unité d'observation la plus pertinente pour son analyse et d'évaluer l'incidence des valeurs prises au cours des périodes précédentes sur chacune des

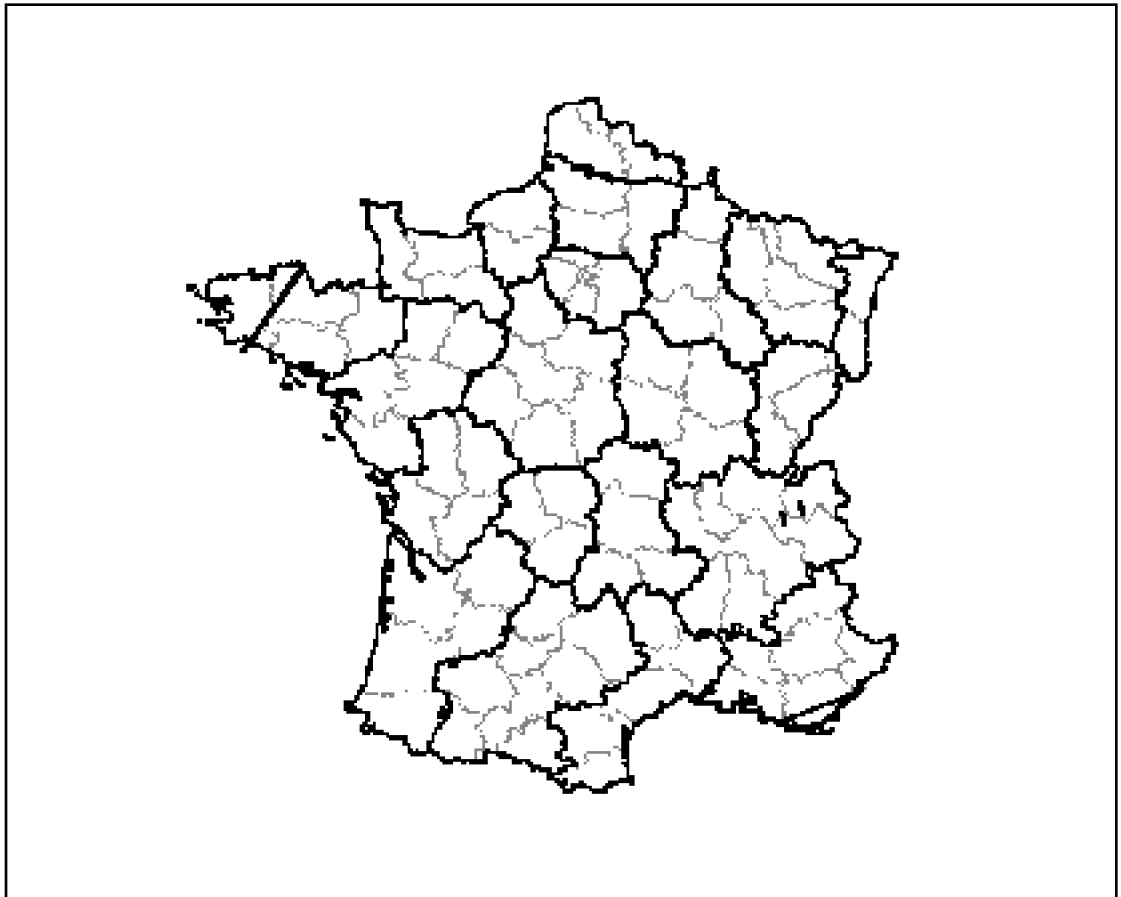
périodes suivantes. Ces interactions temporelles prennent la forme de décalages et de retards dont les effets sont à corriger dans les séries chronologiques.

L'introduction de l'espace dans l'analyse oblige à intégrer une éventuelle interaction spatiale entre les variables et entre les observations. Conceptuellement proche de l'étude des séries temporelles, l'analyse spatiale s'est heurtée à des problèmes plus complexes, l'un relatif à l'équivalence des observations, l'autre lié à la prise en compte de ces interactions. La généralisation des résultats obtenus sur la base de l'inférence statistique suppose en effet l'invariance des effets des variables entre observations et l'invariance des interactions entre observations.

2.1 L'hétérogénéité spatiale

En matière de séries chronologiques, le calendrier offre des découpages relativement réguliers sous forme de minutes, d'heures, de jours, de mois ou d'années. L'existence de cycles crée un ordre sur le plan temporel. Certaines irrégularités interviennent bien dans le nombre de jours par mois ou dans l'existence de cycles mais il est possible de les redresser. On déterminera alors des indicateurs proches comme celui de jours ouvrables. On procédera à des corrections pour intégrer les variations saisonnières.

Sur le plan spatial, les unités spatiales observées sont loin d'être homogènes. L'irrégularité des formes et la variance des tailles de ces unités sont plutôt de mises.



Carte 5.1 : Les régions et les départements de France

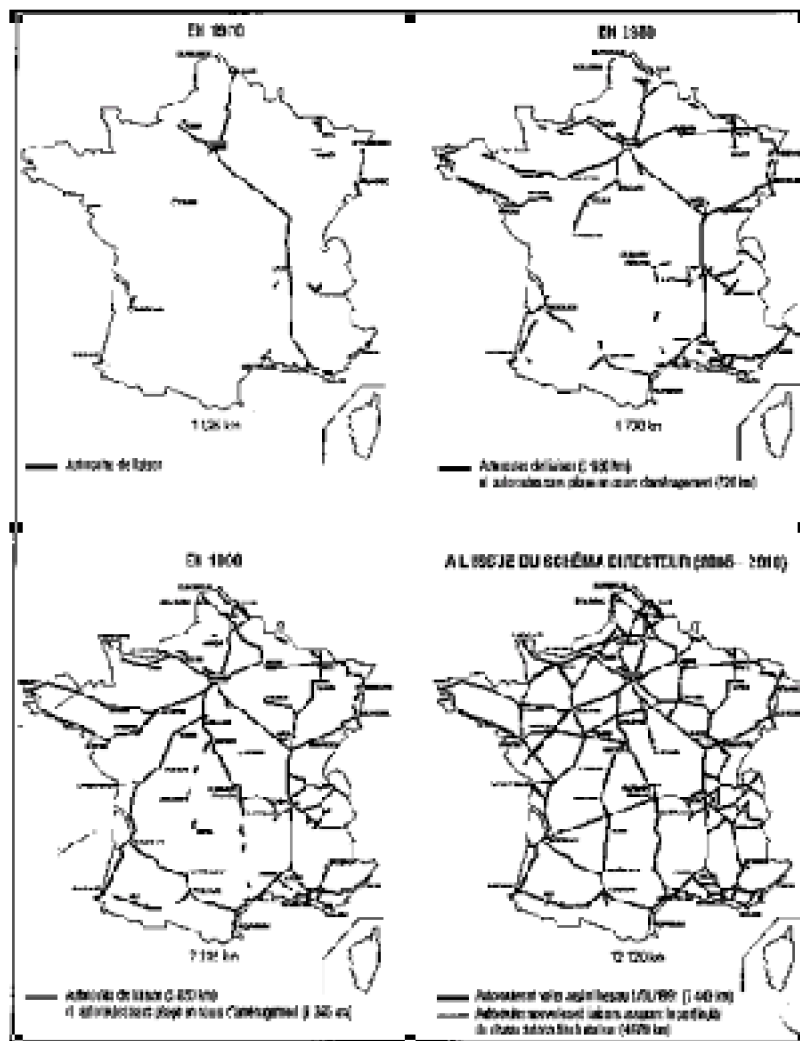
Déjà perceptible au niveau des différents des départements français, la diversité de taille et de forme apparaît avec davantage d'acuité encore au niveau des régions françaises. La région Ile-de-France ou Nord-Pas-de-Calais ont une superficie près de 4 fois plus faible que celle de la région Rhône-Alpes ou Midi Pyrénées.

Cette hétérogénéité des surfaces est également observable au niveau des cantons. L'ordonnement est avant tout irrégulier et constitue une mosaïque aux éléments disparates.

A cette non-homogénéité des unités spatiales d'observation, s'ajoute celle relative aux effets spatiaux. Cette hétérogénéité spatiale implique que les formes fonctionnelles et les paramètres varient avec leur localisation et qu'ils ne soient pas homogènes dans l'ensemble de la série. Les niveaux de population ou de revenus ne sont pas identiques selon les localisations. Les régions connaissent des développements technologiques différents. L'existence de places centrales, de diffusion plus ou moins importante de la

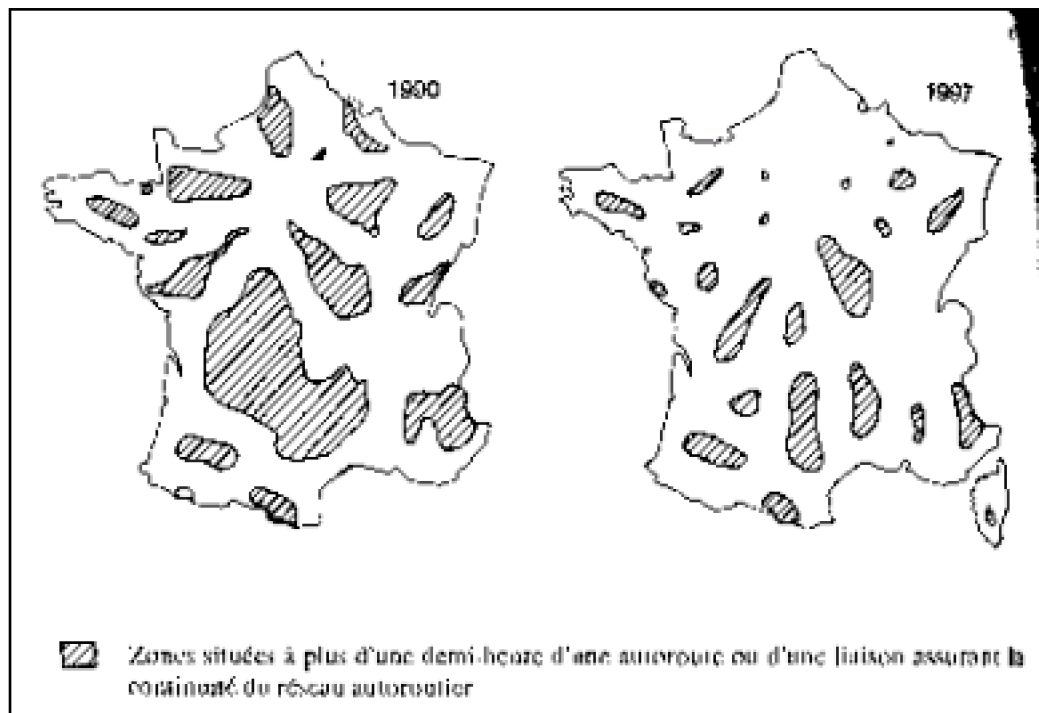
croissance urbaine plaident en tout cas pour une prise en compte explicite de l'espace dans les analyses.

L'existence de réseaux de transport inégalement repartis sur le territoire national génère également de l'hétérogénéité entre les espaces. Certains bénéficient d'infrastructures autoroutières à proximité, d'autres, en revanche, sont moins bien desservis. Même si des efforts considérables ont été engagés pour assurer une couverture fine du territoire national en grandes infrastructures de desserte, celle-ci reste inégale suivant les régions (Carte 5.2).



Source : Direction des Routes, 1991.

Carte 5.2 : Développement du réseau autoroutier et accessibilité sur le territoire national



Source : CGP. 1992

Au niveau des aires urbaines, on observe une superposition de deux réseaux de transport, un réseau viaire homogène et isotrope et un nombre réduit et inégalement répartis d'axes de transport rapide vers le centre. Comme nous l'avons vu pour les estimations de fonctions de densité, des communes situées à une distance identique au centre n'ont plus le même coût d'accès, ce dernier étant fonction de la proximité d'axes de transport rapide. Cela génère une hétérogénéité qui, sous la forme d'un aléa dissymétrique, perturbe les estimations de fonction de densité fondées sur la seule distance euclidienne.

Lorsque ces deux dimensions d'hétérogénéité sont reflétées dans les erreurs de mesure (omission de variables, mauvaise spécification de la forme fonctionnelle du modèle...), elles sont à l'origine d'hétéroscédasticité dans les estimations.

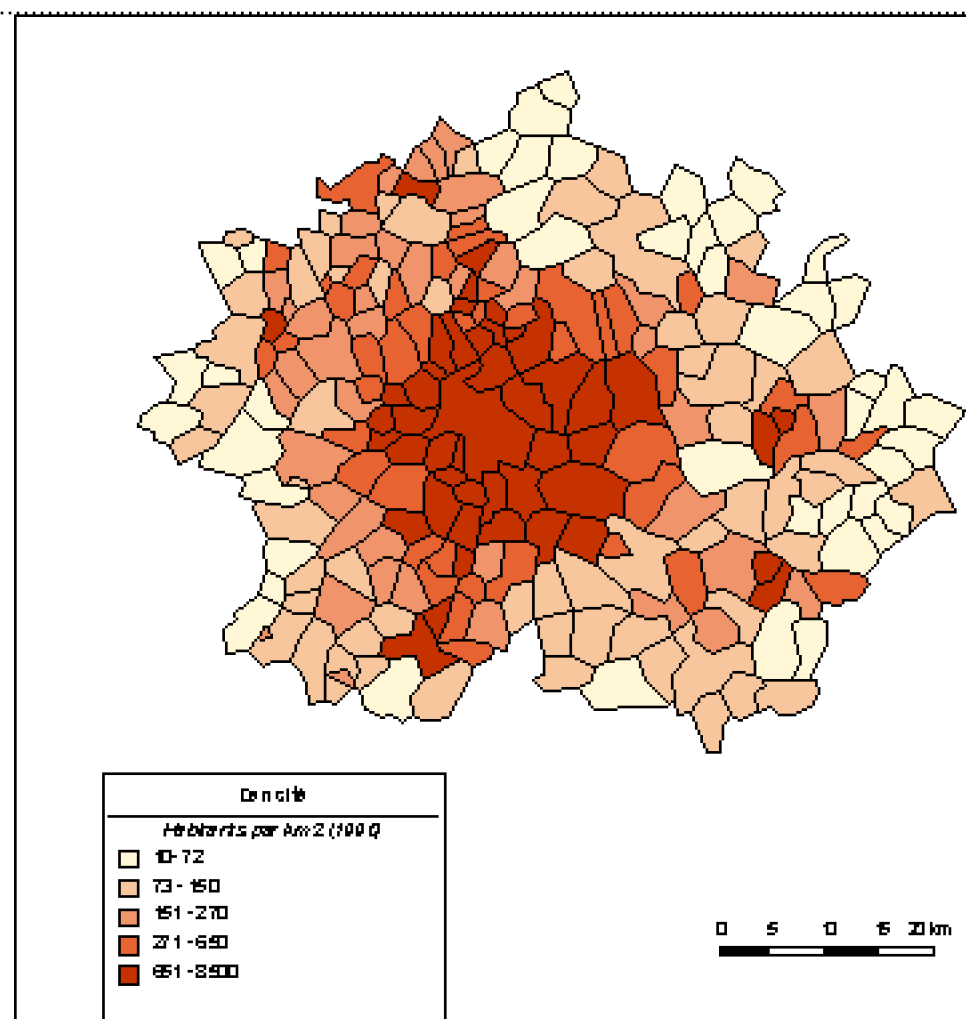
Les problèmes posés par cette hétérogénéité peuvent être en partie résolus par le recours aux techniques de l'économétrie classique ou *a*-spatiale. Les méthodes avec les coefficients aléatoires, les paramètres variables ou les différentes formes de changement structurel telles que les régressions « switching » peuvent être mobilisées pour cette question. Dans certains cas cependant, le problème est plus complexe. Il est parfois difficile de distinguer hétérogénéité spatiale et autocorrélation spatiale. Les outils classiques s'avèrent alors inefficaces.

2.2 L'autocorrélation spatiale

Elle s'intéresse à l'ordonnancement des données dans l'espace. « *L autocorrélation*

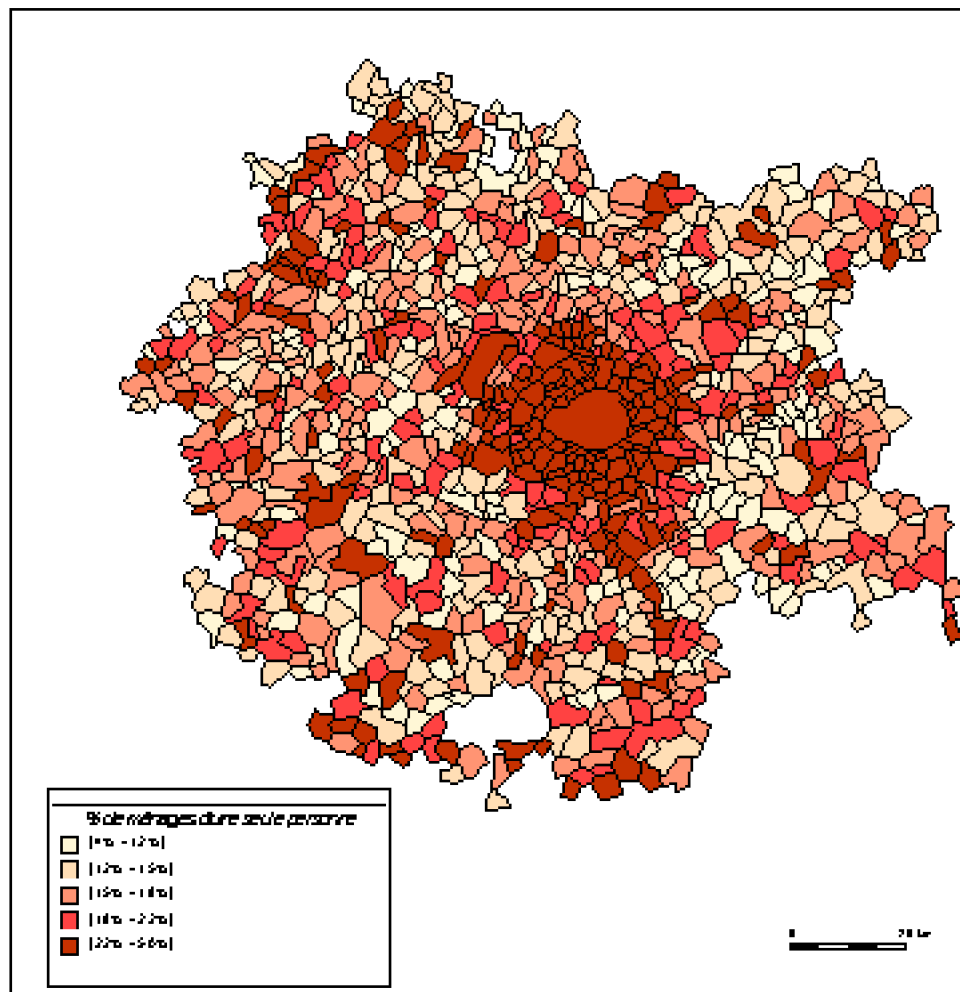
spatiale traduit l'idée que les valeurs prises par une variable aléatoire X dans un ensemble de zones géographiques ne sont pas disposées au hasard, mais sont souvent proches pour deux observations spatiales voisines » (Jayet, 1993, p.53). De manière générale, la dépendance spatiale traduit une forme de relation fonctionnelle entre ce qui se passe en un point de l'espace et ce qui intervient ailleurs.

Au niveau de l'aire urbaine de Lyon par exemple, il apparaît que les densités observées en 1990 au niveau des 239 communes la constituant ne se répartissent pas sans un certain ordre. Elles sont plutôt fortes au centre et ont tendance à décroître à mesure que la distance au centre augmente (Carte 5.3).



Carte 5.3 : Densité des communes de l'Aire Urbaine de Lyon en 1990.

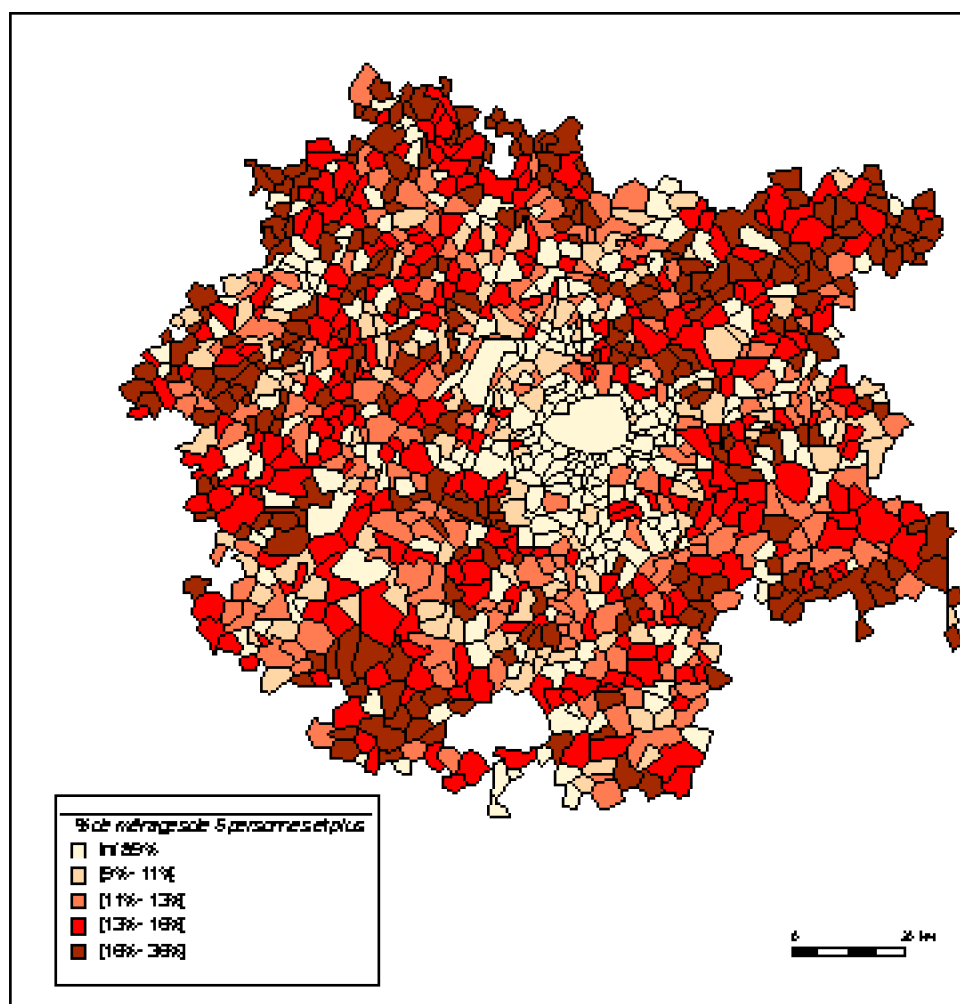
Les densités communales ne sont pas l'unique domaine où des phénomènes de dépendance spatiale apparaissent entre les observations. La répartition des ménages en fonction de leur taille n'est pas non plus chaotique.



Carte 5.4 : Pourcentage de ménages d'une seule personne pour l'aire urb. de Paris (RP 1990)

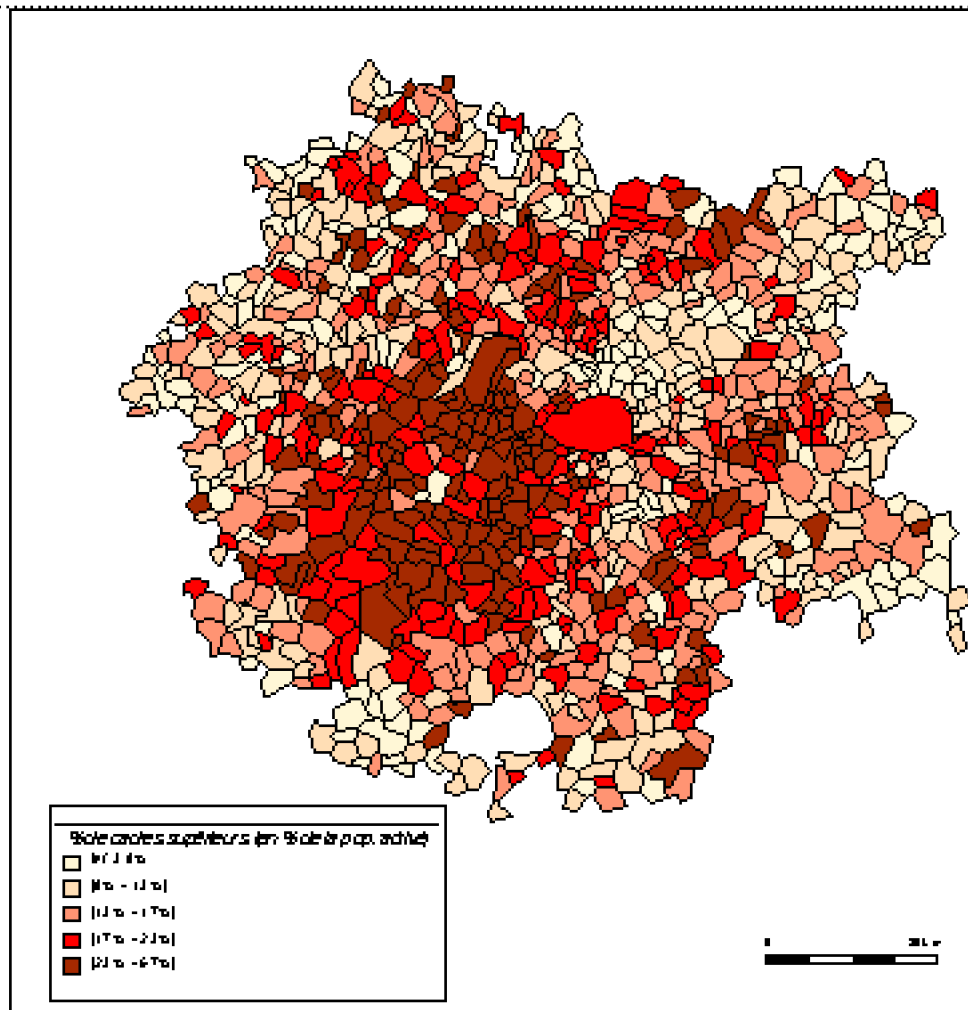
La proportion des ménages comptant une seule personne (Carte 5.4) ne se répartissent pas de manière aléatoire dans l'espace comme il est possible de l'observer au niveau de l'aire urbaine de Paris en 1990. Ces ménages de petite taille sont très présents au niveau du centre de l'aire urbaine et leur nombre décroît à mesure que l'on s'éloigne de Paris.

Comme pour les ménages d'une personne, la disposition des ménages de 5 personnes et plus (Carte 5.5) au niveau de l'aire urbaine de Paris est relativement ordonnée. Cependant, elle correspond à l'opposé du cas précédent. Leur nombre est très faible dans le centre de l'aire urbaine. Il augmente significativement à mesure que la distance au centre s'accroît. En outre, les communes où les familles nombreuses sont sur-représentées sont relativement proches les unes des autres.

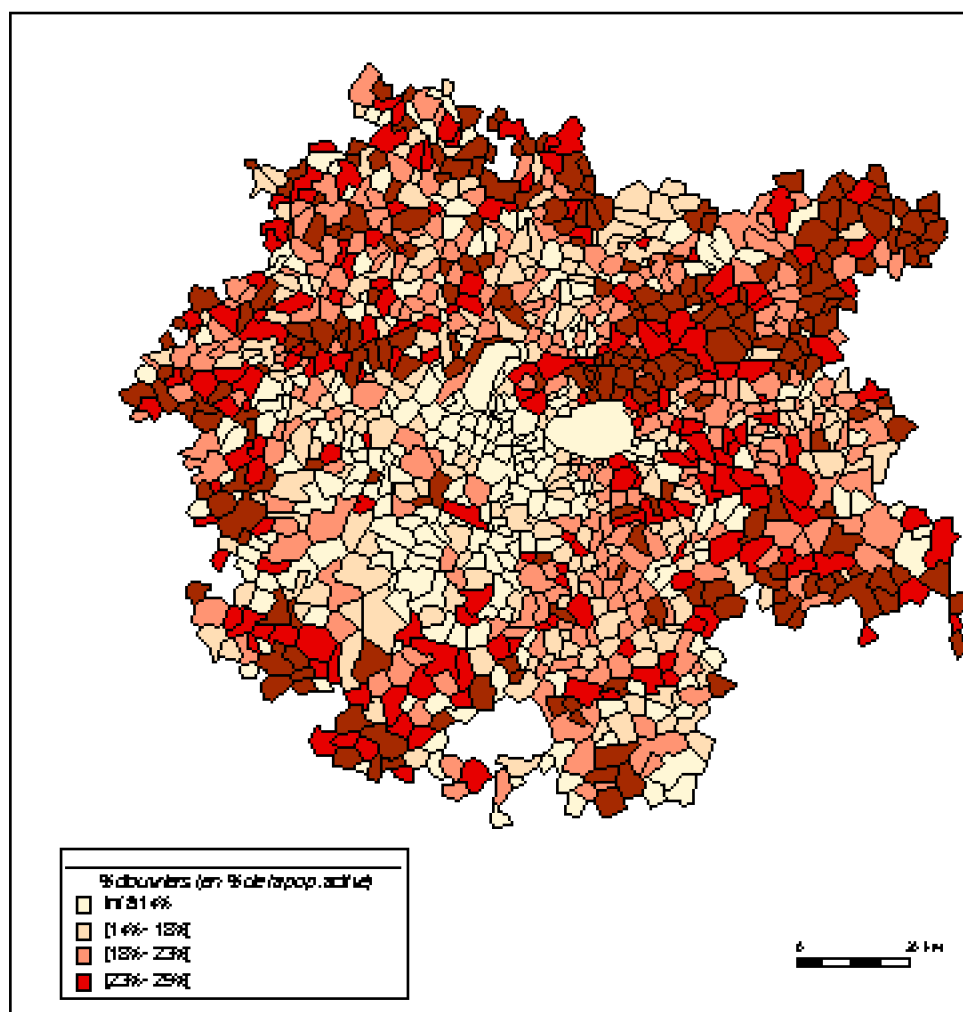


Carte 5.5 : Pourcentage des ménages de 5 pers. et plus pour l'aire urb. de Paris (RP 1990)

Les répartitions des professions et catégories sociales offrent une illustration supplémentaire de cette dépendance spatiale. Les cadres supérieurs (Carte 5.6) sont fortement présents à Paris et dans les communes proches. Les communes de l'ouest et du sud-ouest sont sur-représentées également à ce niveau. La proportion des ménages dont le chef est ouvrier est, à l'inverse, très faible dans le centre et s'accroît sur la périphérie

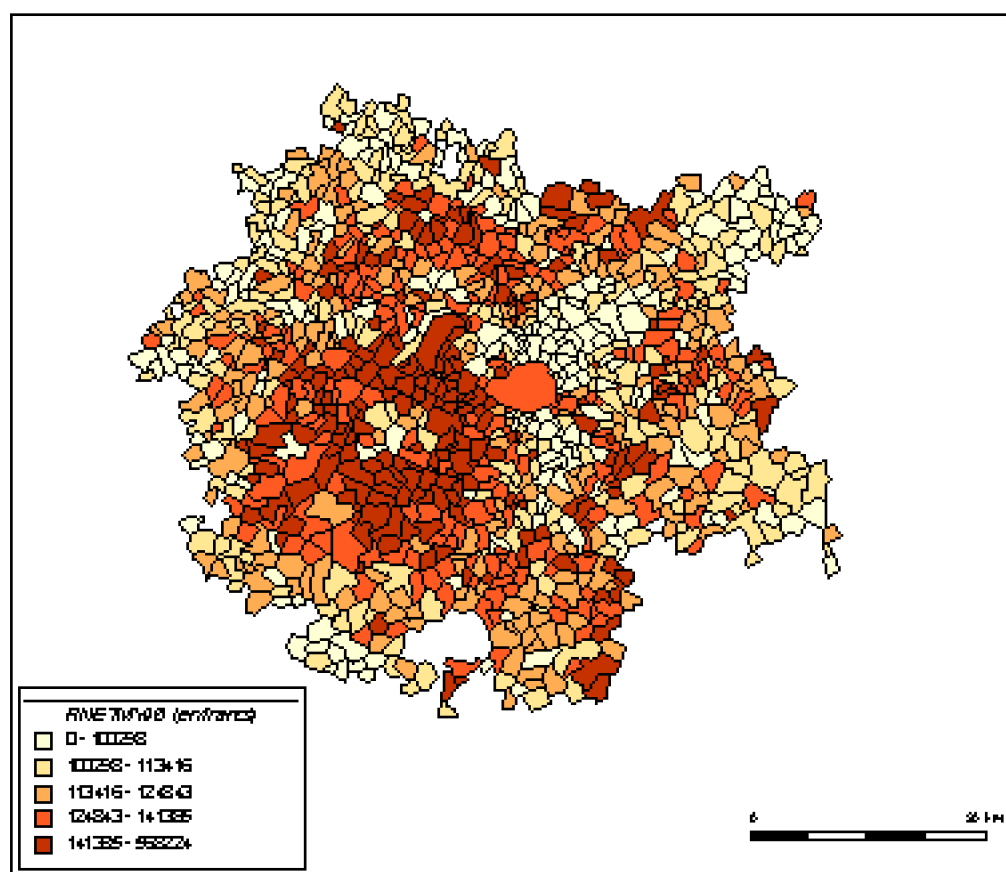


Carte 5.6 : Pourcentage des ménages dont le chef est cadre supérieur pour l'aire urbaine de Paris (RP 1990)



Carte 5.7 : Pourcentage des ménages dont le chef est ouvrier pour l'aire urbaine de Paris (RP 1990)

Les valeurs prises par les revenus moyens des ménages à l'échelle communale sur l'aire urbaine de Paris, issus de la Direction Générale des Impôts indiquent une répartition non aléatoire de celles-ci.



Carte 5.8 : Répartition du revenu moyen des ménages pour les communes de l'aire urbaine de Paris en 1996

Plus que de chercher à établir à ce niveau du développement certaines corrélations entre densités et distance, entre revenus et catégories sociales, entre revenus et densité..., plus que de pointer des difficultés particulières d'accessibilité, de spatial *mismatch* éventuel..., il s'agit d'offrir un premier diagnostic visuellement de la présence d'autocorrélation spatiale pour ces différents domaines. Ces illustrations plaident en tout cas pour une meilleure connaissance de ce phénomène de dépendance spatiale fondée sur un diagnostic plus approfondi et pour sa nécessaire intégration dans ces estimations à venir.

L'origine de cette dépendance spatiale est double.

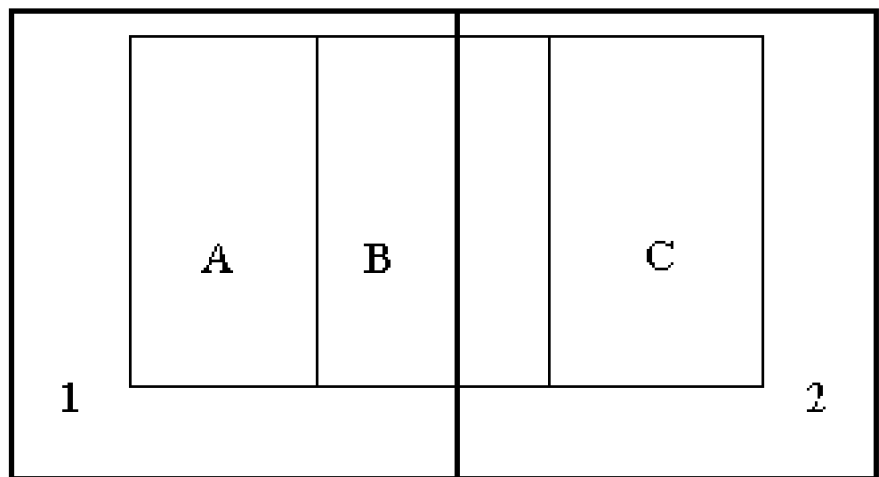
1.

Elle trouve sa source dans les erreurs de mesure pour des observations dans des unités spatiales continues. Dans un grand nombre de cas, les données sont collectées à une échelle agrégée. La correspondance entre l'échelle d'observation du phénomène étudié et la délimitation des unités d'observation n'est pas immédiate. Les erreurs de mesure sont donc probables. Elles ont même tendance à dépasser les frontières des unités spatiales envisagées. En conséquence, les erreurs d'une observation i sont à rattacher aux erreurs au voisinage de j . Pour illustrer la manière dont ce type d'erreur de mesure peut conduire à un phénomène d'autocorrélation spatiale, Anselin (1988,

p.12) propose l'exemple suivant : Supposons que l'échelle pertinente d'analyse soit les aires A, B et C et que les observations soient en fait agrégées au niveau 1 et 2. La variable observée Y_1 , à l'échelle de la zone 1 sera en fait une combinaison linéaire de la variable Y observée au niveau A, (Y_a) et d'une partie de celle de Y observée au niveau B (Y_b). De même Y_2 sera l'agrégation de Y_c et du reste de Y_b .

$$\begin{aligned} Y_1 &= Y_a + \lambda Y_b \\ Y_2 &= Y_c + (1 - \lambda)Y_b \end{aligned} \tag{5.9}$$

Cette agrégation, probablement entachée d'erreurs dans les estimations de la pondération du paramètre λ , présent aussi bien dans Y_1 que dans Y_2 , est à l'origine d'autocorrélation spatiale.



Source : Anselin (1988, p.12)

Figure 5.1 : Dépendance spatiale et agrégation

Des problèmes de mesure sont fréquents dans des travaux appliqués : ceux-ci renvoient à des limites définies de manière arbitraire comme les limites administratives et pour lesquelles l'agrégation est imparfaite.

La deuxième source de dépendance spatiale renvoie à la nature des phénomènes étudiés. La localisation des ménages renvoie à une inscription dans l'espace. Les observations telles que les lieux de résidence et lieux de travail sont liées entre elles par une distance plus ou moins grande. Les phénomènes envisagés se traduisent également dans certains cas par des externalités spatiales et des effets de débordement (*spill-overs*).

3. L'autocorrélation spatiale : tests et intégration

Cette notion d'autocorrélation spatiale étant précisée, il convient désormais de s'assurer de son existence et de son intensité au sein des phénomènes retenus. Des tests de mesure comme celui des couleurs ou de Moran et Geary permettent d'affiner le diagnostic réalisé sur la seule base de cartes et d'en préciser la nature. Y a-t-il autocorrélation ? Si oui, est-elle positive ou négative ?

Les modèles de l'économétrie spatiale destinés à l'intégrer seront ensuite présentés ainsi que les outils d'évaluation de la qualité des ajustements réalisés. Ces modèles sont du type autorégressif ou avec autocorrélation des erreurs. Certains d'entre eux combinent même autorégression et autocorrélation. Mais auparavant, il conviendra de replacer la dépendance spatiale au regard de la notion d'interaction.

3.1 La notion d'interaction

Cette notion renvoie aux relations plus ou moins intenses qu'il existe entre des unités spatiales. « *L'analyse des effets exercés sur une variable par les autres n'utilise pas vraiment toutes les caractéristiques de l'espace tant qu'elle n'est pas combinée avec une analyse des interactions entre observations. L'espace, en effet, n'est pas composé d'unités isolées les unes des autres. Ce qui se passe dans chacune d'entre elles peut influencer les autres : il y a interaction spatiale* » (Jayet, 1993, p.7). A l'espace des observations se rajoute l'espace des interactions entre ces dernières.

Cet espace des interactions est déterminé par la proximité relative des unités. Comme l'écrit Tobler ((1979) cité par Anselin 1988, p.8) : « *everything is related to everything else, but near things are more related than distant things* ».

En l'état cette notion est cependant non opératoire. L'une des étapes déterminantes de l'économétrie spatiale est de la transposer en répondant à la question : quelle formalisation retenir pour rendre compte de l'ordonnement des unités et des variables dans l'espace ?

Une approche par le voisinage

Sur un plan formel, la première traduction qu'elle reçoit est celle de voisinage et de plus proche voisin dans le cadre de la topologie. Considérons un système S avec n unités spatiales indicées $i=1, 2, \dots, n$ et une variable x pour chacune de ces unités. La série de voisins pour l'unité spatiale i est définie comme la série des unités j pour lesquels x_j est comprise dans la forme fonctionnelle de la probabilité conditionnelle de x_i , sachant x_j .

Formellement, cela s'écrit :

$$P[x_i | x] = P[x_i | x_j] \quad (5.10)$$

avec x_j les vecteur des observations de x_j , $j \in J$ et x le vecteur de l'ensemble des valeurs x .

Réciproquement pour un série de voisins j pour i cela correspond à :

$$\{j | P[x_i] \neq P[x_i | x_j]\} \quad (5.11)$$

Mais aucune information n'est donnée dans ces définitions sur la position relative de ces unités spatiales. Anselin (1988, p.17) propose d'introduire cette dimension par le biais de la distance d_{ij}

$$\{j | P[x_i] \neq P[x_i | x_j] \text{ et } d_{ij} < s_i\} \quad (5.12)$$

avec s_i un seuil pour chaque unité spatiale.

Cette approche par les probabilités conditionnelles strictes se heurte cependant à l'impossibilité de distinguer un voisinage de premier ordre et d'ordre supérieur. La notion de contiguïté permet de dépasser cette limite comme nous allons le voir.

Une approche par la contiguïté

Les premières mesures de la dépendance spatiale ont été réalisées par Moran (1948) et Geary (1954). Ils font appel à cet effet à la notion de contiguïté. Cette dernière est proche de celle de décalage temporel dans les séries chronologiques. On dira que deux zones sont contiguës si elles ont une frontière commune. Ainsi renseigné pour chacune des zones de l'espace étudié, il est possible de synthétiser ces effets spatiaux sous forme d'une matrice de contiguïté (C). Cette dernière est une matrice carrée symétrique comportant autant de lignes et de colonnes que de zones ou d'unités spatiales d'observation.

$$\text{Cete matrice peut être d'ordre } 1. \quad C^{(1)} = (c_{ij}) \quad (5.13)$$

avec

$c_{ij}=1$ si i et j sont des observations contiguës,

$c_{ij}=0$ si i et j sont des observations non contiguës.

Cette définition de la contiguïté suppose l'existence d'une carte avec des frontières clairement identifiables.

Cliff et Ord (1973) définissent d'autres formes de contiguïté en retenant un espace défini par des zones régulières. Par analogie au jeu d'échec, ces contiguïtés sont appelées le cas de la tour, le cas du fou et le cas de la dame.

La contiguïté définie sur la base de la frontière commune entre les cases. Cette situation correspond au déplacement de la tour. Dans la représentation ci-dessous, les cases B sont contiguës à la case A .

		B		
	B	A	B	
		B		

Figure 5.2 : Contiguïté (le cas de la tour)

En affectant des coordonnées à la partie centrale du quadrillage (Figure 5.3), il est possible de représenter la matrice de contiguïté (Figure 5.4).

1	2	3
4	5	6
7	8	9

Figure 5.3 : Coordonnées des cases de la partie centrale de l'échiquier

La matrice de contiguïté construite à partir de la répartition dans l'espace des observations donne une matrice carrée de dimension 9.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	0	1	0	1	0	0	0	0	0
2	1	0	1	0	1	0	0	0	0
3	0	1	0	0	0	1	0	0	0
4	1	0	0	0	1	0	1	0	0
5	0	1	0	1	0	1	0	1	0
6	0	0	1	0	1	0	0	0	1
7	0	0	0	1	0	0	0	1	0
8	0	0	0	0	1	0	1	0	1
9	0	0	0	0	0	1	0	1	0

Figure 5.4 : Matrice de contiguïté dans le cas de la tour

La contiguïté définie sur la base des sommets communs entre les cases. Cette situation correspond au déplacement du fou. Les cases C sont contiguës aux cases A (Figure 5.5).

	C		C	
		A		
	C		C	

Figure 5.5 : Contiguïté (le cas du fou)

En reprenant les coordonnées affectées aux cellules pour le cas de la tour, il est possible de représenter l'occupation de l'espace dans cas du fou par une matrice carrée de dimension 9 (Figure 5.6).

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	0	0	0	0	1	0	0	0	0
2	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3	0	0	0	0	1	0	0	0	0
4	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5	1	0	1	0	0	0	1	0	1
6	0	0	0	0	0	0	0	0	0
7	0	0	0	0	1	0	0	0	0
8	0	0	0	0	0	0	0	0	0
9	0	0	0	0	1	0	0	0	0

Figure 5.6 : Matrice de contiguïté dans la configuration du fou

La contiguïté définie sur la base des sommets et des bordures. Cette situation correspond au déplacement de la dame. Les cases contiguës sont celles qui ont des sommets ou des bordures communs. Les cases *B* et *C* sont contiguës à la case *A* (Figure 5.7).

	C	B	C	
	B	A	B	
	C	B	C	

Figure 5.7: Contiguïté (le cas de la dame)

En reprenant les coordonnées affectées aux cellules pour le cas de la tour, il est possible de représenter l'occupation de l'espace dans cas de la dame par une matrice carrée de dimension 9 (Figure 5.8).

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	0	1	0	1	1	0	0	0	0
2	1	0	1	1	1	1	0	0	0
3	0	1	0	0	1	1	0	0	0
4	1	1	0	0	1	0	1	1	0
5	1	1	1	1	0	1	1	1	1
6	0	1	1	0	1	0	0	1	1
7	0	0	0	1	1	0	0	1	0
8	0	0	0	1	1	1	1	0	1
9	0	0	0	0	1	1	0	1	0

Figure 5.8: Matrice de contiguïté dans la configuration de la dame

Envisagée à l'ordre 1, comme cela a été fait jusqu'à présent, la contiguïté peut l'être également à l'ordre n (n étant un entier positif) pour saisir la plus ou moins grande proximité des espaces. Certaines observations peuvent être en effet proches sans être pour autant contiguës.

$$C^{(n)} = (c_{ij}^{(n)}) \quad (5.14)$$

avec

$c_{ij}^{(n)}=1$ si n frontières sont à franchir entre ces deux espaces.

$c_{ij}^{(n)}=0$ sinon.

Plus les observations sont éloignées, plus l'ordre de contiguïté est élevé. Il s'agit alors d'une fonction à valeurs positives vérifiant les deux propriétés suivantes :

$$\begin{aligned} c_{ij}^{(n)} = 0 &\Rightarrow i = j \\ c_{ik}^{(n)} &\leq c_{ij}^{(n)} + c_{jk}^{(n)} \end{aligned} \quad (5.15)$$

		D		
	C	B	C	
D	B	A	B	D
	C	B	C	
		D		

Figure 5.9 : Contiguïté à un l'ordre n

Les cases C et D sont contiguës à la case A au second ordre suivant le critère de la tour. Elles sont contiguës à la case B dans le cas d'une contiguïté à l'ordre 1.

La régularité ou des non des zones géographiques comme support des observations n'est pas sans incidence. En cas de zones régulières, les contiguïtés de même ordre sont équivalentes et ont la même pondération. *A contrario*, pour des configurations irrégulières les frontières communes entre les espaces ne sont plus de même taille. Certains espaces, bien que non contigus, peuvent être proches. Affecter alors la même pondération aux contiguïtés de même ordre pour ces zones irrégulières n'est pas immédiatement acceptable.

Les interactions c_{ij} peuvent être alors fonction de la longueur de la frontière commune entre les deux zones, des moyens de communications entre les deux zones, de la taille de la zone émettrice de la zone d'interaction, etc.

Cette notion de contiguïté est déclinée pour des zones, comme nous l'avons fait jusqu'à présent. Elle est envisagée également pour des données ponctuelles comme des centroïdes de zones.

Ainsi, pour la contiguïté d'ordre 1, deux observations ponctuelles sont contiguës si elles sont reliées par un arc. La contiguïté d'ordre n , pour des données ponctuelles, est le nombre d'arcs compris entre les données i et j .

$$C^{(n)} = (c_{ij}^{(n)}) \tag{5.16}$$

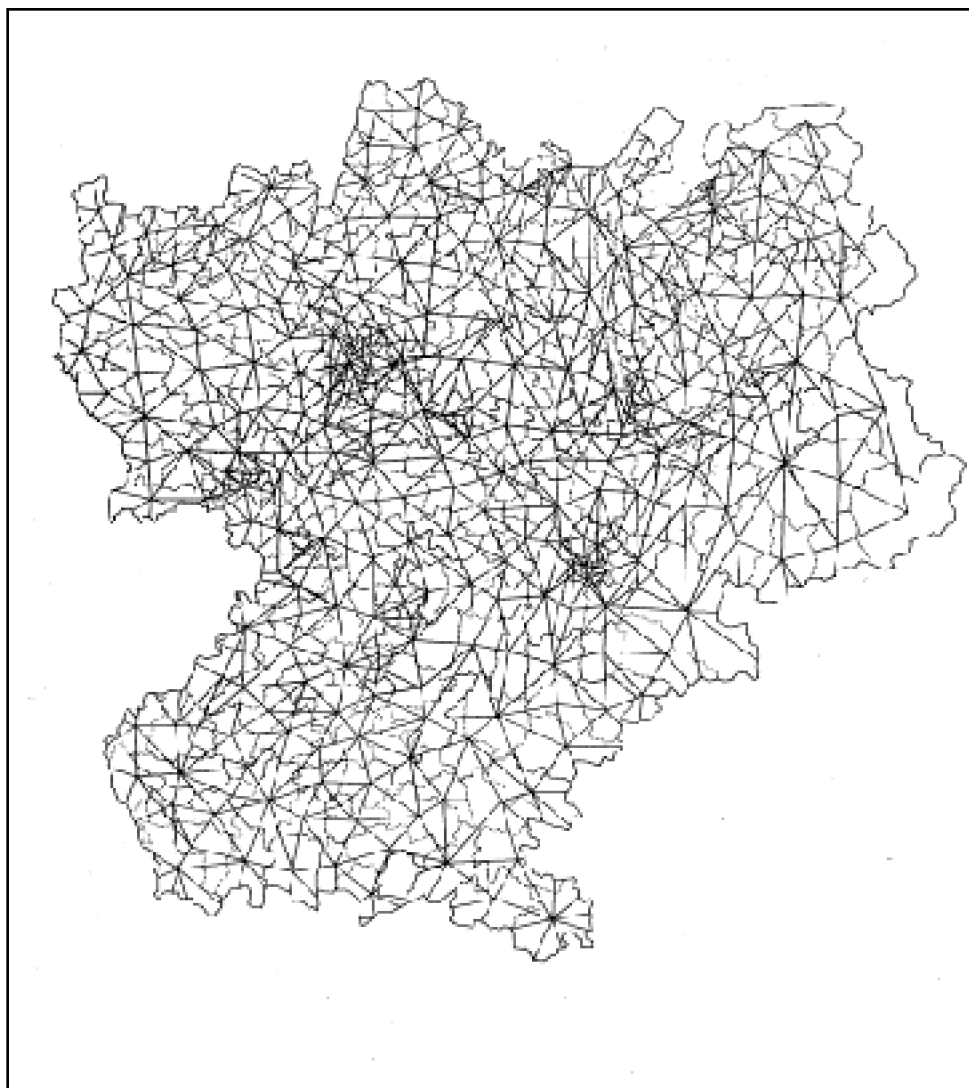
avec

$c_{ij}^{(n)}=1$ si le plus court chemin pour aller de i à j comporte n arcs

$c_{ij}^{(n)}=0$ sinon.

On parlera alors de distance de contiguïté.

Cette matrice peut être représentée sous forme d'un graphe, appelé *graphe de contiguïté*. Dans le cadre des cantons rhônalpins, le graphe de contiguïté établi par Jayet *et al.* (1999) relie par des arcs tous les centroïdes de ces derniers.



Source : Jayet *et al.* (1999)

Carte 5.9 : Graphe de contiguïté des cantons rhônalpins

Ces données ponctuelles peuvent être là aussi ordonnées suivant des formes géographiques régulières ou irrégulières.

Les interactions sont alors fonction de distances géographiques ou euclidiennes. Mais la tyrannie de la distance n'est identique en tout point. D'autres formes de distances sont alors privilégiées, plus à même de rendre compte de cette résistance au franchissement de l'espace comme des distances temps, des distances réseaux, des distances fondées sur le coût généralisé de déplacements, etc.

Les matrices de contiguïté initiale $C=c_{ij}$ sont généralement normalisées (W). Cela signifie que la somme des lignes de ces matrices est égale à l'unité.

$$W = w_{ij} \quad (5.17)$$

avec

$$w_{ij} = \frac{c_{ij}}{\sum_j c_{ij}}$$

Le concept de contiguïté binaire mis en oeuvre par Moran et Geary a ainsi évolué dans la recherche d'une meilleure prise en compte des interactions et des supports sur lesquelles elles intervenaient. Des formulations plus adaptées ont été proposées.

Dans le cas général, l'interaction entre deux observations est formalisée telle que l'interaction entre deux observations i et j , notée w_{ij} , soit une fonction de la distance.

$$w_{ij} = f(d_{ij}) \quad (5.18)$$

avec d_{ij} la distance entre les points i et j et f une fonction décroissante

La suggestion originale de Cliff et Ord (1973, 1981) consiste à combiner une mesure de la distance (l'inverse de la distance, l'exponentielle négative de la distance) et la part de la longueur totale de la frontière de la zone i commune avec la zone j .

$$w_{ij} = [d_{ij}]^{-a} * [\beta_{ij}]^b \quad (5.19)$$

avec d_{ij} la distance entre les observations i et j , β_{ij} la part de la frontière commune entre i et j , a et b deux paramètres.

De manière proche, Dacey (1968) suggère de prendre en compte également la surface relative des unités spatiales.

$$w_{ij} = d_{ij}^{-a} \alpha_{ij} \beta_{ij} \quad (5.20)$$

avec d_{ij} la distance entre les observations i et j , α_{ij} la surface de la zone i relativement à la surface totale des zones, β_{ij} la part de la frontière commune entre i et j .

Ces deux approches sont très liées à la configuration physique des unités spatiales. Elles sont moins adaptées dès lors que l'on travaille avec des données ponctuelles et dans le cas où les interactions spatiales envisagées sont déterminées par des facteurs économiques, lesquels ne sont pas toujours déterminés par les seuls éléments de configurations géographiques comme la longueur des frontières communes.

En conséquence, plusieurs auteurs ont proposé de recourir à des matrices de poids plus en lien avec les phénomènes étudiés. Bodson et Peeters (1975) introduisent un coefficient général d'accessibilité, sous la forme d'une fonction logistique. Elle intègre l'impact des voies de communication existantes entre des régions, comme les routes, les voies de chemin de fer, etc. Formellement, elle s'écrit :

$$w_{ij} = \sum_j k_j \left[\frac{a}{(1 + be^{-c_j d_{ij}})} \right] \quad (5.21)$$

avec k_j relatif à l'importance des voies de communication dans la zone j , d_{ij} la distance entre les centroïdes des deux zones, a , b et c les paramètres à estimer.

De manière courante également trois types de matrices de poids sont utilisées dans les estimations, W_1 où l'interaction entre les points est inversement proportionnelle à la distance euclidienne, W_2 où l'interaction entre les points est inversement proportionnelle au carré de la distance euclidienne entre les points, et W_3 correspondant à un seuil de distance variable selon les phénomènes observés.

Plus généralement, le choix de ces matrices de poids n'est pas sans poser problème. Il apparaît souvent comme exogène, séparé du reste de l'analyse spatiale, sans réelle justification. Cette sélection est à l'origine de difficultés dans l'estimation et l'interprétation des résultats. Ainsi, sur un plan inférentiel, certaines relations peuvent être fausses. Cependant le choix de ces matrices ne fait pas pour autant l'objet d'un consensus dans les analyses d'économétrie spatiales. Aora et Brown (1977), Hordijk (1979) proposent de retenir des matrices de poids neutres lorsque des modèles avec des résidus sont utilisés. La neutralité est saisie par la contiguïté binaire. L'utilisation de matrices de poids généraux avec une spécification *a priori* est aussi mise en avant.

Anselin (1980, 1984a) plaide pour un choix judicieux de la matrice de poids se rapportant aux concepts généraux de la théorie de l'interaction spatiale tels que l'accessibilité et la potentialité. « *The weight matrix should bear a direct relation to a theoretical conceptualization of the structure of dependence, rather than reflecting an a hoc description of spatial pattern* » (Anselin, 1988, p.21).

A partir de cette notion d'interaction, des tests de mesure de la dépendance spatiale sont développés comme nous allons le voir dans la partie suivante.

3.2 Tests de mesure

Plusieurs tests de mesure de l'autocorrélation spatiale existent. Les plus courants sont le test des couleurs et sa généralisation avec les statistiques de Moran et de Geary.

3.2.1 Test des couleurs

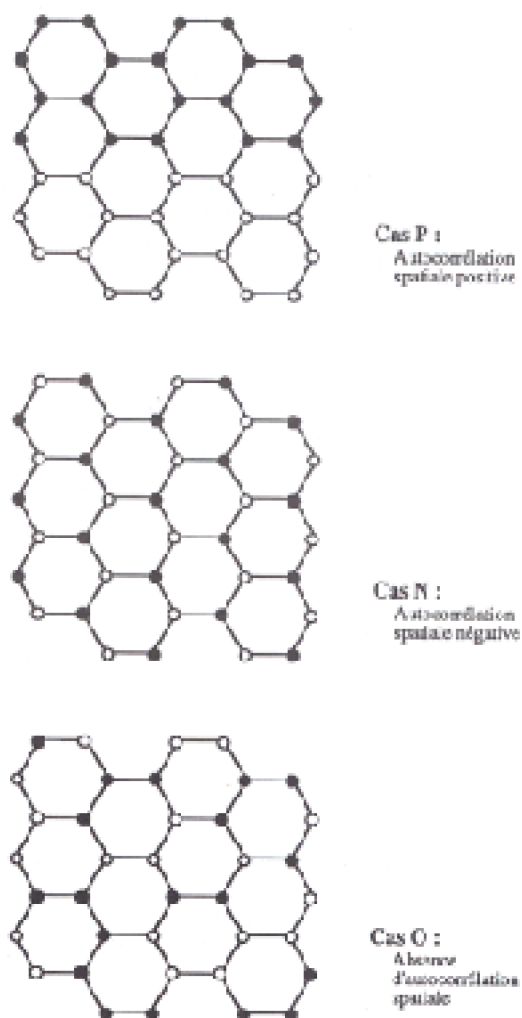
Ce test n'est applicable que dans le cas où les observations peuvent prendre uniquement deux valeurs et où l'on ne retient uniquement les valeurs prises par deux observations contiguës. Chacune des valeurs prises par les observations se voit affecter une couleur.

Si $x_i=1$ i.e. si la caractéristique est présente => couleur noire

Si $x_i=0$ i.e. si la caractéristique n'est pas présente => couleur blanche.

Il est possible de représenter cette disposition des couleurs affectées aux observations sous forme de graphique. A titre illustratif, Jayet (1993) retient un espace régulier qui peut être schématisé par un ensemble d'hexagones avec 38 noeuds

renvoyant à des observations et 49 arcs reliant ces observations. Dans le cas présent, le nombre de noeuds de couleur blanche est égal au nombre de noeuds de couleur noire soit 19 pour chacune des couleurs. Dans les trois cas de figure envisagés, seule la répartition de ces couleurs selon les noeuds change.



Source : Joyet, 1992, p.55

Figure 5.10 : Configurations spatiales homogènes et répartition des couleurs

Dans le cas P, la disposition des couleurs est uniforme. Les noeuds noirs sont regroupés, comme les noeuds blancs. Cette configuration manifeste une autocorrélation positive.

Dans le cas N, une stricte alternance des couleurs est de mise entre les noeuds. Un noeud blanc est suivi systématiquement d'un noeud noir et réciproquement. L'autocorrélation à ce niveau est négative.

Dans le cas O, les couleurs ne suivent pas un maillage régulier. Les valeurs des observations sont disposées de manière aléatoire. Le phénomène d'autocorrélation est absent de cette configuration.

Il est possible de compter également le nombre d'arcs reliant les noeuds selon les couleurs de ces derniers. L'arc reliant deux noeuds noirs ou blancs sera considéré comme noir-noir (NN) ou blanc-blanc (BB) et noir-blanc (NB) pour les noeuds où les couleurs alternent.

Tableau 5.1 : Résultats du décompte des arcs en fonction de leur couleur

	NN	BB	NB	A
Cas P	22	22	5	49
Cas N	0	0	49	49
Cas O	12	11	26	49

Dans le cas P, les arcs sont en grande majorité monochromes, soit noirs-noirs, soit blancs-blancs. Le constat réalisé sur les noeuds d'autocorrélation positive est confirmé.

Dans le cas N, la totalité des arcs sont bicolores traduisant une autocorrélation négative.

Dans le cas O, aucune configuration n'émerge renvoyant à une absence d'autocorrélation.

Il est possible de construire un test sur ces statistiques.

Si X_i est une variable aléatoire qui prend la valeur 0 quand la i^{eme} observation est blanche et 1 quand elle est noire alors on peut déterminer le nombre de NN, NB et de BB, en intégrant la matrice de contiguïté C_{ij} .

$$\begin{aligned}
 NN &= \frac{1}{2} \sum_{i \neq j} C_{ij} x_i x_j \\
 NB &= \frac{1}{2} \sum_{i \neq j} C_{ij} (x_i - x_j)^2 \\
 BB &= \frac{1}{2} \sum_{i \neq j} C_{ij} (1 - x_i)(1 - x_j) = A - NN - NB \\
 \text{avec } A &= \frac{1}{2} \sum_{i \neq j} C_{ij}
 \end{aligned}
 \tag{5.22}$$

Il est possible de déterminer les lois de probabilité suivies par NN et NB sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale.

Deux hypothèses sont possibles :

Hypothèse N : chacune des observations est une variable de Bernoulli, indépendante des autres observations avec une probabilité p pour les noeuds noirs et $q = 1-p$ pour les noeuds blancs. Dans ce cas, on fixe les arcs et on s'intéresse à la couleur qu'ils prennent.

Hypothèse R : Les observations sont réparties aléatoirement entre les différentes localisations. Une proportion p de ces observations a la valeur 1. Dans ce cas, on fixe une couleur et on s'intéresse à sa localisation sur les arcs.

Les statistiques NN, NB et BB, centrées réduites suivent asymptotiquement une loi normale :

$$\frac{S - E(S)}{\sqrt{V(S)}} \mapsto N(0,1) \quad (5.23)$$

où $S = NN, NB$ ou BB .

Pour chacune de ces hypothèses, on peut calculer les espérances $E(NN)$ et $E(NB)$ et les variances $V(NN)$ et $V(NB)$ des statistiques NN et NB.

Espérances et variances de NN et NB sous l'hypothèse N

$$E(NN) = \frac{1}{2} W p^2 = \mu_{NN} \quad (5.24)$$

$$V(NN) = \frac{1}{2} \mu_{NN} \left[Z_1 + (Z_2 - 2Z_1)p + (Z_1 - Z_2)p^2 \right] \quad (5.25)$$

$$E(NB) = W p q = \mu_{NB} \quad (5.26)$$

$$V(NB) = \frac{1}{2} \mu_{NB} \left[Z_1 + (Z_2 - 2Z_1) \frac{p+q}{2} + 2(Z_1 - Z_2)pq \right] \quad (5.27)$$

Espérances et variances de NN et NB sous l'hypothèse R

$$E(NN) = \frac{W}{2} \frac{n_1(n_1 - 1)}{n(n-1)} = \mu_{NN} \quad (5.28)$$

$$V(NN) = \frac{1}{2} \mu_{NN} \left[Z_1 + \frac{n_1 - 2}{n - 2} \left[Z_2 - 2Z_1 + \frac{n_1 - 2}{n - 3} (W + Z_1 - Z_2) \right] \right] - 2\mu_{NN} \quad (5.29)$$

$$E(NB) = W \frac{n_1 n_2}{n(n-1)} = \mu_{NB} \quad (5.30)$$

$$V(NB) = \frac{1}{2} \mu_{NB} \left[Z_1 + (Z_1 - 2Z_1) \frac{n_1 n_2}{2(n-2)} + 2(W + Z_1 - Z_2) \frac{(n_1 - 1)(n_2 - 1)}{(n-2)(n-3)} \right] \quad (5.31)$$

avec

n : le nombre d'observations i.e. le nombre de noeuds du graphe

n_1 : le nombre d'observations avec $x_i=1$ (noeuds noirs)

n_2 : le nombre d'observations avec $x_i=0$ (noeuds blancs)

$n_1 + n_2 = n$, $p = \frac{n_1}{n}$, $q = \frac{n_2}{n}$, et $p+q=1$

$$p = \frac{n_1}{n}, \quad q = \frac{n_2}{n}$$

$$W = \sum_{i \neq j} c_{ij}$$

$\frac{W}{2}$ le poids total des arcs

$$c_i = \sum_j c_{ij} \quad \text{et} \quad c_j = \sum_i c_{ij}$$

$$Z_1 = \frac{\left[\sum_{i \neq j} (c_{ij} + c_{ji})^2 \right]}{2W}$$

$$Z_2 = \frac{\left[\sum_{i \neq j} (c_i + c_j)^2 \right]}{W}$$

Dans le cas des trois configurations de répartition des couleurs des noeuds pour des

hexagones, les résultats sont les suivants :

Tableau 5.2 : Moyennes et variances sous les hypothèses N et R

	Hypothèse N	Hypothèse R
E(NN)	12,25	19,44
V(NN)	11,92	3,59
E(NB)	24,50	12,25
V(NB)	25,16	11,97

Les résultats des tests sont présentés dans le Tableau 5.3.

Tableau 5.3 : Résultats des tests sur les 3 configurations

	Cas P	Cas N	Cas O
Valeur de NN	22	0	12
$Test_{NN} = \frac{(NN - E(NN))}{V(NN)}$			
Hypothèse N	2,2	-2,8	-0,06
Hypothèse R	5,3	-6,3	0,04
Valeur de NB	5	49	26
$Test_{NB} = \frac{(NB - E(NB))}{V(NB)}$			
Hypothèse N	-5,6	7,0	0,43
Hypothèse R	-5,8	6,9	0,24

Avec un seuil de risque de 5 %, le quantile de la loi normale est égal à 1,96. L'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation est donc rejetée dans les cas P et N. En revanche, elle est acceptée dans le cas O.

Ce test des couleurs est non seulement valable pour un ordre 1 de contiguïté mais également pour des ordres plus élevés. En outre, jusqu'à présent nous avons retenu des variables qualitatives dichotomiques. Il est possible d'envisager aussi bien deux modalités que des couples de modalités. La généralisation des tests dans ces cas n'est cependant pas très aisée. Enfin, appliqué principalement sur des variables qualitatives, ce test est applicable pour des variables quantitatives transformées en variables qualitatives. Ainsi pour des niveaux de densité communale par exemple, en fixant un seuil de densité, on définit deux nouvelles variables qualitatives :

Noire si la densité de population communale est inférieure à x hab./km²

Blanche si la densité de population est supérieure ou égale à x hab./km²

Mais cette astuce de transformation conduit à perdre de l'information sur les observations. Les résultats sont, en outre, très dépendants du seuil retenu pour définir les deux variables. D'autres tests sont plus adaptés à ce genre de variables.

3.2.2 Moran et Geary

3.2.2.1 La statistique de Moran

La statistique de Moran généralise la statistique NN du test des couleurs. Sur un échantillon avec n observations, elle est égale au ratio de la covariance entre observations contiguës, appelée aussi covariance locale, à la variance totale de l'échantillon.

Elle s'écrit :

$$M = \frac{n \sum_{i \rightarrow j} c_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{W \sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (5.32)$$

avec

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum x_i$$

$$W = \sum_{i \rightarrow j} c_{ij}$$

La covariance au numérateur est nulle en cas d'absence d'autocorrélation spatiale, positive en cas de d'autocorrélation spatiale positive et négative en cas d'autocorrélation spatiale négative.

3.2.2.2 La statistique de Geary

La statistique de Geary (1954) généralise la statistique NB du test des couleurs. A un facteur $\frac{1}{2}$ près, elle est égale au ratio de la variance des écarts entre observations contiguës, appelée aussi variance locale, à la variance totale.

Elle s'écrit :

$$G = \frac{n-1}{2W} \frac{\sum_{i \rightarrow j} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (5.33)$$

Comme pour les statistiques NN et NB, deux hypothèses sont possibles :

Hypothèse N : les valeurs x_i de la variable X pour chacune des n observations proviennent de n tirages indépendants dans une loi normale.

Hypothèse R : les n valeurs x_i de la variable X sont fixées de manière inconnue et réparties entre les observations par une procédure de tirage sans remise.

Espérances et variances sous l'hypothèse N

$$E(M) = -\frac{1}{n-1} \quad (5.34)$$

$$V(M) = \frac{n(nZ_1 - Z_2) + 3W}{(n^2 - 1)W} - \frac{1}{(n-1)^2} \quad (5.35)$$

$$E(G) = 1 \quad (5.36)$$

$$V(G) = \frac{(n-1)(2Z_1 + Z_2) - 4W}{2(n+1)W} \quad (5.37)$$

Espérances et variances sous l'hypothèse R

$$E(M) = \frac{-1}{n-1} \quad (5.38)$$

$$V(M) = \frac{n[n^2 - 3n + 3(Z_1 - nZ_2 - 3W)] - 3 \cdot [(n^2 - n)(Z_1 + 2nZ_2 + 6W)]}{(n-1)(n-2)(n-3)W} \quad (5.39)$$

$$E(G) = 1 \quad (5.40)$$

$$V(G) = \frac{Y_1 - Y_2 + Y_3}{n(n-2)(n-3)W} \quad (5.41)$$

avec

$$Y_1 = (n-1)[(n^2 - 3n + 3) - (n-1)b_2] Z_1$$

$$Y_2 = [(n^2 + 3n - 6)(n^2 - n + 2)b_2] \left[\frac{(n-1)Z_2}{4} \right]$$

$$Y_3 = [n^2 - 3 - (n-1)^2 b_2] W$$

$$b_2 = n \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{\left[\sum (x_i - \bar{x})^2 \right]^2}$$

$$c_i = \sum_j c_{ij}$$

$$c_j = \sum_i c_{ij}$$

$$Z_1 = \frac{\left[\sum_{i \neq j} (c_{ij} + c_{ji})^2 \right]}{2W}$$

$$Z_2 = \frac{\left[\sum_{i \neq j} (c_i - c_j)^2 \right]}{W}$$

Comme pour les statistiques NN et NB, on compare les valeurs des tests de Moran et de Geary aux quantiles de la loi normale avec un seuil de risque arrêté. Si l'hypothèse nulle est rejetée et, si le test de Moran est significativement positif, on conclura alors à de l'autocorrélation positive. De même, si le test de Geary est significativement inférieur à l'unité, on aura affaire à de l'autocorrélation positive.

En revanche, si le test de Moran est significativement négatif, on conclura alors à de l'autocorrélation spatiale négative. Cette conclusion sera confirmée si le coefficient de Geary est significativement supérieur à l'unité.

Tableau 5.4 : Conclusions des tests de Moran et Geary sur l'autocorrélation spatiale

Test de Moran significatif	Test de Geary significatif	Conclusion
$> ;0$	$< ;1$	Autocorrélation spatiale positive
$< ;0$	$> ;1$	Autocorrélation spatiale négative

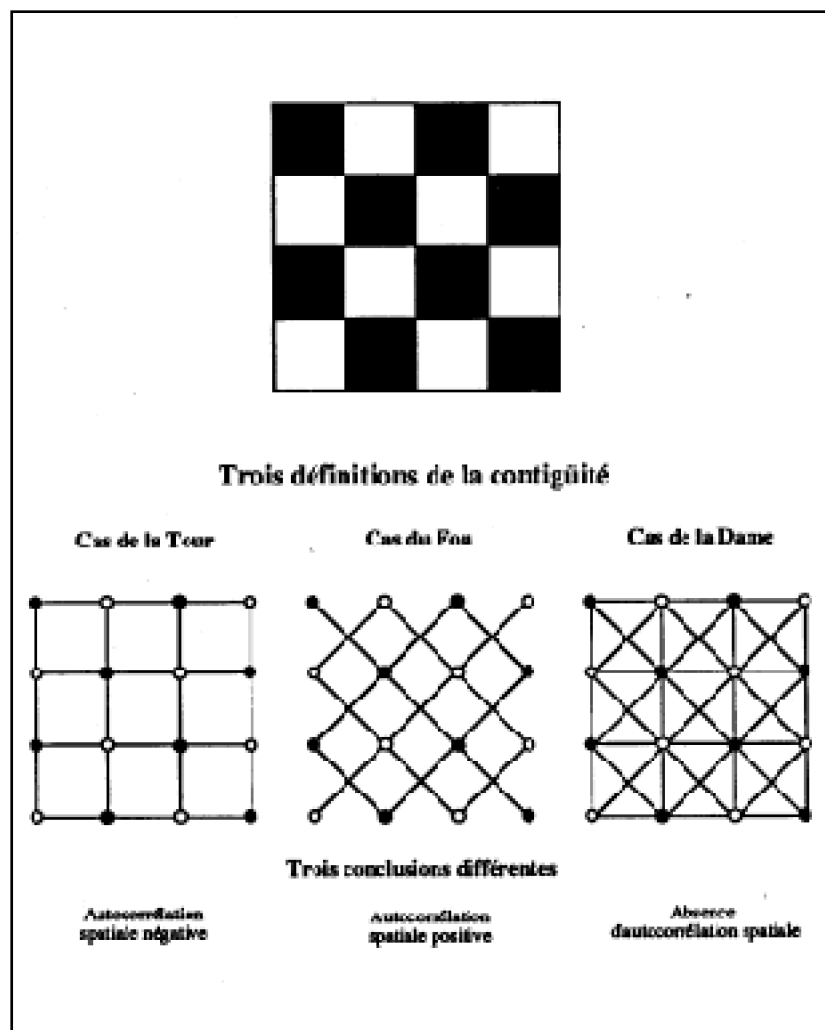
La sélection de ces tests n'est pas soumise à des arguments décisifs. L'hypothèse N dans les tests de couleurs suppose que le phénomène étudié ou sa transformation (utilisation de logarithme par exemple) suivent une loi normale. Si tel n'est pas le cas, il est préférable alors de tester l'hypothèse R. Les calculs en revanche sont plus délicats.

Pour les statistiques de Moran et de Geary, la première apparaît plus stable que la deuxième.

D'autres tests visant à tester l'autocorrélation spatiale existent. Dans le cadre d'estimations, ils cherchent à déterminer, non seulement si de l'autocorrélation est présente, mais également la meilleure façon de la prendre en compte dans les modèles. Il s'agit principalement du test du multiplicateur de Lagrange sur l'autorégression et sur l'autocorrélation des erreurs, qu'il soit robuste ou non, et du test de Kelejian-Robinson. Nous les présenterons de manière détaillée après, dans le cadre des modèles linéaires spatiaux.

Les résultats de ces tests est largement déterminé par les choix de matrice de poids. L'objectif n'est pas de tester l'absence générale d'autocorrélation sur une série de données mais d'évaluer son existence sur la base d'une définition spécifique de la contiguïté avec des matrices de poids. « *Accepter ou rejeter l'absence d'autocorrélation pour une définition particulière de la contiguïté ne signifie pas forcément qu'on arrivera à la même conclusion avec d'autres définitions de la contiguïté* » (Jayet, 1993, p.66).

Cliff et Ord (1973) montrent ainsi que les conclusions auxquelles ont abouti sur l'autocorrélation spatiale ne sont pas les mêmes selon la définition de la contiguïté retenue. Dans le cas de la tour, les unités d'observation contiguës prennent systématiquement des valeurs opposées. Il y a autocorrélation négative. Dans le cas du fou, les valeurs des observations contiguës sont de même couleur reflétant une autocorrélation spatiale positive. Dans le cas de la dame, on a une absence d'autocorrélation avec des observations contiguës qui n'ont pas une couleur dominante.



Source : Jayel (1993, p.67)

3.3 Les modèles d'économétrie spatiale

Paelinck a été le pionnier de l'économétrie spatiale avec les modèles économiques multirégionaux dans les années 70. Ce domaine est encore relativement neuf. Les travaux appliqués sont rares. Avant de détailler les modèles spatiaux, nous présenterons, dans un premier temps, les grands principes qui régissent l'économétrie spatiale. Puis nous ferons état des différents tests pour la sélection des modèles et la qualité des ajustements produits.

3.3.1 Les grands principes de l'économétrie spatiale

Klaassen et Paelinck (1979) envisagent cinq caractéristiques de l'économétrie spatiale :

Le rôle de l'interdépendance dans les modèles spatiaux. Les modèles spatiaux ont pour

objectif d'intégrer de manière explicite l'interdépendance spatiale des phénomènes envisagés. Les revenus et les dépenses fournissent une illustration courante de cette interdépendance spatiale : les dépenses réalisées en un lieu fournissent des revenus dont une partie sera dépensée à son tour ailleurs.

L'asymétrie des relations spatiales Les relations sont spécifiques aux espaces étudiés. Les consommations ne sont pas les mêmes pas entre un citadin et un rural (Jayet, 1993). Les effets des grandes infrastructures de transport ne sont pas identiques sur le territoire national.

Le principe d'allotopie Les facteurs explicatifs de phénomènes économiques intervenant sur un espace ne sont pas à rechercher dans ce seul espace. Certains facteurs à mobiliser interviennent dans d'autres espaces.

La différenciation entre interaction ex ante et ex post Une distinction est à apporter entre phénomènes de fonctionnement (*ex post*) et phénomènes d'installation (*ex ante*). Le choix d'une localisation résidentielle ou industrielle peut révéler les attraits spécifiques de tels ou tels lieux au regard de critères avancés par un ménage ou un chef d'entreprise. Ces choix seront aussi à l'origine d'autres phénomènes comme celui des déplacements et des flux de transport générés, l'arrivée de nouvelles entreprises ou de résidents ou au contraire le départ de certains d'entre eux.

La modélisation explicite de l'espace L'espace sera directement intégré dans la modélisation sous forme de distances, de densités, de coûts de transports,...

3.3.2 Trois grands types de modèles spatiaux

On compte trois types de modèles, le modèle autorégressif, le modèle avec autocorrélation des résidus et le modèle combinant les deux, le modèle autorégressif avec autocorrélation des résidus.

3.3.2.1 Le modèle spatial autorégressif (SAR)

Avant de présenter le modèle spatial autorégressif, nous ferons état du *processus* autorégressif spatial

Il s'écrit :

$$y = Wy + \varepsilon \Leftrightarrow (I - W)y = \varepsilon \quad (5.42)$$

avec

y le vecteur colonne contenant les valeurs de la variable endogène

W la matrice des effets d'autorégression spatiale

I la matrice unité

V la matrice diagonale

ε le vecteur des résidus indépendants, non nécessairement homoscedastiques :

$$E(\varepsilon)=0 \text{ et } V(\varepsilon)=\sigma^2 V$$

Les moments de y sont :

$$E(y)=0$$

$$V(y)=\sigma^2 \Omega \text{ où } \Omega=[(1-W)V^{-1}(1-W')]^{-1}$$

Dans de nombreux cas, la matrice des effets d'autorégression est une combinaison linéaire des matrices de contiguïté d'ordre 1 à k. On parle alors de SAR (k):

$$W = \rho_1 C^{(1)} + \dots + \rho_k C^{(k)} \quad (5.43)$$

Le modèle linéaire spatial avec autorégression (SAR) est de la forme :

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (5.44)$$

où

y le vecteur colonne contenant les valeurs de la variable endogène

W la matrice des effets d'autorégression spatiale

ρ le coefficient autorégressif spatial

X la matrice des variables explicatives

La présence d'un décalage spatial est de même nature que l'introduction de variables endogènes dans un système d'équations simultanées.

Les matrices des effets d'autorégression W dépendent d'un vecteur de paramètres. Généralement, les composantes de ρW sont des fonctions croissantes de ρ telles que $W(\rho)=0$. La valeur de ρ peut être interprétée comme la mesure de l'autorégression spatiale.

L'hypothèse nulle de l'absence d'autocorrélation correspond à :

$$H_0 : \rho=0$$

L'équation (43) peut aussi s'écrire :

$$(1-W(\rho))y=X\beta+\varepsilon$$

ε le vecteur des résidus indépendants, non nécessairement homoscedastiques :

$$E(\varepsilon)=0 \text{ et } V(\varepsilon)=\sigma^2 V$$

Les moments de y sont :

$$E(y)=0$$

$$V(y)=\sigma^2 \Omega \text{ où } \Omega=[(1-W)V^{-1}(1-W')]^{-1}$$

Le recours à un modèle autorégressif peut avoir deux significations :

Dans un cas, on considère que l'introduction de Wy aux côtés d'autres variables explicatives est un moyen d'apprécier le degré de dépendance spatiale alors que les autres variables sont contrôlées. Le principal intérêt réside dans l'évaluation de l'effet spatial.

Dans l'autre cas, on contrôle la dépendance spatiale et on évalue l'impact des autres variables explicatives.

Toutes les statistiques inférentielles obtenues suivant le maximum de vraisemblance repose sur des considérations asymptotiques. Cela n'est pas rempli pour des échantillons de petite taille. La variance de la matrice asymptotique donne des résultats surestimés. Des corrections de ces estimations ont été proposées dans la littérature pour des échantillons de petite taille. Mais cela n'a pas été intégré pour les SAR.

3.3.2.2 Le modèle linéaire spatial avec autocorrélation des résidus

Il s'écrit sous la forme :

$$\begin{cases} y = X\beta + \varepsilon \\ (I - Z(\lambda))\varepsilon = \xi \end{cases} \Leftrightarrow (I - Z(\lambda))(y - X\beta) = \xi \quad (5.45)$$

avec

Z la matrice des effets d'autocorrélation spatiale

ξ un vecteur de résidus indépendants, non nécessairement homoscedastiques

$E(\xi)=0$ et $V(\xi)=\sigma^2 V$ et avec V une matrice diagonale.

Les matrices des effets d'autorégression Z dépendent d'un vecteur de paramètres. Généralement, les composantes de λZ sont des fonctions croissantes de λ telles que $Z(\lambda)=0$. La valeur de λ peut être interprétée comme la mesure de l'autocorrélation spatiale.

L'hypothèse nulle de l'absence d'autocorrélation correspond à :

$H_0 : \lambda=0$.

Les moments de y sont :

$E(y)=X\beta$

$V(y)=V\varepsilon=\sigma^2 \Omega$ où $\Omega=[(I-Z)V^{-1}(I-Z')]^{-1}$

3.3.2.3 Le modèle linéaire avec autorégression et autocorrélation des résidus

Il est de la forme

$$\begin{cases} y - \rho W'y + X\beta + \varepsilon \\ (I - Z(\lambda))\varepsilon = \xi \end{cases} \Leftrightarrow (I - Z(\lambda))[(I - W'(\rho))y - X\beta] = \xi \quad (5.46)$$

avec

Z la matrice des effets d'autocorrélation spatiale

ξ un vecteur de résidus indépendants, non nécessairement homoscédastiques

$E(\xi)=0$ et $V(\xi)=\sigma^2V$ avec V une matrice diagonale.

Les moments de y sont

$$E(y)=(1-W)^{-1}X\beta$$

$$V(y)=V\varepsilon=\sigma^2\Omega \text{ où } \Omega=[(1-W)(1-Z)V^{-1}(1-W')(1-Z')]^{-1}$$

3.3.3 Les tests de choix de spécification du modèle

Plusieurs tests statistiques permettent d'établir un diagnostic sur la forme d'autocorrélation à l'oeuvre dans le modèle. Ces résultats sont fonction des hypothèses testées en matière d'interaction spatiale. Autrement dit, selon les matrices de poids adoptées, la dépendance spatiale sera plus ou moins significative.

3.3.3.1 L'indice de Moran

L'indice de Moran est le premier test de mesure de la dépendance spatiale.

Il s'écrit pour n observations :

$$M = \frac{n}{W} \frac{\sum_{i \neq j} c_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (5.47)$$

avec

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum x_i$$

$$W = \sum_{i \neq j} c_{ij}$$

Lorsque la matrice spatiale est standardisée, l'indice de Moran s'écrit :

$$M = \frac{\sum_{i \neq j} c_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (5.48)$$

Il faut ensuite comparer l'indice de Moran à sa valeur théorique z_i telle que :

$$z_i = \frac{I - E(I)}{\sigma(I)} \quad (5.49)$$

avec $E(I)$ la moyenne et $\sigma(I)$ l'écart type théoriques.

z_i est supposée suivre une distribution normale. Une valeur z_i positive avec une probabilité associée faible indique une autocorrélation spatiale positive. Une valeur z_i négative avec une probabilité associée faible indique une autocorrélation spatiale négative.

3.3.3.2 Le test du Multiplicateur de Lagrange

Le multiplicateur de Lagrange (ou LM pour Lagrange Multiplier) est déterminé pour les erreurs (LM_{ERR}) et pour l'autorégression (LM_{LAG}). Ce test présente l'avantage de ne pas nécessiter la détermination du modèle. Il suit un khi-deux d'ordre 1.

$$LM_{ERR} = \frac{\left[\frac{\varepsilon' W \varepsilon}{s^2} \right]^2}{tr[W'W + W^2]} \quad (5.50)$$

où ε est le vecteur des résidus obtenus par les moindres carrés, $s^2 = \frac{\varepsilon' \varepsilon}{n}$ est

l'estimateur de la variance des résidus suivant le maximum de vraisemblance et W la matrice spatiale.

$$LM_{LAG} = \frac{\left[\frac{\varepsilon' W y}{\left(\frac{\varepsilon' \varepsilon}{N} \right)} \right]^2}{D} \quad (5.51)$$

$$\text{avec } D = \left[(W X G)' \left(I - X' (X' X)^{-1} X \right) W X G / \sigma^2 \right] + tr(W^2 + W'W)$$

Dès lors, quand ces tests ont des fortes valeurs, cela indique une autocorrélation significative. Entre les deux, celui qui a la valeur la plus forte ou la probabilité associée la plus faible indique le type de modèle à privilégier.

Ces tests du multiplicateur de Lagrange sur l'autorégression et sur les résidus ont été déclinés également sous la forme de tests robustes $Robust LM_{lag}$ et $Robust LM_{error}$ ne nécessitant pas la normalité des résidus.

3.3.3.3 Le test de Kelejian-Robinson

Ce test, proposé par Kelejian et Robinson, est récent (1992). Contrairement au test de Moran et au multiplicateur de Lagrange classique, il ne nécessite pas la normalité des

résidus. Ce test est plutôt adapté pour les échantillons de grande taille que pour ceux de petite taille

Il consiste en une régression du produit des résidus et du produit des variables explicatives contenues dans une matrice Z avec P colonnes. Les produits de chaque paire d'observations dont la corrélation est supposée nulle sont au nombre h_n . En utilisant γ pour le coefficient du vecteur de la régression et α pour le vecteur résiduel, la statistique est de la forme :

$$KR = \frac{\left(\gamma' Z' Z \gamma \right)}{\left(\alpha' \alpha / h_n \right)} \quad (5.52)$$

Le test de Kelejian-Robinson suit un Khi-deux avec P degrés de liberté.

3.3.3.4 Puissance et robustesse des tests

Les performances de ces tests ont été évaluées par Anselin et Rey (1991), Anselin et Florax (1995), Florax et Rey (1995) pour différentes matrices d'interaction, différentes tailles d'échantillon et différentes distributions des erreurs.

Il apparaît que la puissance des tests s'affaiblit pour les petites échantillons et se renforce avec des valeurs élevés des paramètres spatiaux.

Le Test I Moran est puissant aussi bien dans le cas d'un modèle avec autocorrélation des résidus que dans le cas d'un modèle autorégressif.

La puissance des tests *Robust LM_{lag}* et *Robust LM_{error}* est également bonne.

D'après Florax et Rey (1995), une mauvaise spécification de la matrice de poids à des incidences sur la puissance de ces tests. Si la matrice retenue conduit à une « sur-spécification » au sens où elle rajoute des liens spatiaux alors on a une perte de puissance des tests. *A contrario*, si une matrice conduit à une « sous-spécification » alors on a une hausse de la puissance des tests en cas d'autocorrélation spatiale positive.

3.3.3.5 La procédure complète de sélection

La démarche adoptée se déroule en trois phases :

Dans un premier temps, on estime le modèle par les moindres carrés ordinaires (MCO) ;

On teste ensuite avec les différents tests ci-dessus l'autocorrélation spatiale. Si cette dernière est repérée, on peut essayer de mieux spécifier le modèle en rajoutant des variables exogènes, susceptibles de prendre en compte cette dépendance spatiale, si ces dernières existent. Si tel n'est pas le cas, les différents tests permettent de choisir le modèle le plus approprié. Ainsi pour Anselin et Rey (1991), si le test *LM_{lag}* ne rejette pas l'hypothèse nulle mais que le test *LM_{error}* rejette l'hypothèse nulle ou si les deux

tests LM_{lag} et LM_{error} conduisent au rejet de l'hypothèse nulle mais que $LM_{error} > LM_{lag}$ alors on retiendra un modèle avec autocorrélation des erreurs, Si, au contraire, le test LM_{lag} rejette l'hypothèse nulle mais que le test LM_{error} ne rejette pas l'hypothèse nulle ou si les deux tests LM_{lag} et LM_{error} conduisent au rejet de l'hypothèse nulle mais que $LM_{lag} > LM_{error}$ alors on retiendra un modèle autorégressif

Avec les tests *Robust* LM_{lag} et *Robust* LM_{error} , Florax et Anselin (1995) considèrent que si $LM_{lag} > LM_{error}$ et que *Robust* LM_{error} n'est pas significatif alors que *Robust* LM_{lag} l'est, alors il convient de retenir un modèle autorégressif ;

Estimation du modèle spatial retenu.

La procédure de sélection peut être confirmée ou non par la significativité des paramètres autorégressifs et/ou autocorrélé dans les modèles testés.

En outre, la détermination du test LM sur l'absence de prise en compte d'une variable autorégressive dans le cas d'un modèle avec autocorrélation des résidus et du test LM sur l'absence de prise en compte d'une variable autocorrélée dans un modèle autorégressif permet là aussi d'étayer *a posteriori* le choix effectué, si ces tests sont non significatifs.

3.3.4 L'estimation des modèles spatiaux

La principale conséquence de l'introduction d'un facteur autorégressif dans un modèle du type SAR est de rendre non cohérente la méthode d'estimations par les moindres carrés ordinaires. Il convient donc de recourir à d'autres modes d'estimation.

Deux grandes méthodes d'estimation des modèles linéaires spatiaux existent. La première est relative au maximum de vraisemblance, la deuxième repose sur les variables instrumentales.

3.3.4.1 Maximum de vraisemblance

Principe

L'estimation par le maximum de vraisemblance repose sur la notion de densité de probabilité. Soit ε un vecteur d'observations d'une variable aléatoire, qui suit une loi de probabilité de densité $\varphi(X, \alpha)$ avec X un ensemble de vecteur de variables explicatives exogènes et α un vecteur de paramètres inconnus à estimer.

La recherche du maximum de vraisemblance consiste à rechercher la valeur de $\hat{\alpha}$ pour α pour laquelle les observations sont les plus vraisemblables i.e. celles qui ont une densité de probabilité la plus élevée.

On recourt généralement au logarithme de la densité de probabilité :

$$L(X, \varepsilon) = \ln \varphi(X, \varepsilon) \rightarrow \hat{\alpha} = \arg \max \ln \varphi(X, \varepsilon) \quad (5.53)$$

Il est possible d'arrêter des contraintes sur le vecteur des paramètres telles que $Q\alpha=q$. On maximisera alors la log-vraisemblance sous contrainte

$$\hat{\alpha}_0 = \arg \max \ln \phi(X, \alpha) \text{ sous contrainte } Q\alpha = q \quad (5.54)$$

$$\Leftrightarrow \hat{\alpha}_0 = \arg \max (\ln \phi(X, \alpha) + \lambda(Q\alpha - q)) \quad (5.55)$$

avec λ le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte.

L'hypothèse nulle est alors de savoir si $\hat{\alpha}_0$ satisfait la contrainte $Q \hat{\alpha}_0 = q$

Applications

Le modèle autorégressif

Il est de la forme :

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \quad (5.56)$$

Pour estimer les paramètres β , il faut estimer au préalable les quatre inconnues $\rho, \sigma^2, \mu, \beta$. Supposons dans un premier temps que ρ et μ sont connus. Le modèle est défini par :

$$y = X\beta + \varepsilon \text{ avec } E(\varepsilon) = 0, V(\varepsilon) = \sigma^2 V \text{ et } V^{-1} = \left[(I - \rho W)' (I - \rho W) \right]^{-1} \quad (5.57)$$

Nous devons utiliser les moindres carrés généralisés avec la matrice variance-covariance connue V . Nous obtenons une estimation du paramètre β .

$$\hat{\beta} = \left[X' (I - \rho W)' (I - \rho W) X \right]^{-1} X' (I - \rho W)' (I - \rho W) y = \left[X V^{-1} X \right]^{-1} X V^{-1} y \quad (5.58)$$

Supposons que ρ et μ soient inconnus, il est nécessaire de rechercher le maximum de la fonction de vraisemblance définie par :

$$\begin{aligned} \mathcal{L}(\beta, \sigma, \mu, \sigma^2) = & -\frac{N}{2} \ln 2\pi\sigma^2 - \frac{1}{2} \ln |\det [I - \rho W]| - \frac{1}{2} \ln |\det V(\mu)| - \frac{1}{2\sigma^2} y' [I - \rho W]^{-1} (I - \rho W)' (y - X\beta) \\ \Leftrightarrow & (5.59) \end{aligned}$$

avec

$$SRG(\beta, \rho, \mu) = (y - yW\rho - X\beta)' V^{-1}(\mu) (y - yW\rho - X\beta) \quad \text{la somme}$$

généralisée des carrés des résidus.

La maximisation de la fonction de vraisemblance se fait par une optimisation non

linéaire.

Le modèle avec autocorrélation des résidus

Il s'écrit :

$$\begin{cases} y = X\beta + \varepsilon \\ (I - Z(\lambda))\varepsilon = \xi \end{cases} \Leftrightarrow (I - Z(\lambda))(y - X\beta) = \xi \quad (5.60)$$

Pour estimer les paramètres β , il faut estimer au préalable les quatre inconnues $\lambda, \sigma^2, \mu, \beta$. Supposons dans un premier temps que λ et μ soient connus. Le modèle est défini par :

$$y = X\beta + \varepsilon \text{ avec } E(\varepsilon) = 0, V(\varepsilon) = \sigma^2 V \text{ et } V^{-1} = [(I - \lambda Z)'(I - \lambda Z)]^{-1} \quad (5.61)$$

Nous devons utiliser les moindres carrés généralisés avec la matrice variance-covariance connue V . Nous obtenons une estimation du paramètre β

$$\hat{\beta} = \left[X'(I - \lambda Z)'(I - \lambda Z)X \right]^{-1} X'(I - \lambda Z)'(I - \lambda Z)y = (XV^{-1}X')^{-1} XV^{-1}y \quad (5.62)$$

Supposons dans un second temps que λ et μ soient inconnus, il est alors nécessaire de recourir à la méthode du maximum de vraisemblance. Elle s'écrit comme suit dans le cas du modèle avec autocorrélation des résidus.

$$L(\beta, \lambda, \mu, \sigma^2) = -\frac{N}{2} \ln 2\pi\sigma^2 - \frac{1}{2} \ln \det[I - Z(\lambda)] - \frac{1}{2} \ln \det V(\mu) - \frac{1}{2\sigma^2} SRG(\beta, \lambda, \mu) \quad (5.63)$$

avec

$$SRG(\beta, \lambda, \mu) = (y - X\beta)'(I - Z(\lambda))'V^{-1}(\mu)(I - Z(\lambda))(y - X\beta) \quad \text{la}$$

somme généralisée des carrés des résidus.

La maximisation de la fonction de vraisemblance se fait par une optimisation non linéaire.

Le modèle linéaire spatial avec autorégression et autocorrélation

Il s'écrit sous la forme :

$$\begin{cases} y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \\ (I - Z(\lambda))\varepsilon = \xi \end{cases} \Leftrightarrow (I - Z(\lambda))(I - W(\rho))y - X\beta = \xi \quad (5.64)$$

Pour ce type de modèle, nous avons 5 paramètres à estimer, $\rho, \lambda, \mu, \sigma^2, \beta$.

La fonction log-vraisemblance est de la forme :

$$L(\rho, \lambda, \mu, \sigma^2, \beta) = -\frac{1}{2} \ln 2\pi\sigma^2 - \frac{1}{2} \ln \det[I - W(\rho)] - \frac{1}{2} \ln \det[I - Z(\lambda)] - \frac{1}{2} \ln \det[V(\mu)] - \frac{1}{2\sigma^2} SRG(\rho, \lambda, \mu, \beta) \quad (5.65)$$

avec

$$SRG(\rho, \lambda, \mu, \beta) = (y - yW\rho - X\beta)'(I - Z(\lambda))'V^{-1}(\mu)(I - Z(\lambda))(y - yW\rho - X\beta)$$

la somme généralisée des carrés des résidus.

La maximisation de la fonction de vraisemblance se fait par une optimisation non linéaire.

3.3.4.2 Variables instrumentales

Les modèles linéaires spatiaux peuvent être aussi estimés par les méthodes des variables instrumentales (IV). Ces méthodes fournissent des résultats robustes. Elles permettent de s'affranchir de l'hypothèse de normalité des résidus. Elles offrent également la possibilité de traiter des échantillons de plus grande taille.

Deux méthodes sont possibles :

La méthode des doubles des moindres carrés

La méthode bootstrap

La méthode des doubles moindres carrés

Nous présentons l'utilisation de cette méthode dans le cas du modèle linéaire spatial avec autorégression. Celui s'écrit :

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \quad (5.66)$$

avec y le vecteur (N par 1) correspondant aux valeurs de la variable à expliquer, ρ , le coefficient spatial autorégressif, $W y$ le vecteur (N par 1) de la variable autorégressive, X la matrice (N par K) des observations des variables explicatives, β le vecteur de paramètres de la régression et ε le vecteur (N par 1) des résidus. Pour simplifier la notation, considérons la matrice Z de dimension (N par K+1) qui regroupe les variables autorégressives $W y$ et les variables exogènes X .

Le principe de l'estimation par la méthode des variables instrumentales est de recourir à une série d'instruments Q qui sont fortement corrélés aux variables originelles Z mais asymptotiquement non corrélés aux résidus. Une fois ces instruments identifiés, ils sont utilisés pour la construction de variables proxy des variables endogènes. Ces dernières sont ensuite retenues dans une régression utilisant les moindres carrés ordinaires.

Cette procédure produit l'estimateur suivant :

$$\theta_{IV} = \left[\begin{pmatrix} Z & Q \\ Q' & Q \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Q'Z \\ Q'Q \end{pmatrix} \right]^{-1} \begin{pmatrix} Z'Q \\ Q'Q \end{pmatrix} Q'Y \quad (5.67)$$

où θ_N est un vecteur (K+1 par 1) avec l'estimation de ρ comme premier élément suivi des estimations de β , Q est la matrice (N par P) des instruments comprenant les variables exogènes X. Les estimations obtenues sont robustes et asymptotiquement efficaces.

Un des problèmes potentiels avec la méthode des variables instrumentales est relatif à la valeur de ρ . Cette dernière n'est pas toujours inférieure à 1 en valeur absolue. Dans ce cas, cela renvoie à un problème de spécification du modèle.

Le R² traditionnel comme mesure de la qualité de l'ajustement n'est pas applicable dans le cadre des estimations par les variables instrumentales. Deux pseudo-R² sont déterminés dans le logiciel Space Stat. L'un est le ratio de la variance des valeurs théoriques sur la variance des valeurs observées des variables dépendantes. La seconde est une mesure de la corrélation au carré entre valeurs théoriques et valeurs observées.

Ces deux valeurs de R² obtenues avec la méthode des variables instrumentales ne sont cependant pas comparables à celles obtenues par la méthode du maximum de vraisemblance.

Outre cette mesure de la qualité de l'ajustement par le R², il est possible d'apprécier pour chacune des variables exogènes, le coefficient, leurs erreurs asymptotiques et le T asymptotique (ou z value) ainsi que leur probabilité associée.

La méthode Bootstrap

La méthode Bootstrap est un estimateur robuste qui exploite la présence d'aléas dans des échantillons créés artificiellement. Cette méthode aboutit à des estimations de paramètres alternatifs, des mesures de biais et de variance et la construction de pseudo-intervalles de confiance. Deux principales approches conduisent à des estimations fondées sur la méthode Bootstrap, l'une est fondée sur les résidus, l'autre sur l'observation de points dans un espace multidimensionnel. Seule la méthode fondée sur les résidus est acceptable dans le cas des modèles linéaires spatiaux autorégressifs (Anselin, 1988).

La première étape de cette méthode consiste à produire des variables instrumentales à l'origine de résidus estimés :

$$e = y - \rho W y - X \beta \quad (5.68)$$

avec ρ et β remplacés par leurs estimateurs IV.

Dans une deuxième étape, des pseudo-résidus sont générés par tirage aléatoire des résidus e. Comme le montre Anselin (1988), un vecteur des pseudo-observations des variables dépendantes peut être calculé pour chaque série e_r de N tel que :

$$y_r = (I - \rho W)^{-1}(X\beta + e_r) \quad (5.69)$$

avec ρ et β remplacés par leur estimateurs IV, X le nombre de variables exogènes.

Une estimation de ρ et β pour chaque échantillon est obtenue par la moyenne des variables instrumentales, utilisant Wy_r comme variable autorégressive. Cette procédure est répétée un grand nombre de fois R de manière à obtenir une distribution de fréquences empiriques pour les estimations ρ et β . L'estimation par la méthode Bootstrap est la moyenne de la distribution des fréquences empiriques obtenues lors des différentes itérations r .

3.3.5 Les tests de qualité de l'ajustement

Plusieurs tests et indicateurs existent pour évaluer la qualité de l'ajustement. Le nombre de critères ainsi que leur degré de comparabilité entre eux varient en fonction des méthodes d'estimation. Ces tests et indicateurs sont moins nombreux dans le cadre des estimations fondées sur la méthode du maximum de vraisemblance ou des variables instrumentales que pour les estimations classiques.

3.3.5.1 Le R^2

Le coefficient de détermination R^2 comme rapport de la variance expliquée sur la variance totale est la première mesure de la qualité de l'ajustement. Il est généralement complété par le coefficient de corrélation R qui est la racine carrée de ce coefficient de détermination.

Pour prendre en compte de manière plus précise l'incidence de l'introduction de nouvelles variables dans la régression, le R^2 est complété par un R^2 ajusté R_a^2 :

$$R_a^2 = R^2 - (1 - R^2)(K - 1)/(N - K) \quad (5.70)$$

avec N le nombre d'observations et K le nombre de coefficients de régression.

Le R_a^2 n'augmente pas systématiquement avec l'introduction de variables supplémentaires. Dans ce cas, cela signifie que les nouvelles variables ne contribuent pas de manière significative à l'amélioration de l'ajustement.

Pour comparer les modèles obtenus sur la base de régression standard et ceux issus de la méthode du maximum de vraisemblance, le R^2 n'est pas adapté. Il convient alors de recourir aux indicateurs fondés sur le maximum de vraisemblance. Cette conclusion est également valable pour les estimations fondées sur les variables instrumentales.

3.3.5.2 Les critères liés au maximum de vraisemblance

Le premier d'entre eux est la fonction log-vraisemblance. On privilégiera le modèle pour lequel elle est la plus élevée.

Mais comme dans le cas du R^2 , la fonction log-vraisemblance augmente avec l'introduction de nouvelles variables, elle n'est pas le meilleur indicateur de la façon dont

le modèle explique les observations.

Entre deux types de modèles, par exemple, un modèle issu d'une estimation par les moindres carrés ordinaires et un modèle spatial autorégressif, il conviendra de privilégier celui pour lequel la fonction log-vraisemblance est la plus élevée.

Pour pallier cette surestimation du log de vraisemblance, un indicateur appelé Information Criteria (IC) est calculé. Généralement ce critère est de la forme :

$$IC = -2L + f(K, N) \quad (5.71)$$

avec L la fonction log-vraisemblance, f(K,N) une fonction du nombre de variables K et du nombre d'observations N i.e. le degré de liberté dans le modèle. L'estimation de l'ajustement du modèle est grevée par une fonction des degrés de liberté.

Deux indicateurs d'information sont généralement retenus, l'Akaike Information Criterion (AIC) et le Schwartz Criterion (SC).

Pour l'Akaike Information Criterion, la fonction f correspond à f(K,N)=2K.

Pour le Schwartz Criterion, la fonction f est du type f(K,N)=Kln(N).

Le modèle le plus adapté est celui pour lequel ces indicateurs sont les plus bas.

3.3.5.3 Test F

Enfin, il est intéressant de se pencher sur la significativité de la spécification de la régression dans son ensemble. On regarde alors si les coefficients de pente de la régression sont conjointement différents de zéro.

Le test F permet d'y répondre. Il est de la forme :

$$F = \left[\frac{RSS_c - RSS_u}{K - 1} \right] / \left[\frac{RSS_u}{N - K} \right] \quad (5.72)$$

avec RSS la somme des résidus au carré contraints et non contraint, N le nombre d'observations et K le nombre de variables.

3.3.5.4 Test T

Pour les estimations fondées sur le maximum de vraisemblance, la significativité des paramètres estimés est appréciée sur la base du test T asymptotique (ou valeur z) et non sur les T de Student. Il est déterminé comme le ratio de l'estimation et des résidus asymptotiques. Il s'interprète comme le test de Student dans la méthode des moindres carrés ordinaires.

Pour les estimations fondées sur les variables instrumentales, ce test est également développé. Aucun test, en revanche, n'existe pour le paramètre spatial estimé, λ ou ρ.

3.3.5.5 La multicollinéarité

Dans les travaux de recherche appliquée, sans atteindre des situations de multicollinéarité parfaite se traduisant par une corrélation de 1, il se peut que certaines variables explicatives soient liées entre elles. Les tests à proprement parler pour la multicollinéarité n'existent pas. En revanche, certains indicateurs pointent un problème potentiel. Un R^2 élevé, avec des T de Student faible, est un indice de la présence de multicollinéarité dans le modèle. A la suite des travaux de Belsley *et al* (1980), un indicateur « multicollinearity condition number » est développé. Une valeur supérieure à 20 ou 30 indique un risque de liaison forte entre les variables explicatives.

3.3.5.6 Normalité des résidus

Un grand nombre de tests repose sur l'hypothèse d'une distribution normale des résidus. Cette distribution est appréciée sur la base des tests de Kiefer Salmon et de Jarque Berra.

Le test de Kiefer et Salmon est un test asymptotique qui suit un Khi-deux d'ordre 2. Une faible probabilité indique un rejet de l'hypothèse de normalité des résidus.

Le Test de Jarque Berra est un test asymptotique qui suit un Khi-deux d'ordre 2. Une forte probabilité indique une acceptation de l'hypothèse de normalité des résidus.

Le changement de la variable endogène en log par exemple peut modifier cette situation.

3.3.5.7 Hétéroscédasticité

Cette situation où la variance des résidus n'est pas constante pour toutes les observations a des incidences sur les indicateurs comme le R^2 . Les coefficients de la régression sont non biaisés mais inefficaces.

Ce problème est particulièrement courant dans le cadre des analyses spatiales pour lesquelles les unités d'observation sont irrégulières.

Plusieurs tests existent sur l'hétéroscédasticité. Parmi ceux-ci, on compte le test de Breusch Pagan et celui de Koenker Bassett. Le premier suppose la normalité des résidus à la différence du deuxième. Ces deux tests sont asymptotiques et suivent un Khi-deux à P degré de liberté.

Le test de White, contrairement au deux tests précédents, ne nécessite de spécifier la forme d'hétéroscédasticité. Ce test est asymptotique et suit un Khi-deux.

L'ensemble des tests relatifs à l'hétéroscédasticité sont très sensibles à la dépendance spatiale. Il n'est d'ailleurs pas toujours aisée de préciser l'origine de l'une et de l'autre.

3.3.5.8 Tests spécifiques selon les modèles estimés

Certains tests sont communs aux différents modèles SAR et modèles avec autocorrélation des résidus. D'autres sont spécifiques.

Modèle autorégressif

Le test de Wald est un test asymptotique qui suit un Khi-deux avec autant de degrés de liberté qu'il y a de coefficients de régression. La valeur du test de Wald est égale au carré de la valeur du test T asymptotique (ou valeur z) du coefficient autorégressif.

Le ratio de vraisemblance ou Likelihood Ratio (LR) sur le coefficient autorégressif spatial ρ correspond à la différence entre la fonction log-vraisemblance du SAR et la fonction log-vraisemblance de la régression standard du modèle, multiplié par 2. Il suit un χ^2 à un degré de liberté.

Le test du Multiplicateur de Lagrange sur l'autorégression est obtenu dans le cadre de l'estimation classique du modèle.

Même si les tests LR, Wald (test T asymptotique) et LM sur l'autorégression sont équivalents asymptotiquement, ils offrent des résultats différents pour des échantillons de taille finie.

L'ordre souhaité pour ces tests dans le cadre d'un SAR est :

$$W \geq LR_{LAG} \geq LM_{LAG} \quad (5.73)$$

Compte tenu de l'ordre de ces tests, Il convient pour apprécier la significativité du coefficient autorégressif de prêter une attention plus particulière au test de Wald qu'aux tests du maximum de vraisemblance.

Le non-respect de cet ordre des tests est l'indication d'une spécification insuffisante du modèle relative à un choix non pertinent des variables et/ou des matrices de poids, à des erreurs asymétriques des résidus, à l'existence de relations non linéaires entre variables endogènes et exogènes.

Pour évaluer de manière plus précise encore la pertinence du choix de ce modèle effectué - dans le cas présent un SAR -, il est possible sur la base d'un test LM sur les erreurs d'apprécier l'absence de prise en compte d'une variable relative à l'autocorrélation des résidus. Autrement dit si la spécification est pertinente, il ne devrait pas subsister d'autocorrélation avec les résidus.

Le Test LM sur les erreurs établi dans le cas d'un modèle autorégressif est un test qui suit asymptotiquement un χ^2 à un degré de liberté. Il est fonction des matrices de poids retenues.

Dès lors, si ce test est significatif cela peut être interprété comme le maintien d'une autocorrélation spatiale. Cela nécessite soit de tester de nouvelles matrices de poids plus à même de rendre compte de l'interaction spatiale, soit de changer de type de modèles et d'opter pour un modèle avec autocorrélation des résidus.

A contrario, si ce test est non significatif, cela signifie que la dépendance spatiale a bien été intégrée. L'option retenue - dans le cas présent, un modèle spatial autorégressif - se trouve confirmée. Cette confirmation intervient cependant *a posteriori* et oblige en conséquence à estimer les différents types de modèles.

Modèle avec autocorrélation des résidus

Le test de Wald relatif à l'hypothèse de facteur commun est établi dans le cadre du modèle avec autocorrélation des résidus. Ce type de modèle peut aussi s'écrire en retenant les notations précédemment adoptées :

$$y = \lambda Zy + X\beta - \lambda ZX\beta + \xi \quad (5.74)$$

Sous une forme non contrainte le modèle peut aussi s'écrire :

$$Y = \lambda Zy + X\beta - ZX\gamma + \xi \quad (5.75)$$

Ce qui rend ce facteur commun spécial est la contrainte non linéaire implicite sur les coefficients de l'autorégression spatiale λ , des variables explicatives β et des variables explicatives autorégressives spatialement γ . Pour être cohérent avec la formulation du modèle avec autocorrélation, le coefficient des termes WX devrait être égal au produit du coefficient de Wy avec les coefficients des termes X . Formellement cela équivaut à :

$$H_0 : \lambda \cdot \beta = \gamma \quad (5.76)$$

Le test de Wald est un test asymptotique qui suit un Khi-deux avec autant de degrés de liberté qu'il y a de coefficients de régression constante non comprise. La valeur du test de Wald est égale au carré de la valeur du test T asymptotique (ou valeur z) du coefficient autorégressif.

Le test Likelihood ratio est également développé sur cette hypothèse de facteur commun.

L'ordre attendu entre les des tests sur cette hypothèse est le suivant :

$$W > LR \quad (5.77)$$

avec W pour la valeur du test de Wald et LR le ratio de vraisemblance.

Pour les tests relatifs à l'autocorrélation spatiale des résidus, leur ordre ne change pas pour le modèle avec autocorrélation des résidus par rapport à celui du modèle SAR.

$$W \geq LR_{ERR} \geq LM_{ERR} \quad (5.78)$$

Pour évaluer de manière plus précise encore la pertinence du choix de ce modèle effectué - dans le cas présent, un modèle avec autocorrélation des résidus -, il est possible sur la base d'un test LM sur les erreurs d'apprécier l'absence de prise en compte d'une variable relative à autorégressive. Le Test LM sur l'autorégression établi dans le cas d'un modèle avec autocorrélation des résidus est un test qui suit asymptotiquement un χ^2 à un degré de liberté. Il est fonction des matrices de poids retenues.

Comme dans le cas du SAR présenté antérieurement, un test significatif peut être interprété comme l'existence d'une dépendance spatiale récurrente. Cela nécessite soit de tester de nouvelles matrices de poids plus à même de rendre compte de l'interaction spatiale, soit de changer de type de modèles et d'opter pour un modèle avec

autorégression.

A contrario, si ce test est non significatif, cela signifie que l'autocorrélation spatiale a bien été saisie avec le modèle avec autocorrélation des résidus. Cette confirmation intervient cependant *a posteriori* et oblige en conséquence à estimer les différents types de modèles avant d'en choisir le plus adapté.

4. Conclusion

Les estimations de fonctions de densité comme celles des facteurs explicatifs de ces configurations se heurtent à des problèmes méthodologiques. Elles sont en infraction au regard des hypothèses standards du modèle linéaire estimé par les moindres carrés ordinaires. L'hypothèse d'indépendance des résidus est remise en cause par la dépendance spatiale. Les différences de formes des unités spatiales, la variation des comportements, l'existence d'infrastructures comme les axes de transport génèrent une hétérogénéité spatiale.

Les caractéristiques spatiales de ces observations ont été plus ou moins intégrées dans les estimations produites par le biais de la distance. La recherche d'une meilleure spécification du modèle linéaire estimé par les moindres carrés ordinaires s'est heurtée à une prise en compte imparfaite de l'autocorrélation spatiale. Cette limite atteinte a été dépassée par le recours aux outils de l'économétrie spatiale qui envisage l'espace des observations mais également l'espace des interactions de ces dernières.

Trois grands types de modèles ont été développés, le modèle spatial autorégressif, le modèle spatial avec autocorrélation des résidus et le modèle combinant les deux premiers, le modèle spatial autorégressif avec autocorrélation des résidus. L'estimation de ces modèles nécessite de renoncer aux méthodes d'estimation fondées sur les moindres carrés ordinaires au profit de démarches privilégiant le maximum de vraisemblance et les variables instrumentales.

Le préalable à cette démarche est de fixer des matrices de poids susceptibles de rendre compte des interactions entre les observations. Cette dépendance peut être restituée sous la forme de matrices de contiguïté, de distances de contiguïté, ou de distances entre les unités spatiales sélectionnées. L'autocorrélation sera plus ou moins importante selon les types de matrices et les résultats des estimations seront à interpréter à l'aune de ces matrices.

Sans la mise en oeuvre de ces outils d'économétrie spatiale, les paramètres obtenus sur la base des estimations classiques sont biaisés, les niveaux de significativité incorrects et les estimateurs inefficaces. Dans le chapitre suivant, nous nous proposons de mettre en oeuvre ces méthodes d'estimations tant pour les fonctions de densité des aires urbaines françaises que pour les modèles explicatifs des configurations de ces espaces, privilégiant d'autres variables que la seule distance au centre.

CHAPITRE VI : Prise en compte de l'autocorrélation spatiale et nouvelles spécifications des fonctions

L'objectif de ce chapitre est double. Le premier est de soumettre les prédictions du modèle théorique présenté au cours du chapitre II à un nouveau test d'estimation. Deux méthodes avaient déjà été proposées avec des résultats significatifs. La détermination de distances-temps et de distances-réseaux avait permis d'atténuer sensiblement la dissymétrie de la structure aléatoire du nuage de points. L'estimation de fonctions de densité privilégiant les frontières de production inversées avait, là aussi, autorisé une meilleure intégration de l'asymétrie des aléas. Mais ces deux méthodes et, en particulier la première, n'intègrent pas de manière satisfaisante le phénomène d'autocorrélation spatiale.

Le deuxième objectif est d'expliquer les configurations de ces aires urbaines. Outre le paramètre de la distance au centre déjà mobilisé dans l'estimation des fonctions de densité, il conviendra d'intégrer d'autres facteurs, en particulier ceux identifiés dans le cadre du modèle standard de l'économie urbaine et dans celui de l'économie géographique. Ces estimations seront produites sur la base des outils de l'économétrie spatiale qui assurent des résultats plus robustes compte tenu de la présence de dépendance spatiale.

Avant de présenter ces résultats, il conviendra de compléter notre « donne » construite déjà en partie lors des estimations de fonctions de densité.

1. La donne

Le modèle standard de l'économie urbaine identifie des facteurs déterminants dans les choix de localisation des ménages. Il considère des éléments relatifs à la structure des ménages, à leur revenu, aux coûts de transports, aux prix du foncier, à la présence d'aménités naturelles et d'équipements. De même, certains modèles de l'économie géographique insistent sur les interactions possibles entre ménages et firmes. La localisation des ménages n'est pas indépendante de la localisation des firmes à une échelle intra-urbaine et réciproquement.

Tous ces facteurs n'ont pas forcément de correspondants immédiats en termes de variables ou ne sont pas forcément disponibles. Ainsi en est-il, par exemple, du prix des logements. Certaines villes recueillent sur la base des transactions notariales des informations sur les habitations. Cependant, les années suivies comme le périmètre d'observation retenu pour ce suivi sont généralement plus restreints que ceux adoptés dans notre recherche. Dans le cas du Grand Lyon par exemple, ce recueil est assuré depuis le début des années 1990 alors que la borne inférieure de notre intervalle de temps est 1982. Il se limite également aux 55 communes du Grand Lyon alors que l'aire urbaine, périmètre que nous avons sélectionné pour sa pertinence au regard de notre

question, compte 239 communes. Outre ces questions de périmètre et de période d'observation, toutes les villes ne réalisent pas de telles observations.

L'enquête Logement est une seconde source d'informations potentielles sur les logements. Produite sur la base d'enquêtes nationales menées par l'INSEE, sa périodicité est inférieure à 10 ans. Compte tenu des informations précises qu'elle offre sur les prix des logements, les revenus des ménages, les structures d'aides dont ces derniers ont bénéficié, elle aurait constitué une source de renseignements adaptée. Mais pour des raisons de confidentialité, sa diffusion est assurée à des niveaux agrégés et non spatialisés.

Dès lors, faute d'informations précises sur les prix des logements et sur les caractéristiques de ces biens (localisation, surface...), il est difficile de tester le modèle standard de l'économie urbaine en l'état. Cette situation prévaut également pour les modèles d'économie géographique. En revanche, le modèle standard met en lumière des variables déterminantes dans le choix de localisation des ménages avec des impacts sur les densités de population. Il assure également des prédictions, en particulier sur la répartition des densités dans l'espace qu'il est possible de soumettre à des tests économétriques. Ces derniers nécessitent alors de mobiliser d'autres sources d'informations telles que le recensement de la population, l'Inventaire communal, l'enquête Siclone, les fichiers de la Direction Générale des Impôts. Cette démarche impose de construire également des indicateurs susceptibles de rendre compte de la répartition des aménités et des équipements dans l'espace.

1.1 Le Recensement de la Population

Le Recensement de la Population est une opération lourde menée par l'INSEE avec une périodicité variable, d'environ 8 ans. L'objectif est de saisir plusieurs dimensions de la population avec le souci premier de compter le nombre d'habitants. Privilégiant jusqu'à présent une approche exhaustive, il sera remplacé désormais par une enquête où 1/5^{ème} de la population sera enquêté chaque année.

Les derniers recensements de population en France ont été réalisés en 1975, en 1982, en 1990 et en 1999. Pour des raisons de différences de variables dans un cas et de non disponibilité dans l'autre, les deux bornes de cet intervalle de temps n'ont pas pu être retenues. Nous nous concentrerons donc sur les années 1982 et 1990.

Nous retiendrons, outre les variables comme la population sans doubles comptes, déjà utilisées au niveau du chapitre sur les estimations de fonctions de densité, des indicateurs relatifs à la structure des ménages et à son activité.

Les informations sur les emplois envisagés sont issues également du Recensement de la Population. Le questionnaire distribué au lieu de résidence recueille en effet des informations sur les emplois occupés et permet de recenser les emplois au lieu de travail. Ces derniers sont ventilés suivant la Nomenclature des Activités et des Produits (NAP).

1.2 L'Inventaire Communal

L'Inventaire Communal offre un « panorama » des caractéristiques communales. Il

apparaît comme particulièrement bien adapté pour l'évaluation des équipements et des aménités. Nous présenterons dans un premier temps les objectifs de l'Inventaire Communal avant de faire état de la méthodologie de construction d'indicateurs d'équipements et d'aménités.

1.2.1 Présentation

L'Inventaire Communal est une enquête menée par l'INSEE (Ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie), le Service Central des Enquêtes et Etudes Statistiques (Ministère de l'Agriculture et de la Pêche) et la Direction Générale des Collectivités Locales (Ministère de l'Intérieur).

La périodicité de cet inventaire est décennale. Le dernier a été réalisé en 1998. Il fait suite à celui de 1970, de 1980 et de 1988.

L'objectif de l'Inventaire Communal est de fournir des informations précises sur les équipements, les commerces, les services et les caractéristiques des communes. Au total, près de 450 variables sont renseignées grâce à cette enquête. Les équipements, les commerces et les services renseignés ont trait à l'enseignement, à la santé, à la culture, à l'action sociale, au tourisme, aux sports et aux loisirs. Cet inventaire enregistre, selon les items, la présence et/ou le nombre de ces équipements, services et commerces. En cas d'inexistence de ceux-ci au niveau de la commune considérée, il fournit le département, la commune et la distance (en km) où la majorité des ménages se rendent pour bénéficier de cet équipement, de ce service ou de ce commerce. Cette information relative à la commune fréquentée en cas d'absence de l'équipement considéré n'est pas issue d'une enquête spécifique auprès des ménages mais provient d'une commission communale chargée d'apprécier le comportement le plus courant de ces derniers. Cette commission est composée de personnes qualifiées retenues par le maire de chacune des communes.

Grâce à l'Inventaire Communal, il est possible de mettre en évidence des pôles d'attraction et des zones de chalandise des communes sur la base de leurs équipements et services existants.

La méthodologie de réalisation des inventaires communaux a été modifiée au cours des années. Les inventaires de 1980 et de 1988 ont été réalisés par le biais d'enquêteurs présents sur le terrain. L'inventaire de 1998 a été mené sur la base de questionnaires adressés au maire des communes de France (DOM compris). Les informations ont été ensuite centralisées par téléphone. Les communes de plus de 30 000 habitants n'ont pas été enquêtées. Les équipements les plus courants se sont vus affecter un effectif maximum (9 et plus). Des informations étaient déjà disponibles pour ces communes de grande taille avec l'Enquête Equipements Urbains et des fichiers administratifs déjà existants.

Outre ces différences dans la collecte, les inventaires communaux n'ont pas toujours retenus les mêmes items. Cette option présente le désavantage de créer des ruptures dans les séries. Mais l'abandon de certains, l'ajout d'autres offrent l'opportunité également de mieux restituer les évolutions, en particulier économiques et sociologiques, de la société française enregistrées au cours de ces 20 dernières années. Ainsi, parmi les items que nous avons sélectionnés, l'Inventaire Communal de 1980 distingue « coiffeur

pour femmes » et « coiffeur pour hommes », distinction qui n'est pas reprise dans l'Inventaire Communal de 1988. Il en est de même pour la rubrique Transports de l'Inventaire Communal de 1980 qui différencie « les lignes d'autocar SNCF » des « autres lignes d'autocar », différenciation abandonnée en 1988. L'Inventaire Communal de 1988 envisage « les haltes-garderies », les « crèches collectives » et « les crèches familiales », alors que l'Inventaire Communal de 1980 ne considère que « les crèches ». L'Inventaire Communal n'envisage pas les hypermarchés en 1980. Cette variable est intégrée dans l'Inventaire Communal de 1988.

Nonobstant le grand nombre d'items présents simultanément dans les Inventaires Communaux, des spécificités de renseignements demeurent entre eux. Certains items ont été renseignés sur la seule base de leur présence ou absence dans la commune envisagée dans l'un des deux inventaires retenus. Ces mêmes items comportaient des informations relatives à leur effectif dans l'autre enquête. Ainsi en est-il en particulier des équipements culturels et sportifs qui ne sont pas dénombrés dans l'Inventaire Communal de 1988, contrairement à celui de 1980.

Des différences sur les seuils de dénombrement existent également entre les derniers Inventaires Communaux. L'Inventaire de 1980 envisage le décompte des équipements et des services de 0 à 5 et plus. Celui de 1988 admet une amplitude plus grande, 0 à 9 et plus, comme celui de 1998. Cependant pour ce dernier, le nombre d'équipements est diffusé par tranches : 0, 1, 2, 3-4, 5-8, 9 et plus pour tenir compte des imprécisions dues au mode de collecte.

1.2.2 Méthodologie de construction des indices d'équipements et d'aménités naturelles

Deux ensembles des caractéristiques des communes ont été constitués, l'un a trait aux services et aux équipements des communes, l'autre aux aménités naturelles. Les premiers ont tendance à décroître à mesure que l'on s'éloigne du centre vers la périphérie. Les seconds ont une évolution opposée, caractérisée par une présence plus importante en périphérie qu'au centre.

L'introduction en l'état de ces différentes variables dans les estimations envisagées n'est pas possible. L'existence d'un équipement au niveau de la commune considérée s'accompagne souvent de la présence simultanée d'autres équipements. Le risque de multicolinéarité des variables entre elles dans les estimations est alors non négligeable. Pour limiter ce risque, nous avons recouru à la construction de deux indices offrant une vision synthétique des équipements et des aménités pour chacune des communes sélectionnées. Le recours à ce type d'indices n'est pas nouveau et d'autres travaux ont utilisé des indices similaires (Goffette-Nagot, 1997 ; Schmitt, 2000).

La construction de ces indices s'est faite en trois temps. Le premier a pour objectif de sélectionner des services, des commerces et des caractéristiques susceptibles de rendre compte de la dotation plus ou moins grande des communes en équipements et en aménités. Cette sélection est cependant soumise à la recherche d'indicateurs communs aux deux Inventaires Communaux de 1980 et 1988 que nous avons retenus pour nos estimations.

Le deuxième temps vise à affecter une note aux différents indicateurs sélectionnés en fonction de leur présence dans la commune, de leur effectif et de la distance d'accès à une autre commune en cas de non-disponibilité de l'équipement dans la commune considérée. L'utilisation de cette information relative à la distance d'accès n'a pas pu être systématiquement exploitée dans le calcul de ces indices. Un certain nombre d'items, en particulier ceux ayant trait aux équipements scolaires ne comportent en effet pas de renseignements sur cette distance d'accès, même quand l'équipement est absent au niveau de la commune considérée. Dès lors, nous avons préféré nous limiter, s'agissant des items pour lesquels cette information était manquante, à affecter une note sur la seule base de la présence ou de l'absence de l'équipement et de leur effectif si cela était mentionné. Pour les items ne comportant pas d'informations sur leur effectif dans l'un des Inventaires, nous avons retenu la seule disponibilité ou non des équipements. Enfin, pour les différences de seuils de dénombrement des équipements entre les deux Inventaires, nous avons adapté les limites pour l'affectation des pondérations.

Un certain nombre de travaux ont montré que la qualité des indices obtenus n'est pas complètement sujette au choix des pondérations. Avec des coefficients contrastés (1 à 10) ou peu ou pas contrastés (pondération identique pour chacun des items), Decrease (1985, cité par Goffette-Nagot, 1994) montre que l'attractivité des communes n'est pas pour autant modifiée radicalement. Enfin, l'effectif important de critères retenus nous permet de nous affranchir un peu plus encore de l'arbitraire de ces pondérations.

Une moyenne pondérée est déterminée, dans un troisième temps, pour les deux indices à partir des notes affectées aux attributs.

1.2.2.1 Construction de l'indice d'équipement général

Nous avons déterminé un indice d'équipement général qui est une moyenne pondérée de deux indices :

l'indice « *commerces et équipements scolaires et sanitaires* » qui renvoie à l'ensemble des commerces, des services d'alimentation, des caractéristiques des transports et des équipements scolaires et sanitaires ;

l'indice « *équipements sportifs et culturels* ».

La pondération retenue pour l'indice général est de 0,75 pour le premier indice et de 0,25 pour le deuxième.

Tableau 6.1 : Pondérations retenues pour les services et les commerces

SERVICES ET COMMERCES			
Bureau de Poste	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist	Réparation automobile	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist

SERVICES ET COMMERCES			
	> ; 5 km = 2,5 points		> ; 5 km = 2,5 points
Centre de secours des Pompiers	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points	Coiffeur (hommes ou femmes)	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points
Gendarmerie	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points	Magasin de vêtements (hommes ou femmes)	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points
Banque	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points	Librairie	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points
Caisse d'Épargne	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points	Café	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points
Notaire	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points	Tabac	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points
Vétérinaire	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points	Distribution de carburant	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points
Plombier	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points	Restaurant	Si nb = 0 point 1 ≤ Nb < ; 4 = 6 points Nb > ; 5 = 10 points
Electricien	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points		
TOTAL		170	

Tableau 6.2 : Pondérations retenues pour les services de l'alimentation et des transports

ALIMENTATION		TRANSPORT	
Hypermarché	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points	Distance en km à l'entrée ou la sortie d'autoroute	Dist ≤ 5 km = 15 points 5 km < ; Dist ≤ 15 km = 7 points Dist > ; 15 km = 2,5 points
Supermarché	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points	Gare voyageurs	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points
Alimentation	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points	Ligne d'autocar régulière et quotidienne (SNCF ou autres)	Si existence = 10 points sinon = 0 point
Boulangerie	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points	Réseau de transport urbain	Si existence = 10 points sinon = 0 point
Boucherie	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points		
TOTAL	50	TOTAL	45

Tableau 6.3 : Pondérations retenues pour les équipements scolaires et les services de santé

EQUIPEMENTS SCOLAIRES		SERVICE DE SANTE	
Crèche familiale ou crèche collective ou halte garderie	Si existence = 10 points sinon = 0 point	Etablissement hospitalier	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points
Ecole maternelle publique	Si existence = 10 points sinon = 0 point	Ambulance	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points
Ecole maternelle privée	Si existence = 10 points sinon = 0 point	Médecin généraliste	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points
Ecole primaire publique plusieurs classes et enfantines	Si existence = 10 points sinon = 0 point	Pharmacien	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points
Ecole primaire privée	Si existence = 10 points sinon = 0 point		
Collège public	Si existence = 10 points sinon = 0 point		
Collège privé	Si existence = 10 points sinon = 0 point		
Cantine scolaire publique	Si existence = 5 points sinon = 0 point		
Cantine scolaire privée	Si existence = 5 points sinon = 0 point		
TOTAL	80	TOTAL	40

Tableau 6.4 : Pondérations retenues pour les équipements culturels et de loisirs

EQUIPEMENTS SPORTIFS		EQUIPEMENTS CULTURELS	
Terrain de grands jeux	Si existence = 10 points sinon = 0 point	Cinéma	Sur place = 10 points Dist ≤ 2,5 km = 8 points 2,5 km < ; Dist ≤ 5 km = 5 points Dist > ; 5 km = 2,5 points
Piscine couverte ou de plein air	Si existence = 10 points sinon = 0 point	Bibliothèque	Si existence = 10 points sinon = 0 point
Tennis couvert ou de plein air	Si existence = 10 points sinon = 0 point	Centre aéré ou centre social ou foyer rural ou Maison des jeunes et de la culture	Si existence = 10 points sinon = 0 point
Base de plein air et de loisirs	Si existence = 10 points sinon = 0 point		
TOTAL	40	TOTAL	30

1.2.2.2 Construction de l'indice d'aménités naturelles

Les aménités naturelles ne font pas l'objet d'un suivi spécifique dans les Inventaires Communaux de 1980 et de 1988. Certains items en offrent cependant des proxy. Ainsi, nous avons retenu des variables restituant plus ou moins l'environnement naturel de la commune, comme la présence de forêts, de lacs ou d'étangs. Les Inventaires Communaux de 1980 et 1988 considèrent également des « causes d'attraction » particulières pour la commune. Très subjectives et générales en même temps, ces variables intègrent des éléments aux intensités différentes. Nous avons sélectionné celles retenant « la campagne » et « l'existence de curiosité » comme facteurs attractifs. Combinées à d'autres variables dans un indice synthétique, elles offrent une approximation acceptable de ces aménités naturelles des communes.

Tableau 6.5 : Pondérations retenues pour les aménités naturelles

AMENITES NATURELLES			
Cause d'attraction – Campagne	Si existence = 10 points sinon = 0 point	Itinéraire balisé pour randonnée pédestre	Si existence = 10 points sinon = 0 point
Cause d'attraction – Curiosité	Si existence = 10 points sinon = 0 point	Forêt aménagée pour récréation	Si existence = 10 points sinon = 0 point
Nombre de lacs ou d'étangs	Si Nb = 0 = 0 point Si 1 ≤ Nb ≤ 2 = 6 points Si Nb ≥ 3 = 10 points	% du territoire communal occupé par de la forêt	Si %= 0 = 0 point Si 1 ≤ % ≤ 5 = 5 points Si % ≥ 5 = 15 points
TOTAL		65	

1.2.3 Résultats

Les différentes notes attribuées aux items retenus dans l'Inventaire Communal nous

permettent d'établir une moyenne par grandes rubriques pour les deux années disponibles. Les résultats détaillés par rubrique sont présentés dans l'annexe X.

Tableau 6.6 : Résultats des indices général d'équipement en 1980 et 1988

	1980			1988		
	Indice commerces et équipements scolaires et sanitaires (/10)	Indice équipements sportifs et culturels (/10)	Indice général d'équipement (/10)	Indice commerces et équipements scolaires et sanitaires (/10)	Indice équipements sportifs et culturels (/10)	Indice général d'équipement (/10)
Pondération	0,75	0,25	1	0,75	0,25	1
Moyenne	4,9	2,9	4,4	5,2	3,6	4,8
Maximum	9,7	10,0	9,8	10,0	10,0	10,0
Minimum	1,9	0,4	1,5	2,2	0,4	1,8
Mode	3,8	0,4	2,6	4,1	0,4	2,1
Ecart-type	1,7	2,5	1,8	1,8	2,6	1,9

Les résultats de ces indices indiquent une progression significative de l'équipement des communes aussi bien en termes de commerces, d'équipements scolaires et sanitaires, que d'équipements sportifs et culturels. La moyenne sur 10 progresse de 9 %.

Des disparités restent cependant sensibles. Les écarts d'équipements entre les communes ne se réduisent que très légèrement (-0,1 point) sur la période.

Tableau 6.7 : Résultats des indices d'aménités communales en 1980 et 1988

	1980	1988
	Indice aménités naturelles (/10)	Indice aménités naturelles (/10)
Moyenne	2,4	3,8
Maximum	10,0	9,4
Minimum	0,0	0,8
Mode	2,3	3,8
Ecart-type	1,8	1,9

L'indice relatif aux aménités naturelles augmente sensiblement sur la période. La réduction des écarts est plus nette.

1.3 L'enquête sur les aides au logement

Le Ministère de l'Équipement réalise plusieurs enquêtes sur le logement. Certaines concernent des secteurs spécifiques de l'habitat tels que le parc locatif social suivi avec

l'enquête Parc Locatif Social (PLS) sur les HLM. Cette source n'est pas mobilisable en l'état pour notre recherche compte tenu de son champ d'observation restreint et de sa borne inférieure d'observation trop récente. Le début de cette enquête date en effet de 1993.

L'enquête SICLONE que mène le Ministère de l'Équipement est nettement plus intéressante. Elle vise à répertorier les principales informations indiquées sur les permis de construire. Ce document est nécessaire, non seulement pour des constructions nouvelles, mais aussi pour des modifications du logement. Il est délivré par le maire après avis des services instructeurs (DDE). Ces renseignements concernent le type de logement (logement individuel pur, logement individuel groupé, logement collectif), ainsi que les aides aux logements qui sont accordées (financement Prêts Locatifs Aidés (PLA), financement Prêts Accession à la Propriété (PAP), financement Prêts Conventionnés (PC), autres types de financement).

Ces informations sont centralisées au niveau de la base Geokit par communes. L'enquête a commencé en 1975 mais seules les données relatives à partir de 1982 sont numérisées. Il n'y a pas de cumul réalisé sur les aides pour la période antérieure. Nous retiendrons donc comme information le total des aides aux logements recensées par cette enquête, pour les deux années de 1982 et 1990. Nous sommes conscients que cette option saisit imparfaitement l'incidence des aides aux logements sur la localisation résidentielle des ménages. Elle évite cependant une totale omission de cette dimension.

1.4 Le fichier de la Direction Générale des Impôts

Les informations concernant les ressources des ménages font l'objet d'une grande confidentialité. La Direction Générale des Impôts établit des statistiques agrégées au niveau communal concernant les revenus des ménages et les impôts perçus. Elle décompte les ménages selon qu'ils sont soumis ou non à l'impôt sur le revenu. Les informations produites ne sont que des moyennes qui, même si elles permettent de saisir des tendances, participent à un lissage des disparités. Ces fichiers ne sont établis que depuis l'année 1982.

2. Les résultats des estimations

Nous représenterons, dans un premier temps les tests des prédictions du modèle théorique relatif à la relation densité-distance, avant d'estimer les facteurs explicatifs des configurations urbaines autres que celui de la seule distance au centre.

2.1 Une structure urbaine source d'autocorrélation spatiale

Le modèle théorique, développé dans le chapitre 2 aboutit à deux conclusions que nous avons déjà testées sur la base d'autres types de distances qu'euclidiennes et en développant une méthode d'estimation fondée sur des frontières de production inversées appliquées aux densités.

Ce modèle considère que la densité se trouve moins liée à la distance, compte tenu

du fait que pour une même distance, les coûts d'accès au centre ne sont plus les mêmes, en particulier que le coût d'accès est fonction de la présence d'axes de transport rapides. Il s'ensuit une hétérogénéité des points à une même distance. En conséquence, les estimations de fonctions de densité réalisées sur la base d'indicateurs de coûts de transport devraient fournir de meilleurs résultats que celles menées sur la seule distance au centre.

Il suggère également que l'existence d'axes de transport rapides génère une hétérogénéité qui prend la forme d'un aléa dissymétrique. Pour une même distance au centre, les localisations pour lesquelles les coûts de transport sont importants sont plus nombreuses que celles pour lesquelles ce coût est réduit.

Les différences entre durée de déplacement et distance à vol d'oiseau sont alors sources d'autocorrélation spatiale. Les ménages de deux communes contiguës situées approximativement à la même distance à vol d'oiseau du centre de l'agglomération et proches d'axes de transport vont avoir des comportements similaires en termes de choix d'itinéraires et des coûts de transport proches, *ceteris paribus*. Il en sera de même pour des ménages localisés dans des communes contiguës mais éloignées des axes de transport rapides. *Cette similarité est génératrice d'autocorrélation spatiale*. En outre, dans la mesure où les positions relatives des communes par rapport aux axes sont susceptibles de différer plus largement à une certaine distance, on peut penser que cette autocorrélation sera plus nette à courte distance.

Autrement dit, *on peut émettre l'hypothèse qu'il y a autocorrélation spatiale dans un modèle de densité où la distance est la variable explicative*.

Une seconde hypothèse peut être formulée sur le niveau d'autocorrélation spatiale. Cette dernière sera *a priori* plus forte avec une matrice d'interactions pondérant plus fortement les courtes distances.

Nous avons donc estimé un modèle avec autocorrélation spatiale. Il s'écrit sous la forme :

$$\left\{ \begin{array}{l} y = X\beta + \varepsilon \\ (I - Z(\lambda))\varepsilon = \xi \end{array} \right\} \Leftrightarrow (I - Z(\lambda))(y - X\beta) = \xi \quad (6.1)$$

avec

Z la matrice des effets d'autocorrélation spatiale

ξ un vecteur de résidus indépendants, non nécessairement homoscedastiques

$E(\xi)=0$ et $V(\xi)=\sigma^2V$ avec V une matrice diagonale.

Les matrices des effets d'autorégression Z dépendent d'un vecteur de paramètres. Généralement, les composantes de λZ sont des fonctions croissantes de λ telles que $Z(\lambda)=0$. La valeur de λ peut être interprétée comme la mesure de l'autocorrélation spatiale.

L'hypothèse nulle de l'absence d'autocorrélation correspond à :

H0 : $\lambda=0$.

Nous avons utilisé deux spécifications de la matrice d'interaction, toutes deux normalisées. Dans la première, Z1, l'interaction entre deux communes est inversement proportionnelle à la distance entre leurs centroïdes. Dans la deuxième, Z2, l'interaction est inversement proportionnelle au carré de la distance entre les centroïdes. Cette différence de spécification peut être interprétée comme un impact différencié de la distance. Z2 donne plus de poids à la proximité que Z1.

Le modèle a été estimé pour les quatre recensements de 1975, 1982, 1990 et 1999. On en trouvera les résultats dans le Tableau 6.8 et les tests d'autocorrélation des résidus dans le tableau 6.9.

Tableau 6.8 : Résultats du modèle avec autocorrélation des résidus pour les estimations de la fonction de densité sur l'aire urbaine de Lyon en 1975, 1982, 1990 et 1999

	1975		1982		1990		1999	
	Z1	Z2	Z1	Z2	Z1	Z2	Z1	Z2
Coefficient	0,93***	0,74***	0,93***	0,75***	0,94***	0,77***	0,94***	0,77***
Autocorrélation λ	(21,57)	(12,88)	(23,13)	(13,18)	(26,02)	(14,55)	(25,9)	(14,35)
Constante	2,53***	2,71***	2,64***	2,87***	2,74***	3,02***	2,79***	3,07***
	(2,67)	(7,34)	(12,42)	(8,01)	(2,65)	(8,43)	(2,86)	(9,09)
Distance	-0,116***	-0,120***	-0,111***	-0,118***	-0,106***	-0,116***	-0,102***	-0,110***
	(-11,86)	(-9,29)	(-11,84)	(-9,45)	(-11,88)	(-9,55)	(-11,97)	(-9,64)
R2 adj.	0,45	0,45	0,44	0,44	0,43	0,43	0,43	0,43
Log de vraisemblance	-329,33	-314,8	-319,6	-304,9	-307,9	-290,8	-295,6	-278,6
AIC	662,6	633,6	643,3	613,5	619,9	585,7	595,3	561,3
SC	669,6	640,5	650,3	620,9	626,9	592,6	602,3	568,2

*** Test significatif au seuil de 0,01 ; ** 0,05 ; * 0,1. Z-value entre parenthèses

Tableau 6.9 : Tests de Wald, LM et LR sur le modèle avec autocorrélation des résidus

	1975			1982			1990			1999		
	Wald	LR	LM	Wald	LR	LM	Wald	LR	LM	Wald	LR	LM
Z1	465,2	35,8	62,5	534,9	37,5	65,5	677,0	41,4	75,1	670,8	41,2	74,6
	Wald> ;LM> ;LR			Wald> ; LM> ;LR> ;			Wald> ;LM> ;LR> ;			Wald> ;LM> ;LR> ;		
Z2	165,8	64,8	72,8	173,7	66,8	75,7	211,7	75,6	87,6	205,9	75,2	87,9
	Wald> ;LM> ;LR			Wald> ; LM> ;LR> ;			Wald> ;LM> ;LR> ;			Wald> ;LM> ;LR> ;		

Plusieurs remarques sont possibles à partir de ces estimations.

Les estimations indiquent clairement l'existence d'une autocorrélation spatiale. La valeur λ est significative dans tous les cas de figure. L'hypothèse nulle est nettement rejetée avec Z1 et Z2.

Les statistiques du multiplicateur de Lagrange conduisent toujours à la conclusion que l'autocorrélation est significative tout comme les statistiques de Wald. L'ordre des tests ne correspond cependant pas à l'ordre attendu $W \geq LR_{ERR} \geq LM_{ERR}$.

La valeur des gradients est nettement supérieure quand l'autocorrélation est prise en compte en particulier avec la matrice Z2 que lorsque celle-ci n'est pas intégrée (Tableau 6.10).

Cette différence dans les valeurs des gradients ne remet pas en cause la tendance à la baisse sur la période, qui peut être interprétée comme un étalement urbain. Seul le rythme de décroissance est moindre.

Tableau 6.10 : Valeurs des gradients selon les méthodes d'estimation

	γ 75	γ 82	γ 90	γ 99
Modèle linéaire simple	-0,102	-0,097	-0,091	-0,087
Modèle avec autocorrélation des résidus (avec Z2)	-0,120	-0,118	-0,116	-0,110

En conclusion, les résultats obtenus avec cette méthode d'estimation intégrant l'autocorrélation spatiale sont conformes aux prédictions du modèle. De l'autocorrélation spatiale est bien présente dans les estimations de fonctions de densité. Il convient donc de l'intégrer dans les estimations à venir, sous peine d'avoir des biais dans les paramètres. La seconde hypothèse sur le niveau d'autocorrélation spatiale est infirmée.

Les trois méthodes d'estimation de la fonction exponentielle négative que nous avons mises en oeuvre, estimation avec des distances-temps et des distances-réseaux, estimation avec des frontières de production inversées, estimation avec prise en compte de l'autocorrélation spatiale, offrent des résultats significatifs. En adoptant une perspective popérienne, ils ne viennent pas infirmer les prédictions du modèle théorique.

Ces méthodes permettent, non seulement d'améliorer l'explication au sens statistique des configurations, mais également au sens de la compréhension des configurations urbaines.

Envisagée jusqu'à présent sur la base de la seule distance au centre et dans le seul cas de l'aire urbaine de Lyon, l'explication se doit désormais d'intégrer d'autres facteurs identifiés en particulier dans le cadre des modèles théoriques et d'envisager d'autres aires

urbaines.

2.2 Les facteurs explicatifs des configurations urbaines

Deux approches ont été développées pour estimer ces facteurs explicatifs. L'option de la pluralité des démarches répond à deux objectifs : évaluer les performances des estimations sur un plan méthodologique et rechercher une convergence éventuelle des facteurs explicatifs des aires urbaines françaises.

Ces deux approches peuvent être précisées :

La première approche opère en deux temps :

–

Un indicateur synthétique susceptible de restituer la répartition de la population dans l'espace est déterminé au préalable ;

–

Cet indicateur estimé est ensuite retenu comme variable endogène dans des estimations.

La deuxième approche consiste à privilégier le niveau des densités communales comme variable endogène et à les régresser sur des facteurs explicatifs.

Dans les deux cas, il s'agit de mobiliser les outils de l'économétrie spatiale présentés précédemment, dans l'objectif d'avoir des estimations sans biais.

2.2.1 Modèle économétrique fondé sur des gradients de densité

Le chapitre III sur l'analyse des densités a indiqué que la restitution des configurations urbaines et de leur évolution avait fait l'objet de nombreux travaux. Sur la base des travaux nord-américains mais aussi désormais à partir des estimations que nous avons réalisées, il apparaît que la fonction exponentielle négative sur les densités offre des résultats non négligeables. Ces performances restent cependant moindres, au regard d'autres formes qui assurent un ajustement plus fin aux irrégularités de la distribution des densités de population et des activités.

En reprenant notre développement épistémologique dans le chapitre II, l'introduction de paramètres supplémentaires dans ces fonctions autorise la prise en compte d'un nombre légèrement plus grand de dimensions. Mais il se traduit aussi par une perte de signification. *A contrario*, l'exponentielle négative travaille sur une seule dimension mais offre un gain de sens avec un indicateur synthétique unique sous la forme de gradient de densité. Nous la retiendrons donc comme base de synthèse des configurations urbaines et de leur évolution.

Cette forme exponentielle s'écrit de la façon suivante : $D(x) = D_0 e^{-\gamma x}$, où $D(x)$ est la densité résidentielle, D_0 la densité extrapolée au centre de la ville puisque $D(0)=D_0$, x la

distance au centre, et γ le gradient de densité, *i.e.* le taux de variation de la densité selon la distance au centre.

L'objectif est donc d'estimer ce gradient sur les aires urbaines françaises, comme nous l'avons fait précédemment, mais en mobilisant désormais les outils de l'économétrie spatiale.

2.2.1.1 Les estimations de fonctions de densité

Cette méthodologie a été appliquée pour les quatre derniers recensements de la population, 1975, 1982, 1990 et 1999, pour l'ensemble des aires urbaines sélectionnées.

Pendant, compte tenu du grand nombre d'aires urbaines retenues, nous ne présentons dans la suite qu'une illustration de cette méthodologie d'estimation de la fonction exponentielle sur la base du cas de Paris et de Lyon pour 1982 et 1990, période sur laquelle il est possible de tester des facteurs explicatifs autres que la seule distance au centre.

En outre, les résultats des estimations de la fonction exponentielle négative sur les densités ayant été déjà présentés dans le cadre du chapitre relatif aux fonctions et pour alléger le développement, nous ne ferons état que des résultats des deux modèles spatiaux testés.

Nous avons testé pour chacune des aires urbaines un modèle autorégressif spatial (SAR) et un modèle avec autocorrélation des résidus.

Le modèle SAR est de la forme :

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \quad (6.2)$$

où

y le vecteur colonne contenant les valeurs de la variable endogène

W la matrice des effets d'autorégression spatiale

ρ le coefficient autorégressif spatial

X la matrice des variables explicatives

Le modèle avec autocorrélation des résidus s'écrit de la façon suivante :

$$\begin{cases} y = X\beta + \varepsilon \\ (I - Z(\lambda))\varepsilon = \xi \end{cases} \Leftrightarrow (I - Z(\lambda))(y - X\beta) = \xi \quad (6.3)$$

avec

Z la matrice des effets d'autocorrélation spatiale

ξ un vecteur de résidus indépendants, non nécessairement homoscédastiques

Nous avons sélectionné pour ces modèles spatiaux deux types de matrices

d'interaction spatiale, W_1 ²¹ correspondant à une interaction entre des communes inversement proportionnelle à la distance euclidienne entre les centroïdes, et W_2 , où l'interaction est inversement proportionnelle au carré de la distance euclidienne entre les centroïdes. Cette différence de définition conduit à donner plus de poids à la proximité dans la matrice W_2 que dans la matrice W_1 .

$$W_1 : w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}} \quad (6.4)$$

$$W_2 : w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}^2} \quad (6.5)$$

Cette option revient cependant à considérer comme inexistantes les interactions entre les communes appartenant à des aires urbaines différentes. Celles-ci sans être prépondérantes ne sont peut pas si nulles que cela. Il aurait été possible d'envisager la combinaison de deux matrices d'interaction, l'une intégrant spécifiquement les interactions des communes appartenant à une même aire urbaine W_a et l'autre relative aux interactions potentielles entre communes appartenant à des aires différentes W_i . Les valeurs de cette dernière matrice auraient été nulles pour les communes d'une même aire urbaine et égales à l'inverse de la distance entre les communes centres des aires urbaines auxquelles appartiennent les communes. Le modèle testé aurait été de la forme :

$$y = \rho_a W_a + \rho_i W_i + Xb + \varepsilon \quad (6.6)$$

Ce choix n'aurait pas été inintéressant mais nous avons été contraints par le logiciel utilisé qui n'autorise pas la programmation de telles matrices.

Enfin, la littérature, comme nous l'avons vu dans le chapitre précédent, suggère également une matrice W_3 fondée sur un seuil de distance. Les valeurs affectées dans une telle matrice sont unitaires si les distances entre centroïdes sont inférieures à cette limite et nulles si les distances entre centroïdes sont supérieures à ce seuil.

$$W_3 : w_{ij} = 1 \text{ si } d_{ij} \leq x \quad (6.7)$$

$w_{ij}=0$ sinon

Cependant, compte tenu de la diversité des tailles (au sens de surfaces) des aires urbaines, il n'est pas évident de déterminer un tel seuil qui n'apparaisse pas comme arbitraire et mal fondé.

²¹ Désormais, dans la suite du développement, la lettre W sera considérée comme la dénomination générique des matrices d'interaction, que celles-ci soient intégrées dans des modèles spatiaux autorégressifs, dans des modèles spatiaux avec autocorrélation des résidus ou dans des modèles spatiaux autorégressifs avec autocorrélation des résidus.

Les choix effectués de W_1 et W_2 apparaissent donc comme cohérents et acceptables au regard de ce que nous voulons tester et compte tenu des contraintes techniques auxquelles nous sommes soumis.

La méthode d'estimation retenue pour les deux modèles spatiaux envisagés est la recherche du maximum de vraisemblance.

2.2.1.1.1 Modèle autorégressif spatial

Les résultats du modèle SAR pour Paris et Lyon sont présentés dans le Tableau 6.11.

Tableau 6.11 : Résultats du modèle spatial autorégressif pour les estimations de la fonction de densité sur les aires urbaines de Paris et de Lyon en 1982 et 1990

	1982				1990			
	W1		W2		W1		W2	
	Paris	Lyon	Paris	Lyon	Paris	Lyon	Paris	Lyon
Effectifs	155	239	1155	239	1155	239	1155	239
W_LND	0,95*** (36,48)	0,82*** (9,27)	0,73*** (24,81)	0,64*** (9,47)	0,95*** (35,92)	0,84*** (10,51)	0,73*** (24,61)	0,67*** (10,27)
Constante	2,82*** (26,72)	1,46*** (7,61)	1,61*** (12,65)	1,19*** (5,61)	2,26*** (25,61)	1,40*** (7,42)	1,61*** (12,49)	1,17*** (5,54)
DIST	-0,064** (-31,21)	-0,072** (-9,39)	-0,040*** (-14,15)	-0,053** (-6,14)	-0,062*** (-30,75)	-0,068** (-9,44)	-0,038*** (-14,04)	-0,049*** (-6,07)
R2 adj.	0,68	0,49	0,75	0,57	0,67	0,49	0,74	0,57
Log de vraisemblance	-1733	-330,5	-1636,1	-316,2	-1712	-319,8	-1618	-303,4
AIC	3472	667,1	3278	638,4	3431	645,6	3242	612,9
SC	3482	677,5	3293	648,7	3446	655,9	3257	623,4
LM sur l'absence de prise en compte de l'autocorrélation des résidus	230,4 (0,00)	267,06 (0,00)	8,17 (0,00)	15,26 (0,00)	218,06 (0,00)	73,90 (0,00)	9,62 (0,00)	14,33 (0,00)
*** Test significatif au seuil de 0,01 ; ** 0,05 ; * 0,1. Z-value entre parenthèses								

2.2.1.1.2 Modèle avec autocorrélation des résidus

Les résultats du modèle avec autocorrélation des résidus sont présentés dans le Tableau 6.12.

Tableau 6.12 : Résultats du modèle avec autocorrélation des résidus pour les estimations de la fonction de densité sur les aires urbaines de Paris et de Lyon en 1982 et 1990

	1982				1990			
	W1		W2		W1		W2	
	Paris	Lyon	Paris	Lyon	Paris	Lyon	Paris	Lyon
Effectifs	155	239	1155	239	1155	239	1155	239
Lambda	0,97*** (69,27)	0,93*** (23,13)	0,76*** (26,27)	0,75*** (13,18)	0,97*** (66,80)	0,94*** (2,02)	0,76*** (25,86)	0,77*** (14,55)
Constante	2,74*** (2,43)	2,64*** (12,42)	4,04*** (19,84)	2,87*** (8,01)	3,84*** (2,65)	2,74*** (12,91)	4,11*** (20,68)	3,02*** (8,43)
DIST	-0,091*** (-34,90)	0,111*** (11,53)	0,089*** (23,23)	-0,118*** (-9,45)	0,088*** (-34,29)	-0,106*** (-11,12)	0,086*** (22,85)	-0,116*** (-9,55)
R2 adj.	0,64	0,44	0,64	0,44	0,64	0,43	0,64	0,43
Log de vraisemblance	-1714,2	2319,6	-1619	-304,9	-1695,5	-307,9	-1603,7	-290,8
AIC	3432	643,3	3243,2	613,5	3394,9	619,9	3211,4	585,7
SC	3442,5	650,3	3253,3	620,9	3405,1	626,9	3221,5	592,6
LM sur l'absence de prise en compte d'une variable autoregressive	68,25 (0,00)	4,6 (0,03)	0,38 (0,53)	1,97 (0,16)	69,29 (0,00)	5,32 (0,02)	0,00 (0,97)	3,11 (0,08)

*** Test significatif au seuil de 0,01 ; ** 0,05 ; * 0,1. Z-value entre parenthèses.

Les résultats de ces estimations appellent plusieurs commentaires.

Compte tenu de la méthode d'estimation retenue, la qualité d'ajustement ne peut être saisie que sur la base des indicateurs comme le log de vraisemblance (LIK), l'Akaike Information Criterion (AIC) et le Schwartz Criterion (SC) au détriment des R² ou pseudo R².

Comparé à ces indicateurs obtenus pour les estimations sans prise en compte de la dépendance spatiale suivant les MCO, il apparaît que le log de vraisemblance augmente dans les traduisant une qualité d'ajustement accrue.

De même, les deux critères d'information, AIC et SC, sont en diminution entre les

deux méthodes d'estimation traduisant, là aussi, une amélioration de l'ajustement aussi bien pour 1982 que pour 1990.

On peut noter la forte significativité du paramètre autorégressif W_LNDS introduits dans le modèle SAR et du paramètre d'autocorrélation des résidus λ dans le cas du modèle avec autocorrélation des résidus.

Le niveau des gradients estimés varie pour chacune des villes en fonction du modèle retenu et des matrices de distance adoptées. Quelle que soit la ville ou l'année ou la matrice d'interaction sélectionnées, ils situent à des niveaux nettement plus bas dans le cas d'un modèle spatial autorégressif que dans le cas d'un modèle avec autocorrélation des résidus.

En revanche, les tendances d'évolution des paramètres ne sont pas contraires selon les matrices et les modèles adoptés. On observe une tendance à la diminution du gradient en valeur absolue, traduisant un étalement urbain. La densité estimée au centre est plutôt en croissance, ce qui apparaît contradictoire avec la diminution des densités centrales observée.

Les tests, en particulier celui de LM sur l'absence de prise en compte de l'autocorrélation des résidus ou d'une variable autorégressive selon les modèles testés, pour les différentes villes sont différents. Ce test est très significatif dans le cas d'un modèle autorégressif, ne confirmant pas le choix réalisé du modèle autorégressif.

A contrario, ce même test LM sur l'absence de prise en compte d'une variable autorégressive dans le cas d'un modèle avec autocorrélation des résidus n'est pas significatif en particulier pour la matrice d'interaction $W2$.

Nous retiendrons donc ce type de modèle pour le calcul des gradients de la fonction exponentielle négative intégrant le phénomène de dépendance spatiale. Nous présenterons auparavant l'ensemble des résultats de ces estimations réalisées sur l'ensemble des aires urbaines sélectionnées dans le chapitre IV pour 1975, 1982, 1990 et 1999 (Tableau 6.13).

Tableau 6.13 : Estimations de la fonction exponentielle négative avec un modèle avec autocorrélation des résidus sur les aires urbaines françaises 1975 –1999 (matrice $W2$)

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

N°	NOM AIRE URBAIN	D ₀ 75	γ75	D ₀ 82	γ82	D ₀ 90	γ90	D ₀ 99	γ99
1	PARIS	3,938	-0,091	4,040	-0,089	4,117	-0,086	4,165	-0,085
2	LYON	2,711	-0,121	2,879	-0,119	3,029	-0,116	3,078	-0,111
3	MARSEILLE	2,205	-0,105	2,436	-0,105	2,580	-0,097	2,621	-0,091
4	LILLE	1,417	-0,060	0,679	-0,058	1,452	-0,055	1,456	-0,054
5	BORDEAUX	2,498	-0,124	2,740	-0,125	2,900	-0,124	2,950	-0,123
6	TOULOUSE	1,542	-0,073	1,570	-0,083	1,890	-0,088	2,119	-0,090
7	NANTES	2,621	-0,149	2,832	-0,145	2,940	-0,143	3,098	-0,145
8	NICE	1,650	-0,147	1,850	-0,143	2,189	-0,150	2,421	-0,157
9	STRASBOURG	2,036	-0,091	2,140	-0,093	2,270	-0,095	2,397	-0,095
10	GRENOBLE	2,088	-0,132	2,377	-0,141	2,540	-0,139	2,627	-0,133
11	ROUEN	2,289	-0,145	2,200	-0,139	2,360	-0,139	2,436	-0,139
12	TOULON	2,134	-0,111	2,190	-0,097	2,284	-0,085	2,317	-0,077
13	RENNES	0,919	-0,066	1,347	-0,077	1,630	-0,084	1,917	-0,091
14	NANCY	1,845	-0,143	2,030	-0,147	2,100	-0,147	2,130	-0,146
15	MONTPELLIER	1,489	-0,155	1,970	-0,163	2,330	-0,163	2,712	-0,163
17	TOURS	1,379	-0,116	1,700	-0,125	1,830	-0,122	1,965	-0,124
19	CLERMONT-FERRAND	0,757	-0,157	2,300	-0,153	2,400	-0,153	2,416	-0,150
20	SAINT-ÉTIENNE	2,781	-0,217	2,800	-0,214	2,820	-0,209	2,672	-0,189
21	LENS	3,527	-0,196	3,470	0,186	3,400	-0,169	3,403	-0,170
22	CAEN	1,252	-0,105	1,470	-0,107	1,710	-0,113	1,910	-0,121
23	ORLEANS	3,752	-0,170	1,891	-0,165	2,040	-0,167	2,174	-0,170
24	DIJON	0,337	-0,085	0,756	-0,094	0,917	-0,094	1,046	-0,097
25	HAVRE	1,845	-0,105	2,030	-0,106	2,090	-0,102	2,153	-0,101
26	ANGERS	1,576	-0,140	1,820	-0,139	2,000	-0,141	2,102	-0,141
27	BETHUNE	1,655	-0,027	1,730	-0,032	1,880	-0,042	1,904	-0,044
28	MULHOUSE	2,283	-0,167	2,330	0,161	2,369	-0,157	2,374	-0,150
29	BREST	0,789	-0,054	1,095	-0,058	1,230	-0,058	1,257	-0,055
30	REIMS	0,516	-0,108	0,730	-0,115	0,740	-0,105	0,757	-0,102
31	DUNKERQUE	2,017	-0,129	2,170	-0,122	2,190	-0,119	2,184	-0,118
32	MANS	0,997	-0,102	1,340	-0,116	1,506	-0,119	1,618	-0,121
33	METZ	1,133	-0,120	1,431	-0,127	1,550	-0,127	1,682	-0,130
34	LIMOGES	0,386	-0,073	0,697	-0,083	0,900	-0,088	0,990	-0,090
35	AMIENS	0,729	-0,101	0,930	-0,104	1,010	-0,102	1,023	-0,101
36	DOUAI	2,751	-0,160	2,740	-0,154	2,700	-0,141	2,660	-0,136
37	AVIGNON	2,192	-0,167	2,269	-0,149	2,269	-0,131	2,317	-0,122
38	BESANCON	0,158	-0,058	0,187	-0,065	0,370	-0,069	0,509	-0,072
39	PERPIGNAN	1,656	-0,141	2,020	-0,151	2,330	-0,155	2,470	-0,155
40	NIMES	-0,463	0,004	0,080	-0,012	0,295	-0,007	0,220	0,018
41	BAYONNE	1,003	-0,086	1,240	-0,090	1,370	-0,089	1,506	-0,088
42	PAU	1,040	-0,126	1,400	-0,140	1,560	-0,141	1,734	-0,148
44	LORIENT	2,479	-0,172	2,610	-0,167	2,710	-0,167	2,770	-0,170

N°	NOM AIRE URBAIN	$D_{0,75}$	γ_{75}	$D_{0,82}$	γ_{82}	$D_{0,90}$	γ_{90}	$D_{0,99}$	γ_{99}
45	MONTBEILLARD	1,070	-0,105	1,240	-0,110	1,260	-0,109	1,258	-0,109
46	THIONVILLE	2,063	-0,160	2,080	-0,163	2,180	-0,165	2,204	-0,166
47	POITIERS	0,834	-0,117	1,140	-0,123	1,320	-0,126	1,520	-0,132
48	TROYES	0,788	-0,410	1,140	-0,151	1,220	-0,151	1,283	-0,152
49	ANNECY	1,899	-0,227	2,100	-0,223	2,290	-0,217	2,427	-0,210
51	VALENCE	1,059	-0,122	1,330	-0,129	1,410	-0,119	1,440	-0,110
52	ANGOULÊME	1,714	-0,160	1,700	-0,162	1,800	-0,161	1,839	-0,163
53	ROCHELLE	2,039	-0,156	2,280	-0,154	2,480	-0,158	2,483	-0,158
54	BOURGES	0,374	-0,122	0,670	-0,132	0,860	-0,137	0,973	-0,142
55	BOULOGNE-SUR-MER	3,036	-0,286	3,030	-0,280	3,039	-0,266	3,034	-0,261
57	CHAMBERY	1,003	-0,243	2,220	-0,249	2,350	-0,245	2,484	-0,241

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

N°	NOM AIRE URBAIN	D ₀ 75	γ75	D ₀ 82	γ82	D ₀ 90	γ90	D ₀ 99	γ99
58	CHALONSUR-SAONE	1,146	0,146	1,230	-0,159	1,320	-0,156	1,419	-0,157
60	CHERBOURG	1,948	-0,234	2,070	-0,226	2,260	-0,224	2,333	-0,225
61	HAGONDANGE-BROU	2,161	0,161	2,740	-0,143	2,680	-0,139	2,716	-0,141
62	CHARTRES	1,583	-0,169	1,350	-0,179	1,474	-0,174	1,567	-0,175
64	CALAIS	1,281	-0,162	1,440	-0,162	1,450	-0,150	1,535	-0,152
65	NIORT	0,076	-0,064	0,369	-0,072	0,498	-0,074	0,553	-0,074
66	BEZIERS	0,487	-0,033	0,680	-0,035	0,785	-0,025	0,913	-0,026
68	COLMAR	1,791	-0,117	1,750	-0,105	1,550	-0,084	1,462	-0,069
69	ARRAS	1,303	-0,159	1,440	-0,164	1,540	-0,162	1,557	-0,163
70	BLOIS	0,654	-0,125	0,950	-0,135	1,110	-0,142	1,166	-0,141
71	TARBES	0,913	-0,157	1,070	-0,161	1,160	-0,163	1,171	-0,159
72	ROANNE	1,280	-0,145	1,490	-0,152	1,600	-0,157	1,632	-0,157
73	SAINT-QUENTIN	0,532	-0,116	0,690	-0,129	0,740	-0,131	0,726	-0,131
75	VANNES	0,917	-0,105	1,170	-0,105	1,320	-0,101	1,545	-0,110
76	BELFORT	1,606	-0,230	1,746	-0,223	1,788	-0,210	1,790	-0,201
77	CHARLEVILLE-MEZIERES	0,667	0,667	0,800	-0,117	0,870	-0,115	0,892	-0,114
78	SAINT-OMER	0,573	-0,062	0,620	-0,065	0,720	-0,063	0,817	-0,068
79	NEVERS	1,317	-0,191	1,520	-0,202	1,650	0,205	1,647	-0,204
81	EVREUX	0,490	-0,151	0,730	-0,147	0,980	-0,148	1,001	-0,144
82	BEAUVAIS	0,548	-0,093	0,350	-0,101	0,470	-0,100	0,531	-0,099
83	LAVAL	0,686	-0,140	0,980	-0,148	1,130	-0,150	1,209	-0,152
84	COMPIEGNE	1,380	-0,167	1,390	-0,165	1,520	-0,160	1,550	-0,154
85	ROCHE-SUR-YON	0,909	-0,109	0,960	-0,112	1,050	-0,111	1,140	-0,112
87	CHATEAUBOUX	0,800	-0,170	0,880	-0,179	0,950	-0,178	0,937	-0,176
88	BOURG-EN-BRESSE	0,376	0,376	0,340	-0,084	0,510	0,090	0,663	-0,094
89	PERIGUEUX	1,252	-0,192	1,450	-0,198	1,590	0,194	1,645	-0,193
90	ALES	1,741	-0,257	1,900	-0,258	1,978	-0,252	1,943	-0,239
91	MACON	0,360	-0,042	0,550	-0,052	0,614	-0,048	0,656	-0,047
92	AGEN	1,138	-0,168	1,330	-0,174	1,450	-0,170	1,551	-0,172
93	BRIVE-LA-GAILLARDIE	1,074	-0,184	1,330	-0,197	1,500	-0,200	1,560	-0,199
94	ALBI	1,200	-0,196	1,460	-0,205	1,590	-0,208	1,625	-0,205
95	EPINAL	1,031	-0,190	1,190	-0,188	1,310	-0,189	1,370	-0,192
96	CHALONSUR-MARNE	1,070	-0,203	1,070	-0,203	1,210	-0,206	1,180	-0,204
98	AUXERRE	0,167	-0,064	0,420	-0,071	0,500	-0,070	0,514	-0,065
100	CARCASSONNE	0,200	-0,098	0,416	-0,101	0,710	-0,118	0,720	-0,110
101	MONTLUCON	0,287	-0,221	1,450	-0,234	1,530	-0,237	1,544	-0,237
103	VICHY	1,243	-0,213	1,400	-0,222	1,530	-0,230	1,551	-0,231
109	DIEPPE	0,476	-0,076	0,595	-0,075	0,770	-0,083	0,865	-0,091
110	DREUX	0,512	-0,151	0,730	-0,150	1,020	-0,158	1,035	-0,156
114	SOISSONS	1,497	-0,258	1,580	0,261	1,550	-0,249	1,454	-0,235
118	ALENCON	0,424	-0,138	0,820	-0,167	0,950	-0,173	1,034	-0,177

N°	NOM AIRE URBAIN	$D_{0,75}$	γ_{75}	$D_{0,82}$	γ_{82}	$D_{0,90}$	γ_{90}	$D_{0,99}$	γ_{99}
121	PUY-EN-VIEUX	1,654	-0,291	1,918	-0,305	2,011	-0,302	2,027	-0,295
128	SAINTE-DIZIER	0,590	-0,155	0,690	-0,149	0,726	-0,142	0,664	-0,140
135	SENS	0,972	-0,237	1,190	-0,238	1,270	-0,226	1,301	-0,213
138	MONT-DE-MARSAN	-0,090	-0,136	0,136	-0,146	0,240	-0,146	0,322	-0,147
139	LAON	0,465	-0,137	0,557	-0,138	0,680	-0,143	0,641	-0,136
150	VESOUL	-0,054	-0,133	0,230	-0,142	0,340	-0,144	0,342	-0,143
151	LONS-LE-SAUNIER	0,176	-0,176	0,770	-0,181	0,830	-0,182	0,907	-0,185
153	LISIEUX	0,520	-0,181	0,660	-0,183	0,760	-0,180	0,708	-0,167
155	DOLE	0,615	-0,197	0,780	-0,202	0,800	-0,188	0,898	-0,194
163	SAINTE-LOUPE	0,277	-0,028	-0,155	-0,026	-0,120	-0,017	-0,130	-0,015
165	ANNONA	0,278	-0,033	-0,130	-0,034	-0,082	-0,027	-0,015	-0,028
184	VITRY-LE-FRANCOIS	0,130	-0,066	-0,136	-0,136	0,007	-0,139	-0,070	-0,134

N°	NOM AIRE URBAIN	$D_{0,75}$	γ_{75}	$D_{0,82}$	γ_{82}	$D_{0,90}$	γ_{90}	$D_{0,99}$	γ_{99}
186	BAR-LE-DUC	0,642	-0,211	0,830	-0,219	0,780	-0,206	0,740	-0,203
218	BAYEUX	0,381	-0,223	0,550	-0,225	0,525	-0,197	0,479	-0,187
242	LOURDES	0,561	-0,137	0,641	-0,139	0,790	-0,148	0,817	-0,149
254	SAINTE-GENEVIEVE	0,012	-0,704	-0,001	-0,620	0,001	-0,657	0,006	0,006
294	GRAY	0,097	-0,175	0,260	-0,183	0,280	-0,183	0,216	-0,175
310	LANGRES	0,335	-0,168	-0,018	-0,189	0,067	-0,198	-0,017	-0,184

Ces estimations de la fonction exponentielle négative suivant un modèle avec autocorrélation des résidus avec la matrice d'interaction W2 sur appellent plusieurs commentaires.

Les valeurs obtenus pour les gradients comme pour les densités centrales estimées sont sensiblement plus faibles que celles que nous avons obtenues dans le cadre du modèle linéaire classique sans prise en compte de l'autocorrélation spatiale (Cf. tableau 4.4, chapitre IV).

La tendance à l'étalement est moins nette que précédemment (Tableau 6.14). Le gradient diminue bien sur la période correspondant à un aplatissement des fonctions de densité dans le temps. Le rythme de cette décroissance est cependant plus faible (-1,3 % entre 1975 et 1999) que celui obtenu sur la base d'estimations classiques avec les MCO (-1,5 % entre 1975 et 1999).

La tendance à la concentration enregistrée sur des estimations de la fonction avec

les MCO entre 1975 et 1982 et caractérisée par des gradients à la hausse ne se retrouve pas pour les estimations intégrant la dépendance spatiale.

Au sein de cet intervalle de temps, l'évolution du gradient diffère significativement par rapport à celle enregistrée sur des estimations classiques. En glissement sur les deux dernières périodes, le gradient est orienté à la hausse alors qu'il est en baisse avec les estimations classiques.

Les densités centrales estimées ont la même évolution contraire que celle identifiée avec les estimations classiques. Elles adoptent également un sens opposé au gradient et aux tendances observées pour les centres urbaines. Comparativement aux densités centrales estimées avec un modèle sans autocorrélation spatiale, les densités centrales estimées ont une croissance supérieure (+31,1 % contre +29,3 % entre 1975 et 1999).

Tableau 6.14 : Valeurs des densités centrales moyennes et des gradients moyens de densité pour les aires urbaines françaises selon les types de modèles

		1975	1982	1990	1999	82/75	90/82	99/90
Modèle avec autocorrélation spatiale	D ₀	1,1585	1,3521	1,4704	1,5234	16,8%	8,7%	3,6%
	γ	-0,1409	-0,1313	-0,1319	-0,1390	-6,8%	0,5%	5,4%
Modèle linéaire classique	D ₀	1,1917	1,3822	1,4872	1,5414	16,0%	7,6%	3,6%
	γ	-0,1424	-0,1443	-0,1417	-0,1403	1,3%	-1,8%	-1,0%

22

23

Des spécificités apparaissent également en fonction de la taille de l'aire urbaine.

En retenant le niveau de population des aires urbaines en 1990, on peut noter une relation stable dans le temps entre taille et densité centrale moyenne estimée. Plus les aires sont peuplées, plus la densité centrale moyenne estimée est importante, excepté pour les aires dont la population est comprise entre 150 000 et 300 000 habitants.

Sur le début de période (1975-1982), les taux de variation des densités centrales estimées sont d'autant plus élevés qu'il s'agit d'aires urbaines de petite taille. Cette spécificité tend à s'atténuer sur les deux périodes suivantes (1982-1990 ; 1990-1999).

Tableau 6.15 : Valeurs des densités centrales moyennes selon la taille des aires urbaines

²² Résultats du modèle avec autocorrélation des résidus (matrice d'interaction W2).

²³ Résultats du modèle linéaire estimé avec les moindres carrés ordinaires.

Taille des aires urbaines (hab.)	1975	1982	1990	1999	82/75	90/82	99/90
< ;50 000	0,1725	0,3457	0,4091	0,4052	100,5%	18,3%	-1,0%
50 000< ;x< ;100 000	0,8474	1,0595	1,1832	1,2221	25,0%	11,7%	3,3%
100 000< ;x< ;150 000	1,3414	1,5094	1,5942	1,6423	12,5%	5,6%	3,0%
150 000< ;x< ;300 000	1,2539	1,4860	1,6025	1,6695	18,5%	7,8%	4,2%
300 000< ;x< ;500 000	1,9565	2,1454	2,2870	2,3899	9,7%	6,6%	4,5%
> ;500 000	2,2428	2,3572	2,5962	2,7006	5,1%	10,1%	4,0%
Ensemble	1,1585	1,3521	1,4704	1,5234	16,7%	8,7%	3,6%

Les gradients moyens de densité suivent une tendance à la baisse à mesure que la taille des aires urbaines augmente, excepté pour les villes entre 150 000 et 300 000 habitants. Les grandes aires urbaines seraient ainsi davantage dispersées que les petites aires urbaines. Les densités diminuent en moyenne de 10,6 %/km en moyenne par kilomètre dans le cas des villes de plus de 500 000 habitants et de 14,1 %/km pour les villes de moins de 50 000 habitants en 1999.

Les évolutions du gradient moyen selon la taille des aires urbaines sont davantage dispersées par rapport à celles enregistrées sur la base des estimations classiques. La tendance à la concentration, enregistrée de manière assez surprenante entre 1982-1990 au niveau de l'ensemble de l'échantillon, cache des disparités. Les grandes aires urbaines de plus de 500 000 habitants auraient enregistré une tendance à la dispersion de la population dès cette période là, signifiée par un taux de variation de gradient de densité négatif entre 1975 et 1982. Cette tendance à l'étalement urbain n'est pas propre aux grandes aires urbaines. Certaines des aires urbaines de plus petite taille dont la population est inférieure à 150 000 habitants ont enregistré là aussi une dispersion de leur population entre 1975 et 1999.

Tableau 6.16 : Valeurs des gradients moyens de densités selon la taille des aires urbaines

Taille des aires urbaines (hab.)	1975	1982	1990	1999	82/75	90/82	99/90
< ;50 000	-0,1432	-0,1488	-0,1452	-0,1407	3,9%	-2,4%	-3,1%
50 000< ;x< ;100 000	-0,1561	-0,1445	-0,1294	-0,1605	-7,4%	-10,4%	24,0%
100 000< ;x< ;150 000	-0,1530	-0,1555	-0,1526	-0,1518	1,6%	-1,9%	-0,5%
150 000< ;x< ;300 000	-0,1252	-0,1063	-0,1169	-0,1155	-15,2%	10,0%	-1,2%
300 000< ;x< ;500 000	-0,1418	-0,1118	-0,1408	-0,1394	-21,1%	25,9%	-1,0%
> ;500 000	-0,1066	-0,1065	-0,1060	-0,1057	-0,1%	-0,5%	-0,3%
Ensemble	-0,1409	-0,1313	-0,1319	-0,1390	-6,8%	0,4%	5,4%

Plus généralement, la prise en compte de la dépendance spatiale ne modifie pas les relations entre taille des aires urbaines et degré d'étalement, ni le sens d'évolution générale des gradients qui restent orientés à la baisse entre 1975 et 1999.

En revanche, cette intégration de l'autocorrélation spatiale conduit à des niveaux de gradients et de densités plus faibles, que ceux obtenus sur des estimations classiques fondées sur les MCO. En outre, au sein de cet intervalle de temps, les variations des gradients en glissement sont là aussi contraires, orientées à la hausse entre 1982 et 1999 avec la dépendance spatiale, et orientées à la baisse sur cette même période avec des estimations classiques.

2.2.1.2 Les résultats des estimations des facteurs explicatifs

Une fois ces indicateurs synthétiques estimés, il est possible de les retenir comme variables endogènes et de chercher à les expliquer.

Dès à présent cependant, il convient de noter que, même si la démarche a déjà utilisée sur des villes nord-américaines (cf. chapitre III), *elle n'est pas immédiate et peut poser des problèmes d'interprétation non négligeables*. La ville dans son ensemble, entendue à l'échelle des aires urbaines est réduite à un seul point. *Les facteurs retenus seront alors des moyennes sur l'ensemble de l'aire dont la spatialisation au niveau des communes la constituant aura été gommée*.

Nous avons sélectionné pour ces estimations deux types de matrices d'interaction spatiale. Ces dernières renvoient aux éventuelles interactions, non pas des communes entre elles, mais des aires urbaines dans leur ensemble. La matrice W_1 correspondant à une interaction entre des aires urbaines inversement proportionnelle à la distance

euclidienne entre les centroïdes, et W_2 , où l'interaction des aires urbaines est inversement proportionnelle au carré de la distance euclidienne entre les centroïdes. Cette différence de définition conduit à donner plus de poids à la proximité dans la matrice W_2 que dans la matrice W_1

$$W_1 : w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}} \quad (6.8)$$

$$W_2 : w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}^2} \quad (6.9)$$

Enfin, la littérature, comme nous l'avons vu dans le chapitre précédent, suggère également une matrice W_3 fondée sur un seuil de distance. Les valeurs affectées dans une telle matrice sont unitaires si les distances entre centroïdes sont inférieures à cette limite et nulles si les distances entre centroïdes sont supérieures à ce seuil.

$$W_3 : w_{ij} = 1 \text{ si } d_{ij} \leq x \quad (6.10)$$

$w_{ij}=0$ sinon

Cependant, compte tenu de la diversité des tailles des aires urbaines, il n'est pas évident de déterminer un tel seuil qui n'apparaisse pas comme arbitraire et mal fondé.

La méthodologie retenue procédera en trois étapes :

Estimation des facteurs explicatifs par les moindres carrés ordinaires (MCO)

Mesure de l'autocorrélation spatiale

Estimation du modèle spatial retenu

Le modèle standard identifie des facteurs déterminants pour le choix de localisation des ménages et en déduit une répartition des densités de population issues de ces choix. L'objectif est alors de tester des variables correspondant à ces facteurs, susceptibles d'expliquer ces configurations urbaines.

Tableau 6.17 : Liste des variables retenues au niveau des aires urbaines

Variables à expliquer	Descriptif
GRADAU	Gradient de l'aire urbaine pour l'année considérée (1982 et 1990)
Variables explicatives	
DECENT	Densité centrale estimée en 1982 ou 1990
SOMAIDAU	Ensemble des aides au logement (PC, PLA, PAP, autres) accordées pour l'année considérée au niveau de l'ensemble de l'aire urbaine
NM56PAU	Nombre de ménages de 5 personnes et plus pour l'année considérée à l'échelle de l'aire urbaine
IGAU	Indice général d'équipements (services, équipements publics) des communes construit à partir de l'Inventaire Communal de 1979/80 et de 1988 et agrégé au niveau de l'ensemble de l'aire urbaine
IAAU	Indice d'aménités construit à partir de l'Inventaire Communal de 1979/80 et de 1988 et agrégé au niveau de l'ensemble de l'aire urbaine
TACTAU	Taux d'activité de l'année considérée i.e. nombre de ménages actifs / nombre total de ménages, établi au niveau de chacune des aires urbaine
TXMOTAU	Taux de motorisation des ménages au niveau des aires urbaines dans leur ensemble
RNTMYAU	Revenu net moyen des foyers fiscaux à l'échelle de l'aire urbaine dans son ensemble

Pour faciliter l'analyse, le gradient dont la valeur est négative est exprimé en valeur absolue. Une baisse du gradient, exprimée en valeur absolue, correspond à un étalement accru. Les coefficients des variables affectés d'un signe négatif auront tendance à accroître la dispersion de la population alors que ceux des variables dont le signe est positif favoriseront plutôt la concentration.

L'échantillon des aires urbaines retenu initialement sera réduit pour éliminer toutes les aires urbaines dont la qualité d'estimation est trop faible. 103 aires urbaines seront conservées à ce niveau.

Les résultats des ces estimations sont présentés dans le Tableau 6.18.

Tableau 6.18 : Résultats des estimations par les moindres carrés ordinaires pour les gradients de densités des aires urbaines

	1982	1990
Effectifs	103	103
Constante	0,1792*	0,056
	(1,93)	
DECENT	0,065***	0,069***
	(9,41)	(10,61)
SOMAIDAU (10^3)	-0,0115	-0,0055
	(-1,41)	(-1,32)
NM56PAU (10^3)	0,0008	0,0004
	(1,46)	(0,79)
IGAU	-0,0429***	-0,0442***
	(-6,71)	(-8,49)
IAAU	0,0136***	0,018***
	(2,73)	(4,29)
TACTAU	0,112	0,147
	0,727	(1,02)
TXMOTAU	0,2195	0,371***
	(1,50)	(2,70)
RNTMYAU (10^6)	-3,246**	-3,268***
	(-1,96)	(-3,61)
<i>R2 adj,</i>	0,51	0,51
<i>Log de vraisemblance</i>	190,5	201,1
<i>AIC</i>	-363,1	-384,2
<i>SC</i>	-339,4	-360,5
*** Test significatif au seuil de 0,01 ; ** 0,05 ; * 0,1. T de Student entre parenthèses.		

La qualité d'estimation ne sont pas négligeables. Un certain nombre de variables sont significatives comme le niveau des aménités, des équipements, le revenu des ménages.

Mais ces résultats sont aussi déconcertants dans la mesure où les effets obtenus sont généralement opposés à ceux attendus. On aurait pu ainsi penser que les aménités naturelles participent davantage à la dispersion de la population qu'elles ne le font au niveau de ces estimations. Dans le cas présent, elles participent en effet à la concentration comme l'indique leur signe. Le niveau d'équipement joue en sens inverse sur l'étalement urbain. Il est plutôt un facteur permissif qu'un facteur limitant. En outre, ils sont soumis à un fort niveau de collinéarité.

Plus généralement, cette approche fondée sur des indicateurs synthétiques qui sont eux même retenus dans de nouvelles estimations appellent à la prudence. Comme nous le soulignons déjà en préambule de ce développement, la spatialisation des variables est effacée au profit d'indicateurs moyens qui deviennent a-spatiaux. En outre, de tels indices contribuent à un important lissage des variations observées au niveau des aires urbaines.

Cette incertitude est également présente aux niveaux des effets sur l'éventuelle autocorrélation spatiale.

Tableau 6.19 : Résultats des tests des effets spatiaux (gradients des aires urbaines)

	1982		1990	
W_1	W_2		W_1	W_2
Test I Moran	1,09	0,51	2,03	1,76
Proba	0,27	0,60	0,04	0,07
Test LM ERROR	0,02	0,01	0,20	1,07
Proba	0,86	0,90	0,64	0,30
Test LM ERROR robuste	6,86	7,74	8,91	12,37
Proba	0,00	0,00	0,00	0,00
Test <i>Keljian</i> <i>Robinson</i> ERROR	1,12	1,12	1,05	1,05
Proba	0,99	0,99	0,99	0,99
Test LM LAG	3,07	5,44	1,41	2,88
Proba	0,07	0,02	0,23	0,08
Test LM LAG robuste	9,91	13,1	10,11	14,18
Proba	0,0	0,00	0,00	0,00
Test LM SARMA	9,93	13,17	10,32	15,25
Proba	0,00	0,00	0,00	0,00

Les résultats des estimations réalisées désormais sur la variation des gradients et non plus sur leur niveau ne sont également pas significatifs.

Pour ces raisons, il nous semble prudent de ne pas aller au-delà dans cette démarche retenant des gradients de densité des aires urbaines. Il convient, en revanche, de privilégier le niveau désagrégé *i.e.* des densités communales. A ce niveau, les variables sont spatialisées et leurs variations plus importantes. Cette échelle apparaît également plus en conformité avec le modèle standard de l'économie urbaine et les modèles de l'économie géographique.

2.2.2 Modèles économétriques fondés sur les densités communales

Une deuxième approche peut être développée pour tester les facteurs explicatifs des configurations urbaines. Elle retient, non plus un indicateur synthétique comme dans la première approche, mais les densités communales directement. Avant de présenter les résultats de ces estimations, nous précisons la méthodologie retenue.

2.2.2.1 Méthodologie

Nous avons noté dans les chapitres I et IV des différences d'évolution démographique

selon les aires urbaines ainsi que des configurations spécifiques selon leur taille. Les plus grandes ont enregistré une croissance plus forte et un étalement plus prononcé. A cela se surajoute le phénomène de métropolisation qui, dans son versant sur les emplois, indique une concentration de ces derniers pour la partie haute de la hiérarchie urbaine. On peut donc émettre l'hypothèse avec que les économies d'agglomération ne sont pas indépendantes de la taille de la ville, plus précisément que celles-ci sont croissantes avec sa taille.

Dans le cadre des tests que nous proposons de faire à partir du modèle standard de l'économie urbaine et, plus encore à partir des modèles de l'économie géographique, il nous semble nécessaire de segmenter l'ensemble des aires urbaines. Ce raisonnement en groupes permettra de mettre en évidence des différences éventuelles dans les impacts des facteurs.

Nous retiendrons donc deux strates de communes appartenant à des aires urbaines de taille différente, les unes faisant partie de grandes aires urbaines avec une population supérieure à 150 000 habitants, les autres appartenant à des aires urbaines plus petites dont la population est inférieure à 150 000 habitants.

L'estimation de modèles spatiaux avec le logiciel Space Stat mais aussi avec les macros développées par Lauridsen sous SAS²⁴ est soumise à des contraintes de nombre d'observations. La détermination des matrices d'interaction de taille importante nécessite plusieurs heures. Le calcul des modèles spatiaux requiert plusieurs jours sans résultats complets en fin de tests.

Il n'a donc pas été possible de tester ces modèles sur l'ensemble des communes des deux strates (5 158 communes dans la première et 3 084 dans la deuxième). Nous avons donc procédé par échantillonnage avec tirage aléatoire de communes au sein des deux strates constituées. La première est relative aux communes appartenant aux aires urbaines de plus de 150 000 habitants en 1990, la seconde aux communes des aires urbaines de moins de 150 000 habitants. L'objectif étant d'avoir un nombre relativement élevé de communes dans les deux sous-échantillons, nous avons retenu un taux de sondage différent pour chacune d'elles.

Nous avons sélectionné pour ces tests deux types de matrices d'interaction spatiale, W_1 correspondant à une interaction entre des communes inversement proportionnelle à la distance euclidienne entre les centroïdes, et W_2 , où l'interaction est inversement proportionnelle au carré de la distance euclidienne entre les centroïdes. Cette différence de définition conduit à donner plus de poids à la proximité dans la matrice W_2 que dans la matrice W_1 . Les communes n'appartenant pas à une aire urbaine et distantes de plusieurs centaines de kilomètres des communes de cette aire ont donc un poids très faible.

$$W_1 : w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}} \quad (6.11)$$

²⁴ Les confrontations des résultats obtenus sur les deux logiciels n'ont pas mis en évidence de différences de résultats.

$$W_2 : w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}} \quad (6.12)$$

Il aurait été intéressant, outre ces deux matrices W_1 et W_2 , d'introduire une matrice spécifique n'intégrant explicitement que les seules interactions des communes des mêmes aires urbaines. Les éléments de la matrice relatifs aux communes d'une même aire urbaine auraient des valeurs unitaires et ceux relatifs aux communes d'une aire urbaine distincte de la première seraient affectés de la valeur nulle. Nous avons été cependant contraints par le logiciel Space Stat qui limite les possibilités de détermination de telles matrices d'interaction.

Cette option revient cependant à considérer comme inexistantes les interactions entre les communes appartenant à des aires urbaines différentes. Celles-ci, sans être prépondérantes, ne sont peut être pas si nulles que cela. Il aurait été possible d'envisager la combinaison de deux matrices d'interaction, l'une intégrant spécifiquement les interactions des communes appartenant à une même aire urbaine W_a et l'autre relative aux interactions potentielles entre communes appartenant à des aires différentes W_i . Les valeurs de cette dernière matrice auraient été nulles pour les communes d'une même aire urbaine et égales à l'inverse de la distance entre les communes centres des aires urbaines auxquelles appartiennent les communes.

Le modèle testé aurait été de la forme :

$$y = \rho_2 W_2 + \rho_1 W_1 + Xb + \varepsilon \quad (6.13)$$

Comme précédemment, ce choix n'aurait pas été inintéressant, mais nous avons été là aussi contraint par le logiciel utilisé.

Enfin, la littérature, comme nous l'avons vu dans le chapitre précédent, suggère également une matrice W_3 fondée sur un seuil de distance. Les valeurs affectées dans une telle matrice sont unitaires si les distances entre centroïdes sont inférieures à cette limite et nulles si les distances entre centroïdes sont supérieures à ce seuil.

$$W_3 : w_{ij} = 1 \text{ si } d_{ij} \leq x \quad (6.14)$$

$w_{ij}=0$ sinon

Cependant, compte tenu de la diversité des tailles (au sens de surfaces) des aires urbaines, même si nous la contrôlons déjà en partie en segmentant l'échantillon sur la base des niveaux de population, il n'est pas évident de déterminer un tel seuil qui n'apparaisse pas comme arbitraire et mal fondé.

Les choix effectués de W_1 et W_2 apparaissent donc comme cohérents et acceptables, au regard de ce que nous voulons tester et compte tenu des contraintes techniques auxquelles nous sommes soumis.

Nous testerons dans un premier temps des variables proches des facteurs identifiés dans le modèle standard de l'économie urbaine relatif aux choix de localisation des ménages. Nous envisagerons, dans un deuxième temps, l'incidence de la localisation des emplois sur celle de la population. Certains modèles d'économie géographique mettent en exergue les relations entre les localisations des ménages et des firmes.

La démarche adoptée se déroule en trois temps :

- Estimation des facteurs explicatifs par les moindres carrés ordinaires (MCO)

- Mesure de l'autocorrélation spatiale

- Estimation du modèle spatial retenu

2.2.2.2 Les densités de population expliquées par les facteurs du modèle standard de l'économie urbaine

Les variables que nous avons testées sont issues de la donnée que nous avons construite au cours de cette recherche. Elles sont le résultat d'un arbitrage entre pertinence, coût de construction ou d'obtention et disponibilité. Certaines de ces variables sont la traduction relativement directe des facteurs déterminants des choix de localisation identifiés au niveau du modèle standard. D'autres, en revanche, sont des proxy de ces facteurs.

Compte tenu des résultats que nous avons obtenus précédemment, en particulier sur les gains d'ajustement en privilégiant des indicateurs de coûts de transports, il aurait été souhaitable de retenir des distances-temps ou distances-réseaux pour les estimations à venir. La détermination de telles distances sur un grand nombre de communes appartenant à différentes aires urbaines n'est cependant pas aisément réalisable, *a fortiori* sur deux périodes de temps où les sources d'information sur l'état de développement des réseaux de transports sont inexistantes à cette échelle.

Pour les estimations à venir, nous avons retenu la distance euclidienne multipliée par le coût de revient d'un véhicule 6CV établi par l'administration fiscale pour les années considérées.

Tableau 6.20 : Liste des variables

Variables à expliquer	Descriptif
LDENS	Log de la densité communale de l'année considérée (1982 et 1990 i.e. population communale sans double compte de 1982 / superficie de la commune)
Variables explicatives	
PCOMC	Population de la commune centre de l'aire urbaine considérée pour 1982 ou 1990
SOMA	Ensemble des aides au logement (PC, PLA, PAP, autres) accordées pour l'année considérée
CT82	Coût de transport en 1982 correspondant à la distance entre centroïdes * par le prix de revient kilomètre d'un véhicule de 6CV en 1982
NM56P	Nombre de ménages de 5 personnes et plus pour l'année considérée à l'échelle communale
IG	Indice général d'équipements (services, équipements publics) des communes construit à partir de l'Inventaire Communal de 1979/80 et de 1988
IA	Indice d'aménités construit à partir de l'Inventaire Communal de 1979/80 et de 1988
TACT	Taux d'activité de l'année considérée i.e. nombre de ménages actifs / nombre total de ménages, établi au niveau de chacune des communes
RNTMY	Revenu net moyen des foyers fiscaux à l'échelle communale

Ces variables sont envisagées pour les deux années sélectionnées, 1982 et 1990.

Nous présenterons dans un premier temps les estimations réalisées sur les densités des communes appartenant à de grandes aires urbaines (population de 1990 supérieure à 150 000 hab.) puis celles obtenues sur les densités des communes faisant partie de petites aires urbaines (population de 1990 inférieure à 150 000 hab.) en adoptant ces trois séquences.

2.2.2.2.1 Estimations sur les densités des communes des grandes aires urbaines

Dans un premier temps, nous estimons le modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les résultats de ces estimations sont présentés dans le Tableau 6.21.

Tableau 6.21 : Résultats des estimations par les moindres carrés ordinaires pour les densités des communes des grandes aires urbaines

	1982	1990
Effectifs	861	861
Constante	-1,9618*** (-8,840)	-1,6106*** (-6,988)
POCOMC (10^6)	0,5308*** (10,263)	0,6562*** (13,271)
SOMAID (10^3)	-0,0138 (-0,082)	0,1114 (0,977)
NM56P (10^3)	0,0353** (1,961)	0,0278 (1,599)
IG	0,5698*** (38,588)	0,5378*** (37,501)
IA	-0,1083*** (-9,095)	-0,1146*** (-9,319)
TXACT	-0,4959 (-1,264)	-0,1421 (-0,320)
CT	-0,0449*** (-11,767)	-0,0198*** (-11,949)
RNTMY (10^6)	4,7855*** (2,976)	-0,0451 (0,060)
<i>R2 adj,</i>	0,83	0,82
<i>Log de vraisemblance</i>	-875,8	-875,8
<i>AIC</i>	1769	1768
<i>SC</i>	1812	1811
*** Test significatif au seuil de 0,01 ; ** 0,05 ; * 0,1. T de Student entre parenthèses.		

Sur la base de ces estimations réalisées suivant les moindres carrés ordinaires, plusieurs remarques peuvent être faites. La qualité des ajustements n'est pas mauvaise. Un grand nombre de variables sont significatives comme l'indice général d'équipement, l'indice d'aménités, le coût de transport ainsi que la population de la commune centre.

Ces variables ont des signes conformes à ce que l'on peut attendre. Plus les équipements (commerces, écoles, services....) des communes sont nombreux, plus le niveau des densités est élevé. Inversement, les aménités naturelles telles que nous les avons définies, localisées plutôt en périphérie occasionnent une baisse des densités de population.

La tyrannie des distances pour les deux années reste perceptible avec la diminution des densités, à mesure que le coût de transport (distance euclidienne * prix de revient d'un véhicule) augmente.

Mais son intensité décroît. La tendance à l'étalement sur la base de la diminution de ce gradient exprimé en variation de population par franc/kilomètre et non plus seulement en variation de population par kilomètre reste prononcée. Le gradient décroît de 56 % sur la période.

Mais fondée sur une estimation réalisée avec les MCO, les valeurs de ces paramètres comme les indicateurs du modèle peuvent être biaisés par la présence d'autocorrélation spatiale. Pour évaluer l'omission d'une variable autorégressive et d'une autocorrélation des résidus, nous calculons plusieurs tests pour chacune des matrices d'interaction (Tableau 6.22).

Le test de Moran offre un premier indicateur. Dans le cas présent, il est fortement significatif que ce soit pour l'année 1982 ou l'année 1990. Sa significativité n'est pas altérée par le changement de matrices d'interaction spatiale W_1 et W_2 . Ce test est cependant sensible aux mauvaises spécifications des erreurs (présence d'hétéroscédasticité, distribution non normale des résidus) ou à l'absence de prise en compte de phénomènes spatiaux autorégressifs. En outre, il ne permet pas de trancher en matière de modèles spatiaux à retenir.

D'autres tests permettent donc d'évaluer :

- l'omission d'une variable autorégressive comme le test du Multiplicateur de Lagrange LM_{LAG} robuste ou non ;

- l'absence de l'autocorrélation des résidus comme le test du Multiplicateur de Lagrange LM_{ERROR} ou le test de Kelejian Robinson ;

- L'omission de ces deux effets combinés comme le test du Multiplicateur de Lagrange LM_{SARMA} .

Tableau 6.22 : Résultats des tests des effets spatiaux (grandes aires urbaines)

	1982		1990	
W_1	W_2		W_1	W_2
Test I Moran	15,30	10,59	16,25	11,30
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000
Test LM ERROR	181,91	106,31	204,31	121,33
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000
Test LM ERROR robuste	133,19	34,50	153,09	46,31
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000
Test Kelejian Robinson ERROR	0,90	0,90	0,96	0,96
Proba	0,999	0,999	0,999	0,999
Test LM LAG	51,07	90,23	52,32	86,98
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000
Test LM LAG robuste	2,36	18,41	1,09	11,96
Proba	0,12	0,000	0,29	0,000
Test LM SARMA	184,27	124,73	205,41	133,30
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000

Les tests LM_{LAG} et LM_{ERROR} indiquent une forte présence d'erreurs de spécification due à l'absence de variable autorégressive et d'autocorrélation des résidus. Le test de Kelejian Robinson en fonction de différentes matrices d'interaction ne va pas dans le même sens que les tests précédents. Cette situation plaide non pas pour l'introduction d'une autocorrélation des résidus mais pour la prise en compte d'une variable autorégressive. Le test de Kelejian Robinson apparaît robuste mais quelques documents de travail récents remettent en cause sa puissance.

Anselin et Rey (1991) et Florax et Anselin (1995) proposent des procédures de sélection des modèles selon les différents tests retenus, que nous avons présentées dans le chapitre V.

Il est possible d'affiner la procédure de choix en retenant un autre indicateur possible. Les tests LM, sur l'absence de prise en compte d'une variable autorégressive dans le cas d'un modèle avec autocorrélation des résidus, et sur l'absence de prise en compte d'autocorrélation des résidus dans le cas d'un modèle autorégressif spatial, permettent de trancher. *Ce test nécessite cependant d'estimer les deux formes de modèles considérés avant de décider « a posteriori ».*

Nous avons adopté cette procédure en déterminant un modèle autorégressif et un modèle avec autocorrélation des résidus. Les résultats de ces deux modèles sont présentés en annexes XI et XII. Pour ces deux modèles, les tests LM sur l'absence de

prise en compte d'une variable autorégressive dans le cadre d'un modèle avec autocorrélation des résidus, et sur l'omission d'une variable autocorrolée dans le cas d'un modèle autorégressif sont significatifs, quelles que soient les matrices d'interaction retenues. Autrement dit, le choix d'estimer séparément ces deux formes de modèles n'est pas confirmé.

En conséquence, nous estimerons un modèle combinant autorégression et autocorrélation des résidus (ou modèle SARMA). Il est de la forme :

$$\begin{cases} y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \\ (I - Z(\lambda))\varepsilon = \xi \end{cases} \Leftrightarrow (I - Z(\lambda))[(I - W', \rho)y - X\beta] = \xi \quad (6.15)$$

avec

Z la matrice des effets d'autocorrélation spatiale

ξ un vecteur de résidus indépendants, non nécessairement homoscédastiques

$E(\xi)=0$ et $V(\xi)=\sigma^2 V$ avec V une matrice diagonale.

Tableau 6.23 : Résultats des tests sur la normalité des résidus et l'hétéroscédasticité sur les estimations avec MCO

	1982	1990
Normalité des résidus		
Test de Jarque Bera	9,987	1,742
Proba	0,006	0,4185
Hétéroscédasticité		
Test Koenker Bassett	13,29	
Proba	0,102	
Breusch Pagan		14,66
Proba		0,065
Test de spécification robuste		
Test de White	101,28	71,69
Proba	0,000	0,005

Le test sur la normalité des résidus est fonction des échantillons (Tableau 6.23). Pour les communes des grandes aires urbaines de 1990, les résidus suivent plutôt une distribution normale. Ce n'est pas le cas pour 1982.

Concernant les tests relatifs à l'hétéroscédasticité, le test de Koenker Bassett conduit à rejeter l'hypothèse d'hétéroscédasticité. Le test de White ne vient cependant pas confirmer cette observation.

Les résultats des estimations du modèle SARMA sont présentés dans le Tableau 6.24.

Tableau 6.24 : Résultats du modèle avec autorégression et autocorrélation des résidus pour les densités communales de 1982 et 1990 des grandes aires urbaines

	1982		1990	
	W_1	W_2	W_1	W_2
Effectifs	861	861	861	861
W_LD	0,6743*** (5,043)	0,243*** (6,661)	0,6963*** (5,094)	0,2055*** (5,331)
Lambda	0,9519*** (29,378)	0,2737*** (5,307)	0,956*** (32,491)	0,3412*** (6,914)
Constante	-2,5405*** (-5,033)	-0,0588*** (-9,339)	-2,391*** (-4,283)	-1,6714*** (-7,112)
POCOMC (10^6)	0,4231*** (5,297)	0,4042*** (6,393)	0,5388*** (6,728)	0,5762*** (8,897)
SOMAID (10^3)	0,1208 (0,775)	0,1090 (0,708)	0,1912* (1,817)	0,1977* (1,817)
NM56P (10^3)	0,0322** (1,934)	0,0332** (2,013)	0,0236 (1,471)	0,0237 (1,407)
IG	0,5365*** (36,567)	0,5233*** (35,733)	0,5064*** (35,299)	0,4923*** (34,210)
IA	-0,0848*** (-7,195)	-0,0835*** (-7,164)	-0,0890*** (-7,180)	-0,0890*** (-7,209)
TXACT	-0,1465 (-0,387)	-0,1977 (-0,530)	0,2310 (0,523)	0,1235 (0,284)
CT	-0,0390*** (-8,305)	-0,0354*** (-7,636)	-0,0175*** (-8,699)	-0,0179*** (-8,701)
RNTMY (10^6)	4,4659*** (2,857)	3,9391*** (2,522)	-0,7569 (-1,138)	-0,7805 (-1,180)
R2 adj,	0,84	0,85	0,84	0,84
Log de vraisemblance	-821,86	-815,7	-818,2	-813,4
AIC	1663,7	1651,4	1656,4	1646,9
SC	1711,3	1698,9	1704,4	1694,5
*** Test significatif au seuil de 0,01 ; ** 0,05 ; * 0,1. Z –value entre parenthèses				

La méthode d'estimation retenue pour les modèles SARMA envisagés est la recherche du maximum de vraisemblance.

Dès lors, pour apprécier la qualité de l'ajustement de modèles obtenus suivant des méthodes d'estimations différentes (MCO, ML), il convient de privilégier les indicateurs comme le log de vraisemblance (LIK), l'Akaike Information Criterion (AIC) et le Schwartz Criterion (SC) au détriment des R² ou pseudo R².

Le log de vraisemblance augmente dans le cas du modèle SARMA par rapport aux estimations ne prenant pas en compte la dépendance spatiale (-821.8 contre -875.8 pour 1982 dans le cas de W_1 , et -818,2 contre -875,8 pour 1990 dans le cas de W_1), ce qui correspond à un gain dans la qualité de l'estimation.

De même, les deux critères d'information, AIC et SC sont en diminution entre les

deux méthodes d'estimation, ce qui traduit là aussi une amélioration de l'ajustement, aussi bien pour 1982 que pour 1990 (1663 contre 1769 pour 1982 avec $W1$, 1656 contre 1768 pour 1990 avec $W1$).

On peut noter la forte significativité des deux paramètres introduits dans ce modèle, la variables autorégressive (W_LD) et le paramètre d'autocorrélation des résidus λ . C'est une confirmation supplémentaire *a posteriori* du choix effectué du modèle SARMA.

Concernant les variables elles-mêmes, plusieurs points sont à noter.

Un grand nombre de ces variables sont fortement significatives et leur sens de variation est conforme aux prédictions du modèle standard de l'économie urbaine.

La tendance à la décroissance du gradient, saisie sur la base du coût de transport (distance * prix de revient kilométrique), se poursuit indépendamment des choix de matrices d'interaction. Il décroît de 55 % entre 1982 et 1990 avec $W1$ et de 51 % avec $W2$. Cette diminution peut être interprétée comme traduisant une dispersion croissante de la population sur cette période en dépit d'une augmentation des coûts de transports.

Les variables qui induisent une plus forte densité sont l'ensemble des équipements et des services offerts par les communes, la taille de la commune centre, et le nombre de ménages comptant plus de 5 personnes.

Les facteurs générant une diminution des densités pour ces communes de grandes aires urbaines sont, outre le coût de transport, la présence d'aménités naturelles telles que nous les avons définies.

La croissance du revenu génère, non pas une diminution des densités, mais une croissance de ces dernières, en particulier pour 1982. En 1990, le revenu net moyen des ménages est non significatif. Cette observation pour 1982 peut traduire des différences de niveaux entre l'élasticité-revenu de la demande de logement et celle des coûts de transport par unité de distance, sur lequel nous reviendrons.

Certains facteurs évoluent de manière erratique dans le temps comme les aides aux logements, non significatives en 1982, et qui le deviennent en 1990. Leur croissance participe également à une augmentation des densités.

Le taux d'activité calculé au niveau des communes reste non significatif pour les deux années.

Par rapport aux estimations réalisées avec les MCO, les changements portent davantage sur les coefficients que sur la significativité des variables. Celles qui l'étaient suivant les MCO le restent avec le ML. Par contre, les aides aux logements, non significatives dans

les estimations avec les MCO aussi bien en 1982 et 1990, le deviennent dans le modèle spatial en 1990. L'introduction de la prise en compte de la dépendance spatiale modifie surtout l'impact de certains paramètres sur les densités urbaines. La plupart d'entre eux enregistrent en effet une baisse de leur coefficient indépendamment du type de matrices d'interaction retenues et des années.

Tableau 6.25 : Résultats des tests sur l'hétéroscédasticité sur les estimations avec ML

	1982		1990	
	W ₁	W ₂	W ₁	W ₂
Test sur l'hétéroscédasticité				
Breusch Pagan	13,42	12,00	14,50	10,61
Proba	0,14	0,21	0,10	0,30
Test sur le coefficient autorégressif				
Test LR	57,43	16,00	62,46	23,59
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000
Test sur le facteur commun				
Test LR	74,24	194,72	81,81	211,62
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000
Test de Wald	85,79	207,89	96,30	228,13
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000

Concernant l'hétéroscédasticité, il apparaît que l'hypothèse d'hétéroscédasticité est rejetée encore plus nettement dans le cadre des modèles SARMA estimés sur la base du maximum de vraisemblance que pour ceux estimés avec les MCO.

Le test LR sur le coefficient spatial autorégressif qui correspond au double de la différence entre le log de vraisemblance des MCO et celui du modèle SARMA est particulièrement significatif.

La valeur des tests LR et Wald sur le facteur commun, pour ces modèles SARMA, est nettement significative. Cela semblerait indiquer qu'un modèle intégrant uniquement l'autocorrélation des résidus, sans variable autorégressive, serait inapproprié.

L'ordre des tests attendu entre LR et Wald sur le facteur commun à savoir $Wald > LR$ est respecté dans tous les cas de figure.

2.2.2.2 Estimations sur les densités des communes des petites aires urbaines

Nous adopterons la même démarche en trois phases pour les estimations réalisées sur les densités des petites aires urbaines. Dans un premier temps, nous estimons le modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les résultats de ces estimations sont présentés dans le Tableau 6.26.

Tableau 6.26 : Résultats des estimations par les moindres carrés ordinaires pour les densités des communes des petites aires urbaines

	1982	1990
Effectifs	771	771
Constante	-1,4782***	-1,4568***
	(-6,142)	(-6,460)
POCOMC (10^6)	-3,4011**	-4,5097***
	(-2,103)	(-2,679)
SOMAID (10^3)	-0,8605	0,2552
	(-1,352)	(0,513)
NM56P (10^3)	0,2992***	0,3216***
	(2,955)	(3,213)
IG	0,4937***	0,4455***
	(26,053)	(25,354)
IA	-0,1313***	-0,1121***
	(-9,412)	(-8,266)
TXACT	-0,6983*	-0,2076
	(-1,738)	(-0,493)
CT	-0,0664***	-0,0264***
	(-8,070)	(-7,453)
RNTMY (10^6)	5,4049***	4,2618***
	(2,536)	(2,942)
<i>R2 adj.</i>	0,79	0,77
<i>Log de vraisemblance</i>	-754,8	-762,7
<i>AIC</i>	1527,6	1543,4
<i>SC</i>	1569,4	1585,3

*** Test significatif au seuil de 0,01 ; ** 0,05 ; * 0,1. T de Student entre parenthèses.

Plusieurs observations sont possibles sur ces estimations de densité relatives à des communes de petites aires urbaines. La qualité des ajustements n'est pas insignifiante là aussi. Elle reste cependant légèrement inférieure à celle enregistrée au niveau des communes des grandes aires urbaines.

Les variables comme l'indice général d'équipement, l'indice d'aménités, le coût de transport ainsi que la population de la commune centre sont significatives. Ces variables ont des signes conformes à ce que l'on peut attendre.

Des différences entre les valeurs des coefficients peuvent déjà être identifiées à ce niveau. Le gradient saisi sur la base du coût de transport diminue sur la période de 60 % sur la période. Mais comme nous l'avons observé pour les estimations de fonctions de densité, sa valeur est plus élevée dans le cas des communes des petites aires urbaines que pour celles appartenant à de grandes aires urbaines. Le rythme de décroissance du gradient apparaît plus élevé mais ces aires urbaines demeurent moins dispersées que les grandes aires.

Mais fondés sur une estimation réalisée avec les MCO, des biais dans la valeur des paramètres comme pour les indicateurs du modèle peuvent exister avec la présence d'autocorrélation spatiale. Pour évaluer l'omission d'une variable autorégressive et d'une

autocorrélation des résidus, nous calculons plusieurs tests pour chacune des matrices d'interaction retenues.

Le test de Moran offre un indicateur possible. Pour les communes des petites aires urbaines, il est là aussi fortement significatif que ce soit pour l'année 1982 ou l'année 1990. Sa significativité n'est pas altérée par le changement de matrices d'interaction spatiale W_1 et W_2 . Ce test est cependant sensible aux mauvaises spécifications des erreurs (présence d'hétéroscédasticité, distribution non normale des résidus) ou à l'absence de prise en compte de phénomènes spatiaux autorégressifs. En outre, il ne permet pas de trancher en matière de modèles spatiaux à retenir. Les autres tests *LM* LAG robuste ou non, *LM* ERROR ou le test de Kelejian Robinson, *LM* SARMA précédemment mobilisés ont été calculés à ce niveau.

Tableau 6.27 : Résultats des tests sur l'autocorrélation spatiale (petites aires urbaines)

	1982		1990	
	W_1	W_2	W_1	W_2
Test I Moran	10,50	10,03	11,06	10,76
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000
Test LM ERROR	94,76	96,17	105,44	110,72
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000
Test LM ERROR robuste	77,47	64,21	86,12	73,06
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000
Test Kelejian Robinson ERROR	1,265	1,265	1,462	1,462
Proba	0,998	0,998	0,997	0,997
Test LM LAG	17,89	32,16	20,07	37,98
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000
Test LM LAG robuste	0,601	0,194	0,747	0,319
Proba	0,438	0,659	0,387	0,571
Test LM SARMA	95,36	96,37	106,19	111,04
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000

La même procédure de sélection du modèle a été développée que pour les communes des grandes aires urbaines. Outre les tests ci-dessus, nous avons estimé un modèle autorégressif et un modèle avec autocorrélation des résidus. Les résultats de ces deux modèles sont présentés en annexes XI et XII. Pour ces deux modèles, le test LM sur l'absence de prise en compte d'une variable autorégressive dans le cadre d'un modèle avec autocorrélation des résidus et sur l'omission de l'autocorrélation dans le cas d'un

modèle autorégressif sont significatifs quelles que soient les matrices d'interaction retenues. Une exception cependant concerne l'estimation du modèle avec autocorrélation des résidus avec la matrice W_2 qui est non significatif qui viendrait plutôt conforter cette démarche.

Nonobstant cet élément, nous estimerons pour les deux années un modèle combinant autorégression et autocorrélation des résidus (ou modèle SARMA) de la forme :

$$\begin{cases} y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \\ (I - Z(\lambda))\varepsilon = \xi \end{cases} \Leftrightarrow (I - Z(\lambda))[(I - W(\rho))y - X\beta] = \xi \quad (6.16)$$

avec

Z la matrice des effets d'autocorrélation spatiale

ξ un vecteur de résidus indépendants, non nécessairement homoscédastiques

$E(\xi)=0$ et $V(\xi)=\sigma^2 V$ avec V une matrice diagonale.

Tableau 6.28 : Résultats des tests sur la normalité des résidus et l'hétéroscédasticité sur les estimations avec MCO

	1982	1990
Normalité des résidus		
Test de Jarque Bera	9,53	18,14
Proba	0,008	0,000
Hétéroscédasticité		
Test Koenker Bassett	24,81	16,96
Proba	0,001	0,031
Test de spécification robuste		
Test de White	77,36	73,50
Proba	0,001	0,000

Les tests sur la normalité des résidus sont significatifs, tout comme les tests sur l'hétéroscédasticité. Les estimations réalisées sur le principe de la recherche du maximum de vraisemblance donnent les résultats présentés dans le Tableau 6.29.

Tableau 6.29 : Résultats du modèle avec autorégression et autocorrélation des résidus pour les densités communales de 1982 et 1990 des petites aires urbaines

	1982		1990	
	W ₁	W ₂	W ₁	W ₂
Effectifs	861	861	861	861
W_LD	0,1891** (1,916)	-0,0386 (-0,971)	0,2333** (2,284)	-0,0792* (-1,932)
Lambda	0,8653*** (14,819)	0,4506*** (10,928)	0,8695*** (15,258)	0,5065*** (13,092)
Constante	-1,7446*** (-5,967)	-1,4954*** (-5,850)	-1,671*** (-5,786)	-1,3272*** (-5,505)
POCOMC (10 ⁶)	-2,0217 (-1,048)	-0,9294 (-0,406)	-3,2105 (-1,603)	-0,9106 (-0,364)
SOMAID (10 ³)	-0,6444 (-1,072)	-0,6194 (-1,065)	0,3636 (0,767)	0,3424 (0,759)
NM56P (10 ³)	0,3333*** (3,426)	0,2865*** (3,064)	0,3432*** (3,508)	0,2578*** (2,792)
IG	0,4972*** (26,811)	0,4813*** (26,027)	0,4521*** (26,030)	0,4377*** (25,599)
IA	-0,1395*** (-10,105)	-0,1374*** (-10,105)	-0,1158*** (-8,693)	-0,1192*** (-9,048)
TXACT	-0,4970 (-1,302)	-0,6061 (-1,617)	-0,086 (-0,213)	-0,2509 (-0,647)
CT	-0,0591*** (-6,962)	-0,0748*** (-7,735)	-0,0239*** (-6,486)	-0,0333*** (-8,031)
RNTMY (10 ⁶)	4,084*** (2,971)	4,976** (2,341)	3,530** (2,447)	2,9835** (2,140)
R2 adj.	0,79	0,78	0,78	0,76
Log de vraisemblance	-721,3	-713,4	-727,1	-714,6
AIC	1462,6	1446,8	1474,3	1449
SC	1509,1	1493,3	1520,8	1495,8

*** Test significatif au seuil de 0,01 ; ** 0,05 ; * 0,1. Z - value entre parenthèses.

L'évaluation de la qualité de l'ajustement des modèles obtenus selon les méthodes d'estimations différentes (MCO, ML) impose de subsister au traditionnel R² ou pseudo R² le log de vraisemblance (LIK), l'Akaike Information Criterion (AIC) et le Schwartz Criterion (SC).

Le log de vraisemblance augmente dans le cas du modèle SARMA (-721 contre -754 pour 1982 dans le cas de W1, et -727 contre -762 pour 1990 dans le cas de W1) par rapport au modèle estimé suivant les MCO. Sur un plan général, l'intégration de la dépendance spatiale autorise des gains de qualité des estimations.

Cette amélioration de l'ajustement, aussi bien pour 1982 que pour 1990, est confirmée par les deux critères d'information, AIC et SC. Ces derniers sont en diminution entre les deux méthodes d'estimation (AIC : 1462 contre 1527 pour 1982 avec W1, 1474 contre 1543 pour 1990 avec W1 ; SC : 1509 contre 1569 pour 1982 avec W1 et 1520

contre 1585 pour 1990 avec W1).

La significativité des paramètres introduits dans ce modèle est plus contrastée. Très bonne pour le paramètre λ relatif à l'autocorrélation des résidus cette significativité est plus faible pour la variables autorégressive (W_LD) en particulier pour 1982. Cela confirme le test non significatif, réalisé sur l'absence de prise en compte d'une variable autorégressive dans le modèle estimé avec autocorrélation des résidus (annexes XI et XII).

Les variables sont dans l'ensemble significatives, en particulier celles relatives aux équipements des communes, aux aménités naturelles, au coût de transport, au revenu, à la taille des ménages. Leur sens de variation est conforme aux prédictions du modèle standard de l'économie urbaine.

L'étalement urbain envisagé sur la base du coût de transport (distance * prix de revient kilométrique) se poursuit indépendamment des choix de matrices d'interaction. Il diminue de 60 % avec W1 et de 55 % avec W2 entre 1982 et 1990.

Les variables qui génèrent une croissance des densités sont les équipements et les services des communes, le nombre de ménages comptant plus de 5 personnes et le revenu des ménages.

Le coût de transport et la présence d'aménités naturelles participent davantage à une diminution des densités au niveau de ces communes de petites aires urbaines, aussi bien en 1982 qu'en 1990. Leur coefficient sont significativement plus importants.

Les aides aux logements sont non significatives en 1982 et en 1990, tout comme le taux d'activité calculé au niveau des communes.

La confrontation des résultats entre les estimations réalisées avec les MCO et celles réalisées avec le maximum de vraisemblance met en lumière des variations dans la valeur des coefficients *mais aussi* dans la significativité des paramètres. Ainsi, la population de la commune centre de l'aire urbaine n'est plus pertinente dans le cas des estimations avec dépendance spatiale alors qu'elle l'était au niveau des estimations avec les MCO en 1982 et 1990, tout comme le taux d'activité en 1990. Dans une moindre mesure également, le revenu moyen des ménages perd de sa significativité avec le passage des estimations fondées sur les MCO à celles fondées sur le max. de vraisemblance avec dépendance spatiale.

Les coefficients de paramètres comme les aménités naturelles voient leur impact se renforcer dans ces dernières estimations, indépendamment des matrices d'interaction retenues.

Pour d'autres, la variation des coefficients est fonction du type de matrices spatiales. Avec une matrice W1 donnant relativement plus de poids à des communes éloignées, l'indice d'équipement des communes mais également la taille des ménages enregistrent une valeur supérieure à celle obtenue avec les MCO, aussi bien en 1982 qu'en 1990.

A *contrario*, une matrice W2 qui confère relativement plus de poids aux communes proches renforce logiquement la tyrannie des distances avec un impact croissant du coût de transport par rapport aux estimations avec les MCO.

Tableau 6.30 : Résultats des tests sur l'hétéroscédasticité sur les estimations avec ML

	1982		1990	
	W_1	W_2	W_1	W_2
Test sur l'hétéroscédasticité				
Breusch Pagan	29,55	34,44	19,11	25,93
Proba	0,000	0,000	0,024	0,002
Test sur le coefficient autorégressif				
Test LR	44,12	44,95	46,78	52,50
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000
Test sur le facteur commun				
Test LR	60,35	202,76	62,79	213,47
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000
Test de Wald	109,90	282,73	113,81	305,15
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000

Concernant l'hétéroscédasticité, il apparaît que l'hypothèse d'hétéroscédasticité est rejetée encore plus nettement dans le cadre des modèles SARMA estimés sur la base du maximum de vraisemblance que pour ceux estimés avec les MCO.

Le test LR sur le coefficient spatial autorégressif qui correspond au double de la différence entre le log de vraisemblance des MCO et celui du modèle SARMA est particulièrement significatif.

La valeur des tests LR et Wald sur le facteur commun, pour ces modèles SARMA, est particulièrement significative. Cela semblerait indiquer qu'un modèle intégrant uniquement l'autocorrélation des résidus, sans variable autorégressive, serait inapproprié.

L'ordre des tests attendu entre LR et Wald sur le facteur commun à savoir $Wald > LR$ est respecté dans tous les cas de figure.

Plus généralement, l'examen des résultats des estimations intégrant la dépendance spatiale selon la taille des aires urbaines auxquelles appartiennent les communes suggère des points communs et certaines spécificités.

Les signes des paramètres significatifs sont identiques dans les estimations réalisées sur les deux catégories d'aires urbaines.

En revanche, l'impact de certains facteurs diffère selon les aires urbaines. La taille de la commune centre, les aides aux logements sont des facteurs explicatifs de la croissance des densités communales des grandes aires urbaines alors qu'elles ne semblent pas l'être pour les communes des petites aires urbaines.

Pour les communes des petites aires urbaines, le facteur taille des ménages apparaît comme beaucoup plus prépondérant que pour les communes des grandes aires urbaines.

Les équipements généraux des communes comme les services et les commerces, les équipements sanitaires, culturels et sportifs sont déterminants pour comprendre les configurations de ces deux types d'aires. Pour les grandes aires urbaines, leur impact positif sur les densités est même plus prononcé que dans le cas des petites aires

urbaines. Il se caractérise par un écart de 8,3 % en moyenne pour 1982 et, de 11,8 % en moyenne pour 1990, favorable aux premières.

Pour les deux types d'aires urbaines, les aménités naturelles ont également un impact non négligeable sur la baisse des densités. Cette incidence est cependant différente entre les deux. L'écart entre leur impact sur les densités des communes des grandes aires urbaines et celui sur les densités des communes de petites aires urbaines se chiffre à 67 % en moyenne en 1982 et à 31 % en 1990, en faveur des secondes.

Dans une moindre mesure, compte tenu des échelles, le revenu des ménages apparaît comme davantage explicatif dans le cas des communes des petites aires urbaines que pour les grandes aires.

Les impacts sont différenciés selon les aires urbaines mais également dans le temps. L'incidence des aménités naturelles augmente pour les densités des communes des grandes aires urbaines entre 1982 et 1990 alors qu'elle a tendance à décroître pour les densités communales des petites aires urbaines sur cette même période. En revanche, l'impact des équipements sur les densités a tendance à décliner aussi bien pour les grandes que pour les petites aires, tout comme le revenu moyen des ménages.

2.2.2.3 Population et emplois

Jusqu'à présent, nous avons envisagé la localisation des ménages sans tenir compte de celle des emplois. Or, certains modèles d'économie géographique, comme nous l'avons vu dans le chapitre théorique, insistent dans le cadre de la compréhension de la structuration de l'espace intra-urbain, sur les interactions à l'origine de forces de dispersion ou d'agglomération.

A ce niveau, il ne s'agit pas de tenter de répondre à la question de Steinnes (1982) « *Do jobs follow people or people follow jobs ?* » mais d'évaluer l'impact de la densité d'emplois sur les densités de population. Sur un plan théorique, on peut émettre l'hypothèse que les économies d'agglomération mais également les profils des rentes foncières ne sont pas les mêmes dans les grandes et dans les petites aires urbaines. Le plus grand nombre de ménages mais également de firmes sur les grandes aires urbaines occasionnent en effet des interactions plus nombreuses qui plaident pour l'agglomération de manière cumulative mais qui induit dans le même temps une concurrence accrue pour l'occupation du sol avec comme conséquence un étalement plus prononcé. Concernant les firmes, l'hypothèse d'une sensibilité identique des firmes aux avantages de la centralité paraît forte et l'introduction de différences serait plus réaliste.

Goffette-Nagot (1998) développe un modèle de localisation intra-urbaine qui combine une approche héritée du modèle standard de l'économie urbaine et dans un cadre d'économie géographique, présenté dans le chapitre II. Ce modèle distingue des « firmes manufacturières » et des « firmes de distribution ». Les premières sont considérées comme localisées et au centre et peu mobiles. Les secondes sont, en revanche, plus sensibles à la localisation des ménages. Pour évaluer la sensibilité de ces dernières, nous introduirons dans les estimations produites sur les densités de population avec les variables précédemment sélectionnées, un paramètre sur la densité des emplois. Nous envisagerons l'incidence de la totalité des emplois et celle d'emplois plus spécifiques. *On*

peut alors émettre l'hypothèse que les densités d'emplois auront un faible impact sur les densités de population. En revanche, on peut considérer que les densités de population seront nettement plus sensibles aux densités d'emplois de distribution.

Dans le chapitre sur les estimations de fonctions de densité, nous avons procédé à une classification des emplois sur la base de la Nomenclature des Activités et des Produits (NAP). Les emplois de distribution correspondaient aux postes AE61-AE67, AE82-AE87 de cette nomenclature.

Comme précédemment, nous envisagerons les communes des grandes aires urbaines et celles des petites aires urbaines.

La méthodologie adoptée étant la même que celle suivie jusqu'ici et pour alléger le corps du document, nous ne présenterons dans ce développement que les estimations des modèles SARMA. Les estimations réalisées au préalable avec la méthode des MCO ainsi que les tests sur les effets spatiaux sont reportés en annexe XIII.

2.2.2.3.1 Estimation pour les densités des communes des grandes aires urbaines

Les estimations réalisées sur les densités communales des grandes aires urbaines et intégrant la densité d'emplois sont présentées dans le Tableau 6.31.

Il apparaît que l'introduction d'une variable relative à la densité d'emplois autorise un gain d'ajustement par rapport aux estimations réalisées sur la base des MCO. Les log de vraisemblance augmentent sensiblement entre les deux types d'estimations. Ils passent de -860 à -812 pour 1982 et de -859 à -805 pour 1990, avec W1 comme matrice d'interaction. Les indicateurs d'informations AIC et SC sont en diminution également, confirmant cette qualité accrue d'estimation.

Tableau 6.31 : Résultats du modèle avec autorégression et autocorrélation des résidus pour les densités communales de 1982 et 1990 avec les emplois totaux

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

	1982		1990	
	W ₁	W ₂	W ₁	W ₂
Effectifs	861	861	861	861
W_LD	0,5918***	0,2271***	0,6202***	0,1939***
	(4,4343	(6,242)	(4,578)	(5,106)
Lambda	0,9497***	0,266***	0,9544***	0,3304***
	(28,10)	(5,140)	(31,06)	(6,644)
Constante	-2,457***	-2,040***	-2,341***	-1,7045***
	(-5,092)	(-9,366)	(-4,409)	(-7,372)
POCOMC (10 ⁶)	0,4043***	0,3661***	0,5053***	0,5187***
	(5,115)	(5,833)	(6,386)	(8,084)
SOMAID (10 ³)	-0,0705	-0,0774	0,0970	0,1038
	(-0,439	(-0,486)	(0,921)	(0,994)
NM56P (10 ³)	0,0055	0,0076	-0,0178	-0,0164
	(0,313)	(0,437)	(-0,967)	(-0,936)
IG	0,5281***	0,5158***	0,4953***	0,4819***
	(36,06)	(35,32)	(34,60)	(33,578)
IA	-0,0753***	-0,074***	-0,077***	-0,0781***
	(-6,348)	(-6,358)	(-6,221)	(-6,319)
TXACT	-0,2084	-0,2586	0,2967	0,1869
	(-0,556)	(-0,701)	(0,681)	(0,436)
CT	-0,0375***	-0,0331***	-0,0165***	-0,0164***
	(-8,051)	(-7,227)	(-8,270)	(-8,072)
RNTMY (10 ⁶)	4,4828***	3,9449***	-0,943	-0,982
	(2,899)	(2,555)	(-1,436)	(-1,502)
EMPLTOT	0,0163***	0,0161***	0,0178***	0,0176***
	(4,361)	(4,277)	(5,047)	(4,928)
R2 adj,	0,84	0,85	0,87	0,84
Log de vraisemblance	-812,4	-806,6	-805,6	-801,5
AIC	1646,9	1635,3	1633,3	1624,9
SC	1699,2	1687,6	1685,7	1677,3
*** Test significatif au seuil de 0,01 ; ** 0,05 ; * 0,1. Z value entre parenthèses.				

En revanche, au regard des estimations faites précédemment qui n'intégraient pas des éléments relatifs aux emplois, la qualité d'ajustement ne progresse pas. A partir du Tableau 6.32, on note en effet une décroissance des log de vraisemblance et une augmentation des critères d'informations (AIC et SC).

Tableau 6.32 : Qualité d'ajustement des modèles avec et sans variable relative aux emplois totaux

	1982				1990			
Type de matrices spatiales	W1		W2		W1		W2	
Variable emplois intégrée	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui
Log de vraisemblance	-812,4	-821,86	-806,6	-815,7	-805,6	-818,2	-801,5	-813,4
AIC	1646,9	1663,7	1635,3	1651,4	1633,3	1656,4	1624,9	1646,9
SC	1699,2	1711,3	1687,6	1698,9	1685,7	1704,4	1677,3	1694,5

Pour les variables elles-mêmes, l'introduction de ce facteur supplémentaire ne modifie pas radicalement les coefficients obtenus dans les estimations précédentes. Le sens de variation et la significativité des paramètres demeurent également identiques. Les variables autorégressives et d'autocorrélation sont en particulier très significatives, indépendamment des matrices d'interaction spatiale. Ces résultats confirment le bien fondé du choix d'un modèle SARMA.

La variable densité d'emplois totaux est très significative dans les estimations. La prise en compte de matrices d'interaction spatiale différentes au niveau des communes des grandes aires urbaines ne modifie pas la valeur des coefficients. Ils augmentent entre 1982 et 1990 mais leur valeur reste faibles au regard d'autres variables.

Les résultats des estimations, intégrant désormais, non plus les densités d'emplois totaux mais les seules densités d'emplois de distribution apparaissent nettement plus instructives sur les liens entre densités résidentielles et densités d'emplois. Les résultats de ces estimations sont présentés dans le Tableau 6.33.

Tableau 6.33 : Résultats du modèle avec autorégression et autocorrélation des résidus pour les densités communales de 1982 et 1990 avec les emplois de distribution

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

Emplois de distribution	1982		1990	
	W ₁	W ₂	W ₁	W ₂
Effectifs	861	861	861	861
W_LD	0,5934*** (4,472)	0,2318*** (6,429)	0,6273*** (4,648)	0,2013*** (5,341)
Lambda	0,9493*** (27,852)	0,2582*** (4,962)	0,9538*** (30,653)	0,3201*** (6,391)
Constante	-2,468*** (-5,169)	-2,057*** (-9,489)	-2,344*** (-4,469)	-1,712*** (-7,437)
POCOMC (10 ⁶)	0,3941*** (4,996)	0,3516*** (5,635)	0,501*** (6,344)	0,5106*** (8,035)
SOMAID (10 ³)	-0,0945 (-0,591)	-0,1002 (-0,631)	0,0776 (0,735)	0,0865 (0,825)
NM56P (10 ³)	0,0086 (0,505)	0,01020 (0,649)	-0,0130 (-0,756)	-0,0116 (-0,684)
IG	0,5264*** (36,028)	0,5141*** (35,275)	0,4939*** (34,521)	0,4808*** (33,506)
IA	-0,075*** (-6,371)	-0,074 (-6,405)	-0,0775*** (-6,255)	-0,0787 (-6,395)
TXACT	-0,1880 (-0,503)	-0,2433 (-0,662)	0,3051 (0,702)	0,1888 (0,4423)
CT	-0,0368*** (-7,914)	-0,0321*** (-7,036)	-0,0164*** (-8,220)	-0,0161*** (-7,977)
RNTMY (10 ⁶)	4,5722*** (2,966)	4,0407*** (2,627)	-0,8979 (-1,371)	-0,9253 (-1,418)
EMPLDIS	0,0725*** (4,960)	0,0705*** (4,854)	0,0698*** (5,370)	0,0676*** (5,341)
R2 adj,	0,84	0,85	0,88	0,85
Log de vraisemblance	-809,7	-804,1	-804,1	-800,2
AIC	1641,5	1630,2	1630,1	1622,4
SC	1693,8	1682,5	1682,4	1674,7

*** Test significatif au seuil de 0,01 ; ** 0,05 ; * 0,1. Z value entre parenthèses.

Comme pour les densités d'emplois totaux, l'introduction d'une variable relative à la densité d'emplois de distribution autorise un gain d'ajustement par rapport aux estimations réalisées sur la base des MCO. Les log de vraisemblance des modèles SARMA augmentent sensiblement entre les deux types d'estimations. Ils passent -858 à -809 pour 1982 et de -857 à -804 pour 1990 avec W1 comme matrice d'interaction. Les indicateurs d'informations AIC et SC sont en diminution également, confirmant cette qualité accrue d'estimation.

Pendant, contrairement à ce que nous avons noté pour les densités d'emplois totaux, l'introduction d'une variable relative aux emplois de distribution assure également

des gains d'ajustement par rapport aux estimations ne comportant pas de variable relative aux emplois. Le Tableau 6.35 indique une croissance significative du log de vraisemblance et une baisse tout aussi notables des critères d'information (AIC et SC).

Tableau 6.34 : Qualité d'ajustement des modèles avec et sans variable relative aux emplois de distribution

	1982				1990			
	W1		W2		W1		W2	
Type de matrices spatiales								
Variable emplois intégrée	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui
Log de vraisemblance	-812,4	-721,3	-806,6	-713,4	-805,6	-727,1	-801,5	-714,6
AIC	1646,9	1462,6	1635,3	1446,8	1633,3	1474,3	1624,9	1449
SC	1699,2	1509,1	1687,6	1493,3	1685,7	1520,8	1677,3	1495,8

Pour les variables elles-mêmes, l'introduction de ce facteur supplémentaire ne modifie pas les coefficients obtenus dans les estimations précédentes. Le sens de variation et la significativité des paramètres demeurent également identiques. Comme précédemment, Les variables autorégressive et d'autocorrélation sont très significatives indépendamment des matrices d'interaction spatiale. Ces résultats confirment, là aussi, le bien fondé du choix d'un modèle SARMA.

La variable densité d'emplois de distribution est très significative dans les estimations. La prise en compte de matrices d'interaction spatiale différentes au niveau des communes des grandes aires urbaines ne change pas la valeur des coefficients en 1982 et 1990.

L'impact de ces emplois de distribution sur les densités résidentielles est nettement plus probant. *Cette intensité est près de quatre fois supérieure à celle générée par les emplois totaux.*

2.2.2.3.2 Estimation pour les densités des communes des petites aires urbaines

Les estimations des densités communales des petites aires urbaines sont présentées dans le Tableau 6.35.

Comme pour les grandes aires urbaines, l'estimation d'un modèle du type SARMA avec l'introduction d'une variable relative à la densité d'emplois assure des gains d'ajustement par rapport aux estimations privilégiant les MCO. Les log de vraisemblance augmentent sensiblement entre les deux types d'estimations. Ils passent de -717 à -684 pour 1982 et de -720 à -684 pour 1990 avec W1 comme matrice d'interaction. Les indicateurs d'informations AIC et SC sont en diminution également, confirmant cette qualité accrue d'estimation.

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

Le niveau de significativité des variables ne change pas entre les estimations avec et sans variable relative aux emplois. Comme précédemment la variable autorégressive avec la matrice W_2 n'est pas significative dans le cadre de ce modèle SARMA, conduisant à privilégier dans ce cas un modèle simple avec autocorrélation des résidus.

Tableau 6.35 : Résultats du modèle avec autorégression et autocorrélation des résidus pour les densités communales de 1982 et 1990 avec les emplois totaux

Emplois totaux	1982		1990	
	W_1	W_2	W_1	W_2
Effectifs	771	771	771	771
W_LD	0,2542*** (2,683)	0,018 (0,505)	0,3234*** (3,321)	0,0048 (0,897)
Lambda	0,8434*** (12,855)	0,3980*** (9,165)	0,8411*** (12,682)	0,4372*** (10,456)
Constante	-1,7269*** (-6,388)	-1,551*** (-6,434)	-1,7093*** (-6,654)	-1,468*** (-6,525)
POCOMC (10^6)	-1,265 (-0,686)	-0,8071 (-0,390)	-2,158 (-1,145)	-1,0598 (-0,482)
SOMAID (10^3)	-0,1972 (-0,342)	-0,1633 (-0,290)	0,2353 (0,524)	0,3461 (0,797)
NM56P (10^3)	0,0396 (0,401)	0,0196 (0,204)	0,0340 (0,346)	-0,0145 (-0,153)
IG	0,4526*** (24,617)	0,4428*** (24,16)	0,4113*** (24,22)	0,4035*** (24,05)
IA	-0,1195*** (-8,973)	-0,1208 (-9,17)	-0,0977*** (-7,664)	-0,1034*** (-8,160)
TXACT	-0,712* (-1,934)	-0,7539 (-2,089)	-0,1872 (-0,486)	-0,3382 (-0,907)
CT	-0,0532*** (-6,435)	-0,0645*** (-7,052)	-0,0207*** (-5,931)	-0,0270*** (-6,958)
RNTMY (10^6)	7,589*** (3,670)	7,1357*** (3,490)	4,9735*** (3,624)	4,8014*** (3,576)
EMPLTOT	0,0647*** (8,853)	0,0612*** (8,606)	0,0703*** (9,481)	0,0655*** (9,175)
R2 adj,	0,81	0,81	0,80	0,80
Log de vraisemblance	-684,9	-678,4	-684,7	-675,3
AIC	1391,8	1378	1391,4	1372,5
SC	1442,9	1429,9	1442,5	1426,6

*** Test significatif au seuil de 0,01 ; ** 0,05 ; * 0,1. Z value entre parenthèses.

L'ajustement pour ces densités communales des petites aires urbaines est non seulement de meilleure qualité par rapport aux estimations avec les MCO mais également par rapport aux estimations avec dépendance spatiale n'intégrant pas de variables

relatives aux densités d'emplois. Ce n'était pas le cas pour les estimations sur les grandes aires urbaines.

L'incidence de la variable emplois totaux sur les densités résidentielles est significative dans tous les cas de figure. Elle l'est également dans le cas des emplois de distribution. La prise en compte de ces derniers offre des gains d'ajustement par rapport aux estimations avec les MCO mais également par rapport au modèle spatial n'intégrant que des variables relatives aux ménages.

Tableau 6.36 : Résultats du modèle avec autorégression et autocorrélation des résidus pour les densités communales de 1982 et 1990 avec les emplois de distribution

Emplois de distribution	1982		1990	
	W ₁	W ₂	W ₁	W ₂
Effectifs	771	771	771	771
W_LD	0,2863*** (3,001)	0,0219 (0,581)	0,3541*** (3,613)	0,0057 (0,149)
Lambda	0,8507*** (13,448)	0,4040*** (9,374)	0,8450*** (12,982)	0,4412*** (10,595)
Constante	-1,7490*** (-6,3659)	-1,563*** (6,447)	-1,736*** (-6,690)	-1,484*** (-6,569)
POCOMC (10 ⁶)	-1,4338 (-0,774)	-0,9069 (-0,433)	-2,2640 (-1,197)	-1,0737 (-0,484)
SOMAID (10 ³)	-0,1514 (-0,262)	-0,1145 (-0,202)	0,2622 (0,582)	0,3543 (0,814)
NM56P (10 ³)	0,0888 (0,909)	0,0647 (0,681)	0,09208 (0,950)	0,0388 (0,416)
IG	0,4561*** (24,793)	0,4457*** (24,306)	0,4128*** (24,256)	0,4051*** (24,110)
IA	-0,1231*** (-9,245)	-0,1241*** (-9,424)	-0,101*** (-7,926)	-0,1065*** (-8,398)
TXACT	-0,6751* (-1,82)	-0,7179** (-1,984)	-0,1198 (-0,3102)	-0,274 (-0,734)
CT	-0,0522 (-6,288)	-0,064*** (-6,963)	-0,0203*** (-5,796)	-0,0269*** (-6,897)
RNTMY (10 ⁶)	7,5978*** (3,658)	7,0803*** (3,448)	4,9540*** (3,598)	4,7070*** (3,497)
EMPLDIS	0,2266*** (8,488)	0,2125*** (8,220)	0,2347*** (9,220)	0,2167*** (8,894)
R2 adj,	0,81	0,81	0,80	0,80
Log de vraisemblance	-687,9	-681,3	-686,9	-677,5
AIC	1397,6	1384,6	1395,7	1376,9
SC	1448,7	1435,7	1446,9	1428,1

*** Test significatif au seuil de 0,01 ; ** 0,05 ; * 0,1. Z value entre parenthèses.

L'introduction de la variable emplois de distribution ne modifie pas profondément les coefficients des facteurs précédemment sélectionnés. Cette variable est significative dans le cas présent. Son impact sur les densités résidentielles est particulièrement probant.

Plus généralement, une forte spécificité des communes des petites aires urbaines par rapport aux communes des grandes aires urbaines réside dans l'incidence plus prononcée des emplois et, des emplois de distribution en particulier, sur les densités résidentielles. Ce rapport d'intensité varie là aussi de un à quatre.

3. Conclusion

L'existence de phénomènes de dépendance spatiale dans les estimations réalisées sur la base des moindres carrés nécessite de mobiliser les outils de l'économétrie spatiale. Ces derniers ont été utilisés à deux niveaux, pour les estimations des fonctions de densité sur les différentes aires urbaines, et pour les estimations de facteurs explicatifs de la physionomie des aires urbaines distincts de la seule distance au centre.

Nous avons estimé, pour le premier niveau, deux types de modèles, un modèle spatial autorégressif et un modèle avec autocorrélation des résidus, en retenant deux types de matrices d'interaction. Au terme ces estimations, il apparaît que le modèle avec autocorrélation des résidus est plus performant. En le déterminant pour une fonction exponentielle négative sur les densités, nous n'avons pas infirmé la principale conclusion du modèle théorique intégrant une hétérogénéité et une anisotropie de l'espace. Il émettait en effet l'hypothèse que la similarité des comportements des individus en termes de choix d'itinéraires, en fonction de leur plus ou moins grande proximité par rapport aux d'axes de transport rapides, génère de l'autocorrélation spatiale.

Pour l'ensemble des aires urbaines, les résultats de ces modèles spatiaux diffèrent de ceux obtenus sur la base des estimations privilégiant les MCO. La tendance à l'étalement est moins nette que précédemment. Le gradient diminue bien sur la période correspondant à un aplatissement des fonctions de densité dans le temps. Mais le rythme de cette décroissance est cependant plus faible (-1,3 % entre 1975 et 1999) que celui obtenu sur la base d'estimations classiques avec les MCO (-1,5 % entre 1975 et 1999).

Ces modèles spatiaux ont été également estimés pour la recherche des facteurs explicatifs de la répartition des densités dans l'espace. Les variables retenues correspondent pour un grand nombre d'entre elles aux déterminants identifiés par le modèle standard de l'économie urbaine. Nous avons construit à cet effet deux indices spécifiques, l'un relatif à l'ensemble des services et des équipements des communes, l'autre correspondant à une approche de la répartition des aménités naturelles dans l'espace. Ces modèles ont été mobilisés dans deux approches, l'une fondée sur un indicateur synthétique avec le gradient de la fonction exponentielle négative intégrant l'autocorrélation spatiale puis régressé sur d'autres variables, la seconde optant pour les densités communales.

Les résultats déconcertants obtenus avec cette première approche nous ont incité à privilégier la seconde. En retenant les seules variables correspondant au modèle standard

de l'économie urbaine, il apparaît que le modèle spatial combinant autocorrélation des résidus et autorégression assure des résultats meilleurs que les ajustements réalisés suivant les MCO et que ceux fondés sur la seule distance au centre. Le passage des estimations avec des MCO à celles avec dépendance spatiale a des effets différents selon les tailles des aires urbaines. Pour les grandes, l'intégration de la dépendance spatiale modifie uniquement les coefficients des facteurs. Pour les communes des petites aires urbaines, ce changement porte également sur la significativité des variables. La variable population de la commune centre comme celle sur le taux d'activité ne le sont plus dans le cadre du modèle SARMA.

Pour les variables elles-mêmes, indépendamment des années 1982 ou 1990, des types de matrices d'interaction retenues et des types d'aires urbaines, certaines d'entre elles apparaissent comme très significatives, comme le niveau d'équipements et de services des communes, l'existence d'aménités naturelles, le coût de transport. Les signes de ces variables sont conformes à ceux attendus. En particulier, on retrouve une baisse des densités, qui s'accroît entre 1982 et 1990, à mesure que les coûts de transport augmentent. L'impact de ces variables sur les densités est également non négligeable.

Des spécificités interviennent cependant selon la taille des aires urbaines. L'impact du niveau des équipements sur les densités est plus significatif pour les communes des grandes aires urbaines que pour les communes des petites aires urbaines. Cette situation est inversée pour l'incidence des aménités naturelles. La taille de population de la commune centre n'apparaît comme structurante que pour les communes des grandes aires urbaines. Le revenu moyen des ménages *a contrario* n'est significatif que dans le cas des communes des petites aires urbaines pour les deux années envisagées.

L'introduction de variables liées à l'emploi dans des modèles SARMA assure là aussi un gain dans la qualité des ajustements produits par rapport au MCO. Par rapport aux estimations n'intégrant que des variables correspondant aux déterminants du modèle standard, ce gain est effectif pour les emplois de distribution pour les deux types d'aires urbaines. Pour les emplois totaux, il ne l'est que pour les communes des petites aires urbaines. L'hypothèse émise d'un impact différencié selon les emplois sur les densités de population semble ne pas être infirmée.

CONCLUSION DE LA SECONDE PARTIE

L'objectif de cette deuxième partie était de soumettre « à l'épreuve des faits » certaines prédictions déduites du modèle standard, du modèle intégrant l'homogénéité et anisotropie de l'espace et des modèles de l'économie géographique intra-urbain. Les tests de ces différents modèles en l'état ne sont en effet pas aisément réalisables, compte tenu de leur niveau d'abstraction, de l'absence de variables correspondant aux déterminants identifiés...

Dans un souci de comparaison et de robustesse des résultats, nous avons opté pour

la modélisation, menée sur plus d'une centaine d'aires urbaines françaises, pour les quatre derniers recensements de la population, 1975, 1982, 1990, 1999.

Le modèle standard considère que, moyennant certaines hypothèses, la distribution de la population dans l'espace suit une forme exponentielle qui décroît à mesure que la distance au centre augmente. Les estimations de cette forme fonctionnelle indiquent des résultats significatifs, en particulier pour les grandes aires urbaines. Ce résultat est relativement surprenant dans la mesure où la littérature insiste davantage sur l'émergence de pôles secondaires au niveau des grandes régions métropolitaines, qui viendraient perturber les ajustements réalisés. Le périmètre que nous avons retenu n'est certainement pas étranger à ce résultat. En outre, cela vient plutôt confirmer le rôle structurant de la ville centre au niveau des aires urbaines françaises, à la différence en particulier des régions métropolitaines nord américaines.

Sur la base de ces estimations réalisées pour grand nombre de villes, le suivi du gradient dans le temps permet d'évaluer l'étalement urbain. En moyenne, celui-ci décroît de 1,5 % entre 1975 et 1999. Son évolution au sein de cet intervalle de temps est cependant plus erratique. On peut également noter la convergence des résultats obtenus, avec les estimations sur les densités et la population cumulée, sur le lien entre taille des aires urbaines en termes de population, densités au centre et niveau d'étalement. Plus la population des aires urbaines est faible, plus les densités moyennes au centre sont peu élevées et plus l'aire urbaine est concentrée avec des gradients de niveaux importants.

L'estimation de cette forme fonctionnelle pour les emplois indique une moindre dispersion de ceux-ci dans l'espace relativement à la population. La segmentation de ces emplois en secteurs ou groupes distincts fait apparaître des spécificités. Les emplois de service aux ménages ou emplois de distribution sont davantage déconcentrés que les autres types d'emplois.

D'autres fonctions ont été également estimées pour les densités de population. Elles offrent de meilleures qualités d'ajustement que la fonction exponentielle négative sur les densités.

Mais l'hypothèse d'homogénéité et d'organisation radiale isotrope des réseaux est peu réaliste au regard de la répartition et des types d'axes de transport dans l'espace. Le modèle présenté, intégrant désormais hétérogénéité et anisotropie, conduit à deux prédictions sur la qualité d'ajustement des fonctions de densité. La confrontation au réel de ces deux conclusions nous a conduits à déterminer des indicateurs plus adaptés pour rendre compte des coûts généralisés de transport. Les distances-réseaux et les distances-temps assurent ainsi des estimations de meilleure qualité que celles issues des distances euclidiennes, pour des périodes, des aires et des périmètres différents. Leur détermination n'est guère aisée et l'utilisation d'une méthode non encore utilisée dans le cadre de l'économie spatiale permet de surmonter en partie cette difficulté. L'estimation de frontières de production inversées autorise la prise en compte de la structure dissymétrique du nuage des aléas et cela dans un grand nombre de villes. Avec cette méthode, le gradient obtenu est plus faible que celui issu des estimations par les MCO. Cette méthode constitue un test positif supplémentaire des prédictions du modèle avec hétérogénéité et anisotropie et offre de nouvelles perspectives de méthodes d'estimation

de fonctions de densité.

Mais les valeurs des variables ne sont pas disposées de manière aléatoire dans l'espace. Les unités d'observation ne sont pas toutes de même taille. Leur distribution obéit à des mécanismes économiques. Il convient alors d'intégrer les éventuelles interactions spatiales entre ces unités. La prise en compte de cette dépendance spatiale est le l'objet de l'économétrie spatiale. Elle en assure une mesure et une intégration dans des modèles appropriés.

Les estimations de fonctions de densité nécessitent de recourir à de tels modèles sous peine de biais dans les coefficients, d'erreurs dans les paramètres et d'estimateurs inefficients. Pour ces dernières, les modèles avec autocorrélation des résidus sont performants. Les résultats obtenus sur une centaine d'aires urbaines françaises diffèrent de ceux obtenus suivant les MCO. Les gradients conservent la même orientation à la baisse mais leur intensité et leur rythme de décroissance, au sein de l'intervalle de temps 1975-1999, sont différents selon les méthodes d'estimation retenues.

Conformément au modèle standard et au modèle de l'économie géographique intra-urbain, d'autres facteurs que la seule distance au centre interviennent dans les choix de localisation des ménages et des firmes et dans les configurations urbaines qui en résultent. L'introduction, dans des modèles avec autocorrélation des résidus et autorégression de variables telles que les revenus, les coût de transport, les aménités naturelles, les équipements des communes, la structure des ménages assurent des gains en termes d'ajustements statistiques mais aussi de compréhension des mécanismes à l'oeuvre. L'intégration de variables relatives aux emplois, en particulier des emplois de distribution, contribue à améliorer la qualité des ajustements. En outre, elle n'infirme pas l'hypothèse d'interactions différenciées selon les types d'emplois avec la population.

CONCLUSION GENERALE

L'objectif de notre thèse était d'analyser les configurations urbaines et leur étalement.

Nous avons retenu pour ce faire deux cadres théoriques qui autorisent leur intelligibilité. Ils privilégient tous les deux une approche micro-économique pour expliquer les choix de localisation des ménages et des firmes. Le modèle standard de l'économie urbaine identifie des déterminants dans le choix de localisation des ménages. Ces facteurs sont relatifs aux revenus, aux coûts de transport, à des caractéristiques démographiques des ménages. A ces variables « classiques », il convient d'ajouter la répartition spatiale des aménités qui remet en cause une approche fondée sur l'isotropie de l'espace.

Sur la base de ces variables, ce modèle dérive également une distribution de la population en fonction de la distance au centre. Moyennant des hypothèses qui ont évolué dans le temps selon les auteurs, il est possible de montrer que la densité de population décline de manière exponentielle à mesure que la distance au centre augmente.

Mais ce modèle souffre de limites qui ont principalement trait à ces hypothèses. Il suppose, entre autres, un réseau de transport homogène ou radial isotrope par rapport au centre. Or, les réseaux au niveau des aires urbaines apparaissent comme fortement différenciés avec des infrastructures à forte capacité et vitesse élevée à côté d'axes plus restreints à vitesse réduite. Leur distribution dans l'espace se caractérise également par de profondes disparités. Les premiers sont significativement moins nombreux que les seconds. Dès lors, cette hétérogénéité et cette anisotropie remettent en cause le

caractère univoque de la relation entre distance et densité. Pour une même distance au centre, les coûts de transport selon les réseaux de transport ne sont alors plus identiques. A partir du modèle théorique développé, deux prédictions concernant la qualité des estimations ont été déduites.

Le modèle standard de l'économie urbaine considère également comme exogène la localisation des firmes au niveau du centre dans le cas de l'explication de la localisation des ménages. L'économie géographique -deuxième cadre théorique-, dans son analyse intra-urbaine, remet en cause cette hypothèse et s'interroge sur les conditions du développement de l'agglomération entendue au sens large. Dans ce cadre, les déterminants micro-économiques des choix de localisation de ménages restent similaires. Les firmes comme les ménages bénéficient d'interactions en étant localisés à proximité mais subissent également les effets de la concurrence pour l'occupation du sol. En outre, toutes les agglomérations ne connaissent pas un développement similaire. Les économies d'agglomération sont une fonction croissante de la taille de la ville. Les choix des ménages et des firmes et les configurations urbaines qui en résultent sont alors soumis à des forces d'agglomération et de dispersion qui opèrent de manière différenciée.

Nous avons donc entrepris de soumettre à « l'épreuve des faits » différentes prédictions de ces modèles. La méthode retenue pour atteindre cet objectif est celle de la modélisation. Au regard de méthodes simples, fondées sur le suivi des indicateurs d'étalement, de revenu, de coûts de transport, etc., elle se présente comme plus stimulante, permettant d'intégrer simultanément différentes variables pour en évaluer l'impact. Le faible nombre des travaux sur les espaces urbains français nous a convaincu de la nécessité de pallier cette rareté. Enfin, souhaitant dépasser les aléas de l'observation monographique, même modélisée mais limitée dans le temps, nous avons opté pour un effectif important d'aires urbaines françaises (123 aires) sur les quatre derniers recensements de la population (1975, 1982, 1990, 1999).

Une première série d'estimations a donc porté sur la répartition de la population dans l'espace de ces aires urbaines. La distance au centre comme déterminant micro-économique de la localisation des ménages est apparue comme prépondérante. En outre, les estimations de la fonction exponentielle négative ont montré des résultats non négligeables en termes d'ajustement. D'autres fonctions ont été également testées et offrent pour certaines d'entre elles des estimations de qualité supérieure à celle de la fonction exponentielle négative. La prédiction du modèle standard de l'économie urbaine sur la répartition des densités dans l'espace serait alors infirmée.

Mais nous avons entrepris, dans le cadre de ces estimations de fonctions de densité, d'explorer deux pistes de recherche non encore parcourues. La première vise à substituer aux distances euclidiennes des distances plus à même de rendre compte des coûts de déplacements. Comme le modèle théorique le laissait présager, des distances-temps et des distances-réseaux offrent des ajustements significativement meilleurs de la fonction exponentielle négative dans un contexte d'hétérogénéité et d'anisotropie des réseaux de transport.

Cette qualité accrue s'est vérifiée non seulement pour l'aire urbaine de Lyon mais également sur différents périmètres et d'autres aires urbaines de la région Rhône-Alpes.

Tel a été le cas également, dans le temps, pour l'aire urbaine de Lyon en 1990 mais aussi en 1975, date pour laquelle nous avons réussi, moyennant des informations sur le développement des réseaux de transport, à estimer de manière satisfaisante la répartition de la population dans l'espace avec une fonction exponentielle négative.

Sur la base de ces estimations, il apparaît que l'étalement urbain est davantage lié aux gains de temps générés par le développement des infrastructures qu'à une moindre sensibilité des ménages aux temps de déplacements avec une valeur du temps qui serait alors plus faible.

Mais la construction de distances-réseaux et de distances-temps se heurte à sa faisabilité compte tenu des données qu'elle exige et du travail qu'elle nécessite. Pour pallier cette difficulté et soumettre le modèle théorique à un test supplémentaire, nous avons développé une nouvelle méthode d'estimation : les frontières de production inversées appliquées aux densités. Cette méthode intègre de manière structurelle la forme dissymétrique du nuage des points des densités communales suivant la distance euclidienne au centre. Comme pour les distances-réseaux et les distances-temps, cette méthode offre des résultats significatifs sur plusieurs aires urbaines.

Les estimations retenant la fonction exponentielle négative autorisent une mesure de l'étalement urbain. Le gradient défini comme le taux de variation de la population en fonction de la distance au centre donne une indication sur la pente des densités. Sur les 123 aires urbaines sélectionnées correspondant à 8 242 communes, nous avons montré que ce gradient diminue en moyenne de 1,5 % entre 1975 et 1999, traduisant un étalement urbain. Au sein de cet intervalle de temps, son évolution est cependant plus contrastée. Il a tendance à s'accroître en début de période (1975-1982), puis il diminue au cours des deux périodes suivantes (1982-1990 ; 1990-1999). Cette tendance cache cependant des disparités selon la taille de l'aire urbaine. Au-delà de ces différences d'évolution, les estimations obtenues indiquent que les deux paramètres de la fonction de densité -densité centrale estimée et gradient de densité- apparaissent liés à la taille de l'aire urbaine. Plus celle-ci est peuplée, plus la densité centrale estimée est forte et plus le gradient est faible, ce résultat en « série croisée » rejoignant ainsi celui que l'on obtient en « série chronologique ».

Ces estimations, comme la quasi-totalité de celles produites sur d'autres espaces urbains étrangers n'intègrent cependant pas les phénomènes d'hétérogénéité et de dépendance spatiales. Les valeurs des variables ne sont pas disposées de manière aléatoire dans l'espace. Cette distribution ordonnée renvoie à des mécanismes économiques tels que ceux décrits par le modèle standard de l'économie urbaine sur le choix de localisation des ménages. La prise en compte de l'autocorrélation spatiale a nécessité de mobiliser, en conséquence, des outils idoines comme ceux de l'économétrie spatiale.

A ce niveau, nous avons envisagé également d'autres facteurs explicatifs que la seule distance au centre pour expliquer ces configurations urbaines et leur étalement.

Deux méthodes ont été retenues, l'une fondée sur la détermination d'un indicateur synthétique, retenu ensuite comme variable endogène dans des régressions, l'autre privilégiant les densités communales comme variable endogène.

Dans le cadre de cette première méthode, la détermination de gradients pour plus d'une centaines d'aires urbaines avec des modèles spatiaux autorégressifs et des modèles spatiaux avec autocorrélation des résidus est riche d'enseignement. La prise en compte de la dépendance spatiale ne modifie pas les relations entre taille des aires urbaines et degré d'étalement, ni le sens d'évolution générale des gradients qui restent orientés à la baisse entre 1975 et 1999. En revanche, cette intégration de l'autocorrélation spatiale conduit à des niveaux de gradients et de densités plus faibles, que ceux obtenus sur des estimations classiques fondées sur les moindres carrés ordinaires (MCO). La variation du gradient est également plus faible (-1,3 % entre 1975 et 1999) avec de telles estimations que celle obtenue sur la base d'estimations classiques (-1,5 % entre 1975 et 1999). En outre, au sein de cet intervalle de temps, les variations des gradients en glissement sont là aussi contraires, orientées à la hausse entre 1982 et 1999 avec la dépendance spatiale, et orientées à la baisse sur cette même période avec des estimations classiques.

Sur les facteurs explicatifs autres que celui de la distance au centre, cette méthode conduit à des résultats déconcertants. L'agrégation des communes qui lisse les variations ainsi que la perte de spatialité des variables, réduites dans cette approche à des moyennes par aires urbaines, ne sont certainement pas étrangères à cette situation. Dans un souci de prudence, il nous est apparu préférable de ne pas aller au-delà avec cette méthode fondée sur des variables synthétiques et a-spatiales.

La seconde méthode d'estimation privilégie les densités communales comme variables endogènes. Ayant observé des différences de configurations urbaines selon la taille et retenant l'une des hypothèses de l'économie géographique, nous avons procédé par strates, en distinguant les communes des grandes aires urbaines dont la population totale est supérieure à 150 000 habitants et les communes des petites aires urbaines dont la population est inférieure à 150 000 habitants en 1990. Contraints sur le plan technique par la détermination des matrices d'interaction et par leur manipulation, nous avons dû procéder à un échantillonnage par tirage aléatoire au sein de ces deux strates pour en constituer deux plus restreintes (861 communes dans la première et 771 communes dans la seconde).

Pour chacun de ces deux groupes, nous avons estimé l'impact de variables correspondant aux déterminants des choix de localisation des ménages et des configurations urbaines qui en résultent, identifiés dans le modèle standard de l'économie urbaine. Après une procédure de sélection de modèles spatiaux, nous avons opté pour un modèle spatial combinant autocorrélation et autorégression spatiales (modèle SARMA). Ce choix a été confirmé *a posteriori* par l'estimation d'un modèle spatial autorégressif et d'un modèle spatial avec autocorrélation des résidus pour lesquels ont été calculés, entre autres, des tests sur l'absence de prise en compte de variables autocorrélées dans le premier cas et de variables autorégressives dans le second. Ces estimations ont été réalisées avec deux types de matrices d'interaction, W_1 correspondant à une interaction entre des communes inversement proportionnelle à la distance euclidienne entre les centroïdes, et W_2 , où l'interaction est inversement proportionnelle au carré de la distance euclidienne entre les centroïdes.

De manière générale, il apparaît que les résultats sont significatifs. L'introduction de

variables ayant trait aux déterminants des choix de localisation des ménages dans des modèles spatiaux autorise des gains notables dans la qualité d'ajustement par rapport à deux situations antérieures, gains comparativement aux estimations de fonctions de densité n'intégrant que la distance au centre, gains également par rapport aux estimations réalisées par les MCO.

Comparativement aux estimations classiques, les changements portent davantage sur les coefficients que sur la significativité des variables. Les variables significatives dans les estimations fondées sur les MCO le restent généralement dans les estimations de modèles spatiaux avec la recherche du maximum de vraisemblance, excepté pour certaines d'entre elles, comme le taux d'activité et la population de la commune centre, dans le cas des communes des petites aires urbaines. Mais un grand nombre de variables enregistre en effet plutôt une baisse de leur coefficient, indépendamment des matrices d'interactions et des années sélectionnées.

La grande majorité des facteurs retenus ont des signes conformes à ceux des déterminants théoriques. La tyrannie des distances, même affaiblie entre 1982 et 1990, reste effective avec une diminution des densités à mesure que les coûts de transport augmentent. La présence d'aménités naturelles constitue une force de dispersion non négligeable, supérieure à celle des coûts de transports. *A contrario*, comme attendu, les équipements des communes participent *ceteris paribus* à une croissance des densités. De même, la taille des communes centres, en particulier pour les communes des grandes aires urbaines, génère, *ceteris paribus*, des densités plus fortes.

L'augmentation des densités se trouve renforcée à mesure que le revenu moyen des ménages s'accroît. Cette observation laisse penser que l'élasticité-revenu de la demande de logement serait inférieure à l'élasticité-revenu de la valeur du temps. Plutôt que d'accroître une surface de logement en particulier en périphérie, les ménages privilégieraient une durée de transport moindre, compte tenu d'une valeur du temps croissante avec le revenu.

Des spécificités de ces variables apparaissent également en fonction de la taille des aires urbaines. L'impact des aménités naturelles est significativement supérieur pour les communes des petites aires urbaines par rapport à celle des communes des grandes aires urbaines. *A contrario*, l'incidence positive des équipements urbains sur les densités est moindre pour les premières que pour les secondes.

Dans le temps, certains facteurs comme le coût de transport et les équipements généraux des communes ont un impact décroissant entre 1982 et 1990, aussi bien pour les communes des grandes aires urbaines que pour celles des petites aires urbaines. D'autres paramètres évoluent de manière typique dans le temps selon les aires urbaines. Entre 1982 et 1990, l'incidence des aménités naturelles sur la dispersion des densités tend à se renforcer pour les communes des grandes aires urbaines alors qu'elle décline relativement pour celle des communes des petites aires urbaines.

Comprises jusqu'à présent à partir des seuls déterminants identifiés par le modèle standard de l'économie urbaine, les configurations et leur étalement se doivent d'être analysés comme les résultantes non plus des seuls choix des ménages mais aussi des décisions de localisation des individus et des firmes. En reprenant les développements de

l'économie géographique, nous avons émis l'hypothèse d'impacts spécifiques selon les types d'emplois et selon la taille des aires urbaines. Les économies d'agglomération mais également les profils des rentes foncières ne sont pas les mêmes dans les grandes et dans les petites aires urbaines. Le nombre plus important de ménages et de firmes sur les grandes aires urbaines occasionne en effet des interactions plus nombreuses qui plaident pour l'agglomération de manière cumulative mais qui induit dans le même temps une concurrence accrue pour l'occupation du sol, avec comme conséquence un étalement plus prononcé. Concernant les firmes, l'hypothèse d'une sensibilité identique des firmes aux avantages de la centralité paraît forte et la prise en compte de différences est plus réaliste. Autrement dit, on peut penser que certaines d'entre elles voient dans la dispersion de la population en périphérie une force d'attraction suffisante pour se délocaliser également. Une telle perspective se traduirait en particulier par un impact différencié sur les densités de population selon les emplois.

L'introduction d'une variable liée à l'emploi total dans un modèle spatial autorégressif avec autocorrélation des résidus assure des estimations de meilleure qualité par rapport à celles obtenues avec les MCO, et cela, aussi bien pour les communes des petites aires urbaines que pour les grandes. La densité d'emplois totaux apparaît comme très significative. Son coefficient est faible. En revanche, au regard des estimations fondées sur les seules variables extraites du modèle standard, la qualité d'estimation n'est pas profondément changée, en particulier pour les communes des grandes aires urbaines.

Il en va tout autrement pour les emplois de distribution, relatifs aux services aux ménages. Leur prise en compte assure, là aussi, une qualité d'ajustement accrue, comparativement aux estimations fondées sur les MCO mais également par rapport aux estimations des densités privilégiant les seuls déterminants du modèle standard de l'économie urbaine et, *a fortiori*, sur la seule distance au centre. Non négligeable dans le cas des densités des grandes aires urbaines, cet impact l'est encore plus pour les densités communales des petites aires urbaines. Ce résultat n'indique pas, pour autant, de sens de causalité entre les deux. Des phénomènes d'anticipation des ménages sur les localisations futures des emplois de distribution peuvent intervenir et inversement pour les firmes.

Au cours du premier chapitre de cette recherche, nous avons insisté sur la nécessaire prise en compte des déterminants de localisation des ménages, aux cotés de facteurs propres à la mobilité, pour définir des politiques de lutte contre les effets externes relatifs aux transports.

Compte tenu du fonctionnement des économies et, plus largement, des sociétés contemporaines, l'Etat comme les collectivités territoriales ne peuvent pas fixer *ex cathedra* les configurations urbaines qui leur apparaissent souhaitables. Si l'objectif d'une ville plus dense est retenu, plusieurs propositions peuvent néanmoins être envisagées sur la base des résultats obtenus. La tyrannie des distances, en particulier en termes de temps de déplacement, reste non négligeable. Les faibles élasticités des déplacements par rapport aux coûts fixes des véhicules ou aux coûts variables comme les carburants plaident pour une action sur l'autre composante du coût généralisé de transport. La valeur du temps croissante avec le revenu mais également fonction de certains seuils de temps de parcours constitue une puissante force de concentration. Le moindre développement

des infrastructures à forte capacité générant des gains temps importants peut participer à cet objectif. Sa faisabilité nécessitera au préalable de bien distinguer les usages des infrastructures en fonction de leur objectif pour éviter certains télescopages de flux. De nombreuses infrastructures développées en bordure d'aires urbaines dans un objectif de contournement pour des flux nationaux sont en effet détournées de leur usage premier par le développement de portes et de bretelles d'accès à la ville centre.

La répartition des équipements des communes en termes de services, de commerces, d'infrastructures scolaires ou culturelles constitue également un levier de densification. Les collectivités territoriales peuvent, par l'intermédiaire des plans d'occupation des sols, envisager des usages différents. L'efficacité de ce levier est cependant conditionnée par les structures décisionnelles qui opèrent. Dans le cadre de groupement de communes, il est possible d'envisager un développement concerté de ces équipements et de ces usages de sols. Cette situation ne se vérifie guère à l'échelle des aires urbaines qui ne correspondent à aucune entité décisionnelle et qui dépassent le cadre des communautés de communes, ne regroupant généralement que les entités les plus centrales de ces espaces. Dans un tel cadre, les communes en périphérie sont alors mues par le développement de stratégies non concertées et individuelles.

Le différentiel des aménités en périphérie et au centre peut être, selon le cas, un puissant facteur de densification ou de dédensification. Les aménagements de centres urbains, la rénovation de quartiers au niveau de la ville-centre peuvent constituer une force de concentration. Comparés aux centres des villes nord-américaines, victimes du phénomène « *flight from the blight* », les centres des villes françaises restent plus attractifs. Ce développement suppose cependant que l'élasticité-revenu de la demande des aménités centrales soit supérieure à celle de l'élasticité-revenu de la demande de logement.

Nos travaux connaissent évidemment certaines limites qui appellent un dépassement futur. Nous avons retenu deux types de matrices d'interaction dans les estimations que nous avons produites, W_1 correspondant à une interaction entre des communes inversement proportionnelle à la distance euclidienne entre les centroïdes, et W_2 , où l'interaction est inversement proportionnelle au carré de la distance euclidienne entre les centroïdes. Il serait intéressant d'envisager d'autres types de matrices d'interaction en particulier qui combinent, en les distinguant, les interactions entre les communes d'une même aire urbaine W_a et les interactions entre des communes appartenant à des aires différentes W_i . Les valeurs de cette dernière matrice seraient nulles pour les communes d'une même aire urbaine et égales à l'inverse de la distance entre les communes centres des aires urbaines auxquelles appartiennent les communes. Contraint sur le logiciel Space Stat dans la détermination de ce type de matrice, il conviendrait d'envisager le recours à d'autres types de logiciel.

Nous avons retenu le principe de recherche du maximum de vraisemblance dans des estimations. D'autres méthodes comme les variables instrumentales pourraient être mobilisées pour tester la robustesse des résultats.

Nous n'avons envisagé qu'une partie de la relation population - emplois. Plus précisément nous n'avons évalué que le seul impact des densités d'emplois totaux et de distribution sur la population. Il conviendrait de s'intéresser également à la relation

réciproque, des densités de population sur les densités d'emplois, avec des systèmes d'équations simultanées.

Nous avons raisonné à périmètre constant dans un grand nombre d'estimations en retenant celui du Zonage en Aires Urbaines, déterminé à partir des données du recensement de la population de 1990. Le souci de cohérence, ainsi que l'absence de zonage rétropolé sur des recensements antérieurs nous ont conduits à opter pour ce choix. La perspective de mise à jour du Zonage en Aires Urbaines sur la base des données du recensement de 1999 autorisera l'évaluation de l'incidence de périmètres variables sur les estimations de fonctions de densité pour un effectif important d'aires.

Les informations détaillées sur les ménages et sur les activités issues du recensement de la population de 1999, qui commencent à être diffusées par l'INSEE, permettront aussi de préciser l'évolution de ces impacts.

Nous avons raisonné sur la base de séries croisées sur deux périodes temporelles en intégrant le phénomène d'autocorrélation spatiale. Dès lors que les séries seront plus longues, il conviendra de mettre en oeuvre des outils propres aux données de panels en n'omettant pas l'éventuelle dépendance spatiale.

Nous avons essayé de préciser les niveaux des différentes élasticités (élasticité-revenu de la demande de logement, élasticité-revenu de la valeur du temps) les unes par rapport aux autres, sur la base des résultats obtenus. En raison de l'importance de tels résultats pour la politique d'aménagement et de transport, un effort est à mener sur leur évaluation plus précise même si leur détermination, comme nous l'avons mentionné dans le chapitre III, est loin d'être aisée et se heurte à des problèmes méthodologiques non négligeables.

Plus généralement, il semble qu'une forme de consensus se développe pour privilégier une ville dense et compacte. Au yeux d'un grand nombre, avec un telle configuration plus « ramassée », les effets externes négatifs tels que la congestion, la pollution seraient significativement réduits. La ville dense se présenterait alors comme une « panacée » pour de nombreux problèmes que la « ville reconfigurée et étalée » connaît. Est-ce que le bien fondé d'une telle perspective est assuré ? Est-ce que les problèmes de congestion ne seront pas démultipliés avec une densité plus forte ? Les capacités et l'attractivité des transports collectifs seront-elles suffisantes ? La concurrence pour l'occupation des sols ne va t-elle pas générer une très forte hausse des prix du logement dans ces espaces avec des phénomènes de ségrégation renforcés ? Les fortes densités dans certains quartiers nous rappellent également qu'elles occasionnent des problèmes de sécurité non négligeables. De même, dans la décision, ne conviendrait-il pas de prendre en compte les opportunités induites par ces nouvelles configurations urbaines et leur étalement, comme le développement d'espaces ruraux, longtemps condamnés au déclin, qui bénéficient d'un renouveau démographique et de l'arrivée de nouveaux emplois ? De telles interrogations plaident en tout cas pour une véritable *évaluation* économique en termes de surplus pour les individus, les firmes, l'Etat et les collectivités territoriales de l'occupation de l'espace.

BIBLIOGRAPHIE

- Abdel-Rhaman H., 1988, Product differentiation, monopolistic competition and city size, *Regional Science and Urban Economics*, 18, 69-86.
- Abdel-Rhaman H., Fujita M., 1990, Product variety, marshallian externalities and city size, *Journal of Regional Science*, 30, 165-183.
- Aguilera-Belanger A., Bloy D., Buisson M.-A., Cusset J.-M., Mignot D., 1999, *Localisation des activités et mobilité*. Rapport de synthèse. Contrat DRAST. 321p.
- Allen P., Sanglier M., 1981, A dynamic model of growth in a central place system, *Geographical analysis*, 11, 3, 256-272.
- Alonso W., 1964, *Location and Land Use*, Cambridge, Mass., Harvard University Press, 204p.
- Alperovich G., 1982, Density gradients and the identification of central business district, *Urban Studies*, 19, 313-320.
- Alperovich G., 1985, Urban spatial structure and income: new estimates, *Journal of Urban Economics*, 18, 278-90.
- Alperovich G., 1995, The effectiveness of spline urban density functions: an empirical investigation, *Urban Studies*, 32, 1537-1548.
- Alperovich G., Deutsch J., 1994, Joint estimation of population density functions and the location of the central business district, *Journal of Urban economics*, 36, 239-248.
- Amato P.W., 1969, comparison: population densities, land values and socio-economic class in four american cities, *Land Economics*, 45, 1, 66-73.
- Anas A., 1978, Dynamics of urban residential growth, *Journal of Urban Economics*, 5, 66-87.
- Anas A., Arnott R., Small K., 1998, The spatial urban structure, *Journal of Economics Literature*, XXXVI, 1426-1464.
- Anas A., Arnott R., Small K.A., 2000, The panexponential monocentric model, *Journal of Urban Economics*, 47, 165-179.
- Anas A., Kim I., 1992, Income distribution and residential density gradient, *Journal of Urban Economics*, 31, 164-180.
- Andan, O., Faivre d'Arcier B., Lee Gosselin M., (eds), 2000, *L'avenir des déplacements en ville- The future of urban travel*, Actes du colloque Jacques Cartier Lyon 7-9 décembre 1998, tomes 1 et 2.
- Anderson J.E., 1982, Cubic spline urban density functions, *Journal of Urban Economics*, 12, 55-167.
- Anderson J.E., 1985, The changing structure of a city : temporal changes in cubic spline urban density patterns, *Journal of Regional Science*, 25, 413-425.
- Anselin L., 1988, *Spatial Econometrics: Methods and models*, Kluwer Academic Publishers, 284p.
- Anselin L., 1998, *Space User's Guide*, version, 1.80.
- Anselin L. Florax R., 1995, Small properties of tests for spatial dependence in regression models, in Anselin L., Florax R., (eds), *New Directions in Spatial*

- Econometrics*, Springer, Berlin, 21-74.
- Anselin L., Rey S., 1991, Properties of tests for spatial dependence in linear regression models, *Geographical analysis*, 23, 112-131.
- Arabeyre, A., Péguy. P.-Y., 1997, *Proximité et localisation : le rôle des distances*, Communication au colloque « Proximités et coordination économique ». Lyon, 5-6 mai, 20p.
- Arnott R., 1980, A simple urban growth model with durable housing, *Regional Science and Urban Economics*, 10, 53-76.
- Asabere P.-K., Owusu-Banahene K., 1983, Population density function for Ghanaian (African) cities: an empirical note, *Journal of Urban Economics*, 15, 370-379.
- Auray J.-P., Bailly A., Derycke P.-H., Huriot J.-M., (eds), 1994, *Encyclopédie d'économie spatiale, concepts - comportements - organisation*, Economica, Bibliothèque des Sciences Régionales, 427p.
- Bailly A., Baumont C., Huriot J.-M., Salles A., 1995, *Représenter la ville*, Economica, Geo poche, 112p.
- Bairoch P., 1985, *De Jéricho à Mexico. Villes et économie dans l'Histoire*, Arcades, Gallimard, 2^{ème} édition, 706p.
- Barkley D. L., Henry M. S., Bao S., 1996, Identifying "spread" versus "backwash" effects in Regional Economic Areas: a density functions approach, *Land Economics*, 72, 336-357.
- Barthes R., 1957, *Mythologies*, Editions du Seuil, Points. 248p.
- Baumont C., Combes P.-P., Derycke P.-H., Jayet H., (eds), *Economie Géographique. Les théories à l'épreuve des faits*, Economica, Bibliothèque des Sciences Régionales, 330p.
- Beaucire F., 1995, Urbanisme et développement durable. 1. A 'ville invisible', citadin insaisissable, *Transports Urbains*, 88, 3-4.
- Beckerich C., 2000, *Biens publics et valorisation immobilière*, Thèse de doctorat de sciences économiques, Université Lyon 2, Laboratoire d'Economie des Transports, 290p.
- Beguin H., Thisse J.-F., 1979, An axiomatic approach to geographical space, *Geographical analysis*, 11, 4, 325-341.
- Belsley D., Kuh E., Welsch R., 1980, *Regression diagnostics, identifying influential data and sources of collinearity*, Wiley.
- Bernardet M., 1998, *Les transports en France : repères chiffrés des Comptes des Transports de la Nation*, Economica.
- Berry B., 1967, *Geography of market centers and retail distribution*. Prentice-Hall, Englewood Cliffs.
- Berry B., Simmons, J.W., Tennant, R.J., 1963, Urban population densities: structure and change, *Geographical Review*, 53, 389-405.
- Bessy-Pietri P., Hillal M., Schmitt B., 2000, Recensement de la population 1999. Evolutions contrastées du rural, *INSEE Première*, N°726, 4p.
- Bleicher H., 1892, *Statistische Beschreibung der Stadt Frankfurt am Main und Ihre*

- Bevölkerung*. Frankfurt am Main.
- Boarnet M.G., 1994a, The monocentric model and employment location, *Journal of Urban Economics*, 36, 79-97.
- Boarnet M.G., 1994b, An empirical model of intrametropolitan population and employment growth, *Papers in Regional Science*, 73, 135-152.
- Boiteux C., Huriot J.M., 2000a, *Modéliser la suburbanisation, succès et limites de la micro-économie urbaine*. XXXVI^{ème} colloque de l'ASRDLF « Développement régional, économie du savoir, nouvelles technologies de l'information et de la communication », Crans-Montana (Suisse), 6-9 septembre, 23p.
- Boiteux C., Huriot J.M., 2000b, *U.S. suburbanization history in light of Theory*, Canadian Regional Science Association 2000th Meetings June 2-4, 39p.
- Bonnafous A., Puel H., 1983, *Physionomies de la ville*, Les Editions ouvrières, 165p.
- Bonnafous A., 1992, Transports et environnement. Comment valoriser les effets externes ? *Economie et Statistique*, 258-259, 121-128.
- Bonnafous A., 1989, *Le siècle des ténèbres de l'économie*, Economica, 184p.
- Bonnafous A., Tabourin E., 1996, *Le modèle d'Alonso-Bussière revisité*, Communication aux « journées de Chamonix » des 8 et 9 janvier 1996, 15p.
- Brueckner J.K., 1982, A note on sufficient conditions for negative exponential population densities, *Journal of Regional Science*, 22, 353-59.
- Brueckner J.K., 1986, A switching regression method analysis of urban population densities, *Journal of Urban Economics*, 19, 174-189.
- Brueckner J.K., 1999, Urban growth models with durable housing, in Huriot J.-M., Thisse J.-F., *Economics of cities*, New York, Cambridge University Press.
- Brueckner J.K., Fansler D.A., 1983, The economics of urban sprawl: theory and evidence on the spatial size of cities, *Review of Economics and Statistics*, 65, 479-82.
- Brueckner J.K., Thisse J.-F., Zénou Y., 1999, Why is central Paris rich and downtown Detroit poor? An amenity-based theory, *European Economic Review*, 43, 91-107.
- Brush J.E., 1968, Spatial pattern of populations in Indian cities, *Geographical Review*, 58, 362-391.
- Buisson M.A., 1999, De la métropole d'équilibre à la métropole en réseau in Lacour C., Puissant S., (eds), *La métropolisation. Croissance, diversité, fractures*, Anthropos, collection Villes, 115-152.
- Bussière R. 1972, *Modèle de localisation résidentielle*, Annales du centre de Recherche et d'Urbanisme. 162p.
- Camagni R., 1992, *Principes et modèles de l'économie urbaine*, Economica, Bibliothèque de Science Régionale. 382p.
- Campion A. G., 1992, Urban and regional demographics trends in developed world, *Urban Studies*, 29, 3/4, 461-482.
- Carliner G., 1973, Income elasticity of housing demand, *Review of Economics and Statistics*, 52, 528-532.
- Carlino G.A., 1985, Declining productivity and the growth of rural regions : a test of alternative explanations, *Journal of Urban Economics*, 18, 11-27.

- Carlino G.A, Mills E.S., 1987, The determinants of county growth, *Journal of Regional Science*, 27, 39-54.
- Cevero R. 1989, *American's suburban centers: the land use – transportation link*. Unwin Hyman, Boston, 232p.
- Cevero R., 1997, Subcentering and commuting: evidence from the San Francisco bay area, 1980-1990, working paper UCTC n°331.
- Clark C., 1951, Urban Population Densities, *Journal of The Royal Statistical Society*, 114, 490-494.
- Clark C., 1968, *Population growth and land use*, New York, St Martin Press.
- Clark D. E., Murphy C. A. , 1996, Countywide employment and population growth : an analysis of the 1980s, *Journal of Regional Science*, 36, 235-256.
- Cliff A., Ord J., 1973, *Spatial autocorrelation*, Pion, Londres.
- Cliff A., Ord J., 1981, *Spatial processes, Models and Applications*, Pion, Londres.
- Commissariat Général du Plan, 1994, *Transports : pour un meilleur choix des investissements*. Groupe présidé par M. Boiteux, Documentation française, 132p.
- Commission Européenne, 1995, *Vers une tarification équitable et efficace dans les transports. (Livre vert)*, Bruxelles, Com 95-691.
- Cooke T., 1978, Causality reconsidered: a note, *Journal of Urban Economics*, 5, 538-542.
- Couch J.D., 1978, Employment density functions: a theory for E.S. Mills Conundra. *Journal of regional science*, 18, 2, 293-301.
- Crampton G.R., 1991, Residential density in London - any role left for the exponential density gradient ?, *Environment and planning A*, 23, 1007-1024.
- DeBorger B., 1979, Urban population density functions: Some Belgian evidence, *Annals of Regional Science*, 13, 15-24.
- Debreu G., 1951, The coefficient of resource utilization, *Econometrica*, 273-292
- Deitz R., 1998, A joint model of residential and employment location in urban areas, *Journal of Urban Economics*, 44, 197-215.
- Derycke P.-H., 1999, *Les densités urbaines. Une revue de la littérature*, Communication au colloque ASRDLF, Hyères, 1-3 sept. 1999.
- Derycke P.-H., 1982, *Economie et Planification urbaine*, Tome 2, PUF, 412p.
- Derycke P.-H., Huriot J.-M., Pumain D., (eds), 1996, *Penser la ville. Théories et modèles*. Anthropos, collection Villes, 335p.
- Diamond D.B., 1980, Income and residential location: Muth revisited, *Urban Studies*, 17, 1-12.
- Dick H. W., Rimmer P. J., 1998, Beyond the third world city: the new urban geography of south-east Asia, *Urban Studies* Vol. 35, 12, 2303-2321.
- Dixit A., Stiglitz J.E., 1977, Monopolistic competition and optimum product diversity, *American economic review*, 67, 297-308.
- Dockès P., 1969, *L'espace dans la pensée économique du XVI^{eme} au XVIII^{eme} siècle*, Flammarion.

- Dron D., Cohen de Lara M., 2000, *Pour une politique soutenable des transports*, Rapport au Ministère de l'Environnement, Cellule de prospective et stratégie, La documentation Française, collection rapport officiel, 413p.
- Dunphy R.T., 1982, Defining regional employment centers in an urban area, *Transportation Research Record*, 861, 13-15.
- Dupuy G., 1995, *Les territoires de l'automobile*, Anthropos, Paris.
- Duranton G., 1997, La nouvelle économie géographique : agglomération et dispersion, *Economie et Prévision*, 131, 1-24.
- Dynarski M., 1986, Household formation and suburbanization, 1970-1980, *Journal of Urban Economics*, 19, 71-87.
- Eco U., 1997, *Pastiches et postiches*, Havas poche, Bibliothèque 10/18, 193p.
- Edmonston B., 1975, *Population distribution in American cities*. Lexington Books.
- Edmonston B., Goldberg M.A., Mercer J., 1985, Urban form in Canada and United States : an examination of urban density gradient, *Urban Studies*, 22, 209-217.
- Edmonston B., Guterbock, T.M., 1984, Is suburbanization slowing down ? Recent trends in population deconcentration in Canada, 1941-1976, *Social Forces*, 62, 905-925.
- Eldridge N., 1984, Melbourne: Population density ; distance ; the relationship, *Journal of Urban Economics*, 15, 310-316.
- Farrell M.J., 1957, The Measurement of Productive Efficiency, *Journal of The Royal Statistical Society Series A, General*, 120, (3), 253-281.
- Feyerabend P., 1979, *Contre la méthode*, Seuil.
- Florax R., Rey S., 1995, The impacts of misspecified spatial interaction of linear regression models, in Anselin L., Florax R., *New Directions in spatial Econometrics*, Springer, Berlin, 111-135.
- Fouchier V., 1997, *Les densités urbaines et le développement durable. Le cas de l'île de France et des villes nouvelles*. Edition du SGVN, 212p.
- Frankena M., 1978, A bias in estimating urban population density functions, *Journal of Urban Economics*, 5, 33-45.
- Frankhauser P., 1998, La formalisation fractale des tissus urbaines, *Cahiers de Géographie du Québec*, 42, 117, 379-398.
- Fujita M., 1988, A monopolistic competition model of spatial agglomeration: a differentiated product approach, *Regional Science and Urban Economics*, 18, 87-124.
- Fujita M., 1988, A Monopolistic Competition Model of Spatial Agglomeration, *Regional Science and Urban Economics*, 18, 87-124.
- Fujita M., 1989, *Urban economic theory*, New-York, Cambridge University Press, 366p.
- Fujita M., 1990, Spatial Interactions and Agglomeration in Urban Economies, in : Chatterji M., Kuenne R.E., (eds), *New Frontiers in Regional Science*, Londres, MacMillan, 184-221.
- Fujita M., Krugman P., 1995, When is the Economy Monocentric? Von Thünen and Chamberlin Unified, *Regional Science and Urban Economics*, 25, 505-528.

-
- Fujita M., Ogawa H., 1982, Multiple equilibria and structural transition of non-monocentric configurations, *Regional Science and Urban Economics*, 12, 161-196.
- Fujita M., Thisse J.-F., 1997, Economie géographique, problèmes anciens et nouvelles perspectives, *Annales d'économie et de statistique*, 45, 37-87.
- Fujita M., Thisse J.-F., Zenou Y., 1997, On the Endogenous Formation of Secondary Employment Centers in a City, *Journal of Urban Economics*, 41, 337-357.
- Fujita M., Thisse J.-F., 1997, Economie géographique, problèmes anciens et nouvelles perspectives, *Annales d'Economie et Statistique*, 45, 37-88.
- Geary R., 1954, The contiguity ratio and statistical mapping, *The incorporated statistician*, 5, 115-145.
- Gibson L., 2000, *The changing urban landscape: edge cities, exurbs, lone eagles, and gated communities*, Canadian Regional Science Association 2000th Meetings June 2-4.
- Giuliano G., Small K.A., 1991, Subcenters in the Los Angeles region, *Regional Science and Urban Economics*, 21, 163-182.
- Glikman N., 1979, *The growth and the management of the Japanese urban system*. New York, Academic press.
- Goffette-Nagot F., 1994, *Analyse microéconomique de la périurbanisation : un modèle de localisation résidentielle*, Document de recherche n°43 serie thèse, Economie et sociologie rurale, INRA, 427p.
- Goffette-Nagot F., 1998, *Croissance et configurations des aires urbaines*, Papier présenté aux 5^{èmes} journées " Méthodes et théories en sciences régionales ", Les Diablerets (Suisse), 8-10 janvier 1998.
- Goffette-Nagot F., 1999, Urban spread beyond the city edge *in* : Huriot J.-M., Thisse, J.F. *Economics of Cities*, New York, Cambridge University Press.
- Goffette-Nagot F., Reginster I., 2000, Urban environmental quality and residential location, ASRDLF « Développement régional, économie du savoir, nouvelles technologies de l'information et de la communication », Crans-Montana 6-9 septembre.
- Goffette-Nagot F., Schmitt B., 1999, Agglomeration economies and spatial configurations in rural areas, *Environment and Planning A*, 31, 1239-1257.
- Goffette-Nagot F., Thomas I., Zenou Y., 1999, Structure urbaines et revenus des menages *in* Baumont, P.-P., Combes, P.- P., Derycke, P.-H., Jayet, H., (Eds) *Economie géographique. Les théories à l'épreuve des faits*. Paris. Economica. 38p.
- Grafmeyer Y., 1994, *Sociologie urbaine*, Nathan Université, 128p.
- Greene D., 1980, Recent trends in urban spatial structure, *Growth and Change*, 10, 29-40.
- Greene, W.H., 1993, The Econometric Approach to Efficiency Analysis in Fried, H.O., Lovell, C.A., Schmidt S.S. (Eds.) *The Measurement of Productive Efficiency. Techniques and Applications*. Oxford. 68-119. 426p.
- Greene, W.H., 1997, *Econometric analysis*, Prentice Hall, London,

- Guest A. M., 1972, Urban history, population densities and higher status residential location, *Economic geography*, 48, 4, 375-387.
- Guest A. M., 1973, Urban Growth and population densities, *Demography*, 10, 1, 53-69.
- Guillain R., Huriot J.-M., 2000, Les externalités d'informations, mythe ou réalité ? in Baumont C., Combes P.-P., Derycke P.-H., Jayet H. (eds), *Economie géographique. Les théories à l'épreuve des faits*, Economica, Bibliothèque de Science Régionale, 330p.
- Hall P., 1997, The future of the metropolis and its form, *Regional Studies*, 31, 211-220.
- Harrison D. Jr, Kain J.- F, 1974, cumulative urban growth and urban density functions, *Journal of Urban Economics*, 1, 1, 61-99
- Hataya N., 1996, Expanding urban sprawl: growth of low income settlements in Bogota, Colombia, *The developing Economies*, XXXIV, 4, 497-519.
- Haurin D.R., 1980, Urban residential density and income, *Journal of Urban Economics*, 8, 213-21.
- Heikkila E., Gordon P., Kim J.I., Peiser R.B., Richardson H.W., Dale-Johnson D. 1989, What happened to the CBD-distance gradient ? : land values in a polycentric city, *Environment and Planning*, A, 21, 2, 221-232.
- Helpman E., 1995, The size of regions, Working paper 14-95, the Foerder Institute for Economic Research, Tel-Aviv, 22p.
- Henry M.S., Barkley D. L., Bao S., 1997, The hinterland's stake in metropolitan growth: evidence from selected Southern regions, *Journal of Regional Science*, 37, 479-501.
- Henry M.S., Schmitt B., Kristensen K., Barkley D. L., Bao S., 2000, Extending Carlino-Mills models to examine urban size and growth impacts on proximate rural areas, *Growth and Change*.
- Houdebine M. Schneider J.-L., 1997, Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises. *Document de travail G9720*. INSEE. 44p.
- Hoyt H., 1939, The structure and growth of residential neighborhoods in American cities, Washington, US Government printing office.
- Huriot J.M., 1994, *Von Thünen : économie et espace*, Economica.
- Huriot J.-M., Perreur J., 1990, Distances, espaces et représentations, une revue, *Revue d'économie régionale et urbaine*, 2, 197-237.
- IAURIF, 1998, *La cartographie du bruit*, Conseil Régional Ile-de-France, Préfecture de la Région Ile-de-France.
- INSEE, 1998, *Tableaux de l'Economie Française 1997-98*, INSEE.
- INSEE, 1999, *Tableaux de l'Economie Française 1998-99*, INSEE.
- Imai M., 1982, CBD hypothesis and economies of agglomeration, *Journal of Economic theory*, 28, 275-299.
- Ingram G. K., Carroll A., 1981, The spatial structure of Latin American Cities. *Journal of Urban Economics*, 9, 257-273.
- INSEE, 1997, Les zonages en Rhône-Alpes. *Les dossiers de l'INSEE* n°121, nov., 73p.
- Jayet H., 1993, *Analyse spatiale quantitative, une introduction*. Economica, Bibliothèque

- des Sciences Regionales, 202p.
- Jayet H., Puig J.-P., Thisse J.-J., 1996, Enjeux économique de l'organisation du territoire, *Revue d'Economie Politique*, 106, 127-158.
- Jayet H., 1999, *Réflexions sur la polarisation dans la métropole lilloise*. Rapport au Ministère de l'Équipement, Direction Régionale de l'Équipement Nord Pas de Calais et Plan Urbain, 114p.
- Jayet H., Hillal M. Paty S., Piguet V. (1999), Économétrie spatiale, Séance méthodologique de l'École-chercheur « Économie spatiale et régionale - applications à l'agriculture, l'agro-alimentaire et l'espace rural », INRA, Le Croisic, 8-10 décembre.
- Jayet H., Péguy P.-Y., 2000, *Densités urbaines, distances et coûts d'accès au centre*, Colloque ASRDLF « Développement régional, économie du savoir, nouvelles technologies de l'information et de la communication », Crans-Montana (Suisse), 6-9 septembre, 23p.
- Johnson S.R., Kau J.B., 1980, Urban spatial structure: an analysis with a varying coefficient model, *Journal of Urban Economics*, 7, 141-54.
- Jordan S., Ross J.P., Usowski K.G., 1998, U.S. suburbanization in the 1980s, *Regional Science and Urban Economics*, 28, 611-627.
- Kau J.B., Lee C.F., 1976, Functional form, density gradient and price elasticity of demand for housing, *Urban Studies*, 13, 193-200.
- Kau J.B., Sirmans C.F., 1979, Urban land value functions and the price elasticity of demand for housing, *Journal of Urban Economics*, 6, 112-21.
- Kelejian H., Robinson D.P., 1992, Spatial autocorrélation: a new computationally simple test with an application to per capita county policy expenditures, *Regional Sciences and Urban Economics*, 22, 317-331.
- Kenworthy J., Laube F., 1999, A Global review of energy use in urban transport systems and its implications for urban transport and land-use policy, *Transportation Quarterly*, 53, 4, 23-48
- Kemper P., Schmenner R., 1974, The density gradient for manufacturing industry, *Journal of Urban Economics*, 1, 410-427.
- Kilbridge M.D., O'Block R.P., Teplitz P.V., 1970, *Urban analysis*, Boston, Harvard University Press
- Klassen J., Paelinck J.H.P., 1979, *Spatial Econometrics*, Saxe House, Farnborough.
- Krugman P., 1991, Increasing returns and economic geography, *Journal of Political Economy*, 99, 483-499.
- Kuhn T.S., 1982, *La structure des révolutions scientifiques*, Flammarion.
- Künzli N., Kaiser R., Medina S., Studnicka M., Chanel O., Filliger P., Herry M., Horak F., Puybonnieux-Textier V., Quenel P., Schneider J., Seethaler R., Vergnaud J.C., Sommer H., Public-health impact of outdoor and traffic-related air pollution: a European assessment, *The Lancet*, 356, 795-801.
- Lacour C., Puissant S., (eds), *La métropolisation. Croissance, diversité, fractures*, Anthropos, collection Villes, 190p.
- Latham R. Yeates, M., 1970, Population density in metropolitan Toronto, *Geographical*

- analysis*, 2, 177-185.
- Le Gallo J., *Econométrie spatiale*, Working paper LATEC, n°2000-05. 45p.
- Le Jeannic T., 1996, Une nouvelle approche territoriale de ville, *Economie et Statistique*, 307, pp.21-42
- Le Jeannic T., Vidalenc J., 1997, Pôles urbains et périurbanisation. Le Zonage en Aires Urbaines, *INSEE Première*, avril, n°517 4p.
- LeRoy S., Sonstelie J., 1983, Paradise Lost and regained: transportation innovation, income and residential location, *Journal of Urban Economics*, 13, 67-89.
- Macauley M.K., 1985, Estimation and recent behavior of urban population and employment density gradients, *Journal of Urban Economics*, 18, 251-260.
- Madre J.-L., Maffre J., 1997, La mobilité des résidents français. Panorama général et évolution, *RTS*, n°56, juillet-septembre, 9-25.
- Margo R. A., 1992, Explaining the Postwar suburbanization of the population in United States : the role of income. *Journal of Urban Economics*, 31, 301-310.
- Masson S., Péguy P.-Y., 1998, *Modèles de simulation de la croissance urbaine et du système de transport. Application à la région de Lyon (France)*, World Conference of Transport Research (WCTR), Anvers, 12-17 juillet, 26p.
- McDonald J.F., 1987, The identification of urban employment subcenters, *Journal of Urban Economics*, 21, 242-258.
- McDonald J.F., 1989, Econometric studies of urban population density: a survey, *Journal of Urban Economics*, 26, 361-385.
- McDonald J.F., McMillen D.P., 1990, Employment subcenters and land values in a polycentric urban areas : the case of Chicago, *Environment and Planning A*, 22, 1561-1574.
- McDonald J.F., Owen A., 1986, Smoothing with split linear fits, *Technometrics*, 28, 195-208.
- McDonald J.F., Prather P.J. 1994, Suburban employment centers: the case of Chicago, *Urban Studies*, 31, 201-218.
- McMillen D.P., 1994, Vintage growth and population density: an empirical investigation, *Journal of Urban Economics*, 36, 333-352.
- McMillen D.P., Jarmin, R., Thorsnes, P., 1992, Selection Bias and Land Development in the Monocentric Model, *Journal of Urban Economics*, 31, 273-284.
- McMillen D.P., McDonald J.F., 1998, Suburban Subcenters and Employment Density in Metropolitan Chicago, *Journal of Urban Economics*, 43, 157-180.
- Mieszkowski P., Smith B., 1991, Analyzing urban decentralization. The case of Houston, *Regional Science and Urban Economics*, 21, 183-199.
- Mieszowski P., Mills. E. S., 1993, The cause of metropolitan suburbanization, *Journal of Economic Perspectives*, 7 (3), 135-147.
- Mignot D., Péguy P.-Y., 1999, *Localisations « révélées » et localisations « déclarées » des activités motrices*, XXXV^{ème} Colloque de l'Association de Science Régionale de Langue Française « Innovation et économie régionale » Hyères, 1-3 septembre, 23p.
- Mills E.S., 1967, An aggregative model of resource allocation in metropolitan area,

-
- American Economic Review*, Papers and Proceeding, May, 197-210.
- Mills E.S., 1970, Urban density functions. *Urban Studies*, 7, 5-20.
- Mills E.S., 1972, *Studies in the structure of the urban economy*, Baltimore, John Hopkins.
- Mills E.S., 1992, The measurement and determinants of suburbanization, *Journal of Urban Economics*, 32, 377-387.
- Mills E.S., Otha J., 1976, Urbanization and urban problems in P. Rosovsky, *Asia's new giant: how the Japanese economy works*, Washington, Brooking institution.
- Mills E.S., Price R., 1984, Metropolitan suburbanization and central city problems, *Journal of Urban Economics*, 15, 1-17.
- Mills E.S., Song B.N., 1979, *Korea's urbanization and urban problems 1945-1975*, Cambridge, Harvard University Press.
- Mills E.S., Tan J., 1980, A comparison of urban population density functions in developed and developing countries, *Urban Studies*, 17, 313-21.
- Moran P., 1948, The interpretation of Statistical maps, *Journal of the Royal Statistical society B*, n°10, 243-251.
- Muth R. F., 1969, *Cities and housing: the spatial pattern of urban residential land use*, Chicago, University of Chicago Press.
- Newling B.F., 1966, Urban growth and spatial structure: mathematical models and empirical structure, *Geographical Review*, 56, 213-225
- Nicot, B., 1996, Une mesure de l'étalement urbain en France, 1982-1990, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 1, 71-98.
- Ogawa H., Fujita M., 1989, Nonmonocentric urban configurations in two dimensional space, *Environment and planning A*, 21, 363-374.
- Ogawa H., Fujita M., 1980, Equilibrium Land Use Patterns in a Non-monocentric City, *Journal of Regional Science*, 20, 455-475.
- Ota M., Fujita M., 1993, Communication Technologies and Spatial Organization of Multi-unit Firms in Metropolitan Areas, *Regional Science and Urban Economics*, 23, 695-726.
- Orfeuil J.P., 1997, Qui paye quoi pour aller où ? La mobilité dans la ville éclatée, *La jaune et la rouge*, mars, 25-28.
- Orfeuil J.P., 1999, La mobilité, révélatrice du nomadisme ou volonté d'ancrage, in *Villes du XXI^{ème} siècle, entre villes et métropoles : rupture ou continuité*, Spector T. et Theys J. (eds) Synthèse du colloque de La Rochelle, 19-21 oct. 1998, p.100-116.
- Ottensmann J.R., 1977, Urban sprawl, land values and the density of development, *Land Economics*, 53,4, 389-400.
- Papageorgiou Y.Y., 1973, The impact of the environment upon the spatial distribution of population and land values, *Economic Geography*, 49, 251-56.
- Papageorgiou Y.Y., 1976, Urban spatial analysis: 1. Spatial consumer behaviour, *Environment and Planning A*, 8, 423-42.
- Papageorgiou Y.Y., Pines D., 1989, The exponential density function: first principles, comparative statics and empirical evidence, *Journal of Urban Economics*, 26,

264-268.

- Parr J.B., 1985, A population density approach to regional spatial structure, *Urban Studies*, 22, 289-303.
- Parr J.B., Jones C., 1983, City size distributions and urban density functions: some interrelationships, *Journal of Regional Science*, 23, 3, 283-307.
- Parr J.B., O'Neill G. J., 1989, Aspects of the lognormal function in the analysis of regional population distribution, *Environment and Planning A*, 21, 961-973.
- Patier D., Routhier J.L, Ségalou E., 2000, *Diagnostic du transport de marchandises dans une agglomération*, Ministère de l'Équipement, des Transports et du Logement, DRAST, 85p.
- Péguy. P.-Y., B. Schéou, B., 1998, *Le modèle de localisation résidentielle de René Bussièrre*, Colloque de l'ASRDLF sur le thème « Régions villes et développement ». Puebla (Mexique), 3-5 septembre. 28p.
- Péguy P.-Y., 1999a, *Croissance des aires urbaines et fonctions exponentielles négatives*, communication au colloque « variations théoriques sur l'espace urbain et l'espace rural », LATEC, Dijon, 8 janvier. 30p.
- Péguy P.-Y., 1999b, *Configurations des aires urbaines*, communication au Séminaire d'Études et de Statistiques Appliquées à la Modélisation en Economie (SESAME), Le Creuset, St-Etienne, 8-10 sept. 25p.
- Péguy P.-Y, 2000a, *Configurations des aires urbaines françaises de 1975 à 1999 : des mesures et facteurs explicatifs*, Communication au séminaire de micro-économie urbaine, Paris, Ecole des Ponts et Chaussées, 23 mars 2000, 18p.
- Péguy P.-Y, 2000, *Evolution des aires urbaines : une analyse en termes d'économétrie spatiale*. Séminaire d'Études et de Statistiques Appliquées à la Modélisation en Economie (SESAME), LATEC. Dijon, 14-15 septembre. 23p.
- Péguy, P.-Y, Goffette-Nagot, F., Schmitt, B., 2000, L'étalement urbain , *in* Baumont, P.-P., Combes, P.- P., Derycke, P.-H., Jayet, H., (Eds) *Economie géographique. Les théories à l'épreuve des faits*. Paris. Economica. 38p.
- Picard P., 1994, *Éléments de microéconomie, Théories et applications*, Montchrestien, 4eme édition, 581p.
- Ponsard C., (eds), 1988, *Analyse économique spatiale*, PUF, 452p.
- Popper K., 1973, *La logique de la découverte scientifique*, Bibliothèque Scientifique Payot, 480p.
- Pumain D., Saint-Julien T., Sanders L., 1987, Applications of dynamic urban model, *Geographical analysis*, 19, 2.
- Pumain D., Sanders L., Saint-Julien T., 1989, *Villes et auto-organisation*, Economica, 191p.
- Quinet E., 1998, *Principes d'économie des transports*, Economica, 419p.
- Ricardo D., 1817, *Principes de l'économie politique et de l'impôt*, traduction française 1992, Flammarion.
- Riefler R.F., 1989, Chinese urban location patterns, *Regional Science Perspectives*, 19, 1, 25-39.

-
- Schéou B., 1998, L'estimation de la population totale au niveau communal : utilisation d'une fonction de densité exponentielle négative, *Espace géographique*, 4, 301-316.
- Schéou B., Tabourin E., 1998, *Les impacts des grandes infrastructures de transport sur la localisation des ménages de la région lyonnaise*, World Conference of Transport Research (WCTR), Anvers, 12-17 juillet, 19p.
- Schmitt B., 1996, Avantages comparatifs, dynamique de population et d'emploi dans les espaces ruraux, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 96(2), 363-382.
- Schmitt B., 1999, *L'espace rural : de la difficulté d'une définition conceptuelle à la nécessité d'une délimitation statistique*, communication au colloque « variations théoriques sur l'espace urbain et l'espace rural », LATEC, Dijon, 8 janvier. 14pp.
- Schmitt B., Henry M., Pigué V., 1999, *Spatial econometric models for simultaneous systems: comparison of some models for selected regions in France*, Ecole chercheur « Economie spatiale et régionale. Applications à l'agriculture, à l'agro-alimentaire et à l'espace rural », Le Croisic (Loire Atlantique), 8-10 décembre 1999, 21p.
- Schmitt B., 2000, Economic geography and contemporary rural dynamics: an empirical test on some French regions, *Regional Studies*, 33(8), 697-711.
- Schmitt B., Henry M.S., 2000, Size and growth of employment centers in French labor market areas: consequences for rural population and employment, *Regional Science and Urban Economics*, 30, 1-21.
- Segonne C, 1998, *Comportement de choix d'itinéraires. Le cas des automobilistes marseillais confrontés au péage urbain de financement*, Thèse de doctorat de Sciences économiques, mention économie des transports, LET. 249p.
- Skaburkis A., 1989, Inversions in urban density gradients: a brief look at the Vancouver metropolitan area's density profile, *Urban Studies*, 26, 397-401.
- Small K.A., Song S., 1994, Population and employment densities : structure and change, *Journal of Urban economics*, 36, 292-313.
- Société Française de Santé Publique, *La pollution atmosphérique d'origine automobile et la santé publique. Bilan de 15 ans de recherche internationale*. Collection santé et Société N°4, mai, 251p.
- Solow R.M., 1972, Congestion, density and land use in transportation, *Swedish Journal of Economics*, 74, 161-173.
- Solow R.M., Vickrey W.S., 1971, Land use in long narrow city, *Journal of Economic Theory*, 430-447.
- Song S., 1994, Modeling worker residence distribution in the Los Angeles Region, *Urban Studies*, 31, 9, 1533-1544.
- Starret D., 1978, Market allocation of location choice in a model with free mobility, *Journal of Economic Theory*, 17, 21-37.
- Steen R.C., 1986, Nonubiquitous transportation and urban density gradients, *Journal of Urban Economics*, 20, 97-106.
- Steinnes D. N., 1977, Causality and intraurban location, *Journal of Urban Economics*, 4, 69-79.
- Steinnes D. N., 1982, Do " people follow jobs " or " do jobs follow people " ? : a causality

- issue in urban economics, *Urban Studies*, 19, 187-192.
- Steinnes D. N., Fisher W. D., 1974, An econometric model of intraurban location, *Journal of Regional Science*, 14, 65-80.
- Stewart J., 1947, Suggested principles of social physics, *Science*, 106, 179-180.
- Tabourin E., 1998, *Le modèle QUIQUIN actualisé à l'horizon 2005 sur l'agglomération lyonnaise*, LET, 92p.
- Tabourin E., Andan O., Routhier J.-L., 1995, *Les formes de la croissance urbaine. Le modèle de René Bussière appliqué à l'agglomération lyonnaise*. Rapport de Recherche PIR VILLES, 311p.
- Tabucki T., 1998, Urban agglomeration and dispersion : a synthesis of Alonso and Krugman, *Journal of Urban Economics*, 44, 333-351.
- Thurston. L., Yezer A., 1994, Causality in suburbanization of population and employment, *Journal of Urban Economics*, 35, 105-118
- Toutain J.-C., 1967, Les transports en France de 1830 à 1965. *Economie et Société*, septembre-octobre, p1-300
- Upton G., Fingleton B., 1985, *Spatial Data analysis by example*, Willey, New-York.
- USAP, 1992, *Comportement des automobilistes en matière de choix d'itinéraires*, 74 p.
- Villeneuve P., Vandersmissen M.-H., Thériault M., 2000, *Comparing self-reported and computed trip lengths*, Canadian Regional Science Association 2000 meetings, june 2-4, Toronto.
- Wang F., Zhou Y., 1999, Modeling urban population densities in Beijing 1982-90 : suburbanization and its causes, *Urban Studies*, 36, 271-187.
- Webber M.M., 1995, *L'urbain sans lieu ni bornes*, Préface, annotations de F. Choay, Editions de l'Aube, 123p.
- Wheaton, W.C., 1974, A comparative static analysis of urban spatial structure, *Journal of Economic Theory*, 9, 223-237.
- Wilson A. G., 1970, *Entropy in urban and regional modelling*. Londres. Pion. 166p.
- Wingo L., 1961, *Transportation and urban land – Resources for the future*, John Hopkins, 132p.
- Wu F., 1998, The new structure of building provision and the transformation of the landscape in metropolitan Guangzhou, China, *Urban Studies*, 35, 259-283.
- Yacovissi W., Kern C.R., 1995, Location and history as determinants of urban residential density, *Journal of Urban Economics*, 38, 207-230.
- Young D., Deng H., 1998, Urbanisation, agriculture and industrialisation in China, 1952-91, *Urban Studies*, 35, 1439-1455.
- Zheng X.P., 1991, Metropolitan spatial structure and its determinants: a case-study of Tokyo, *Urban Studies*, 28, 87-104.
- Zielinski K, 1979, Experimental analysis of eleven models of urban population density, *Environment and Planning A*, 11, 629-641.
- Zoller H.G., 1988, L'espace résidentiel et le prix du logement, in Ponsard C., (eds), *Analyse économique spatiale*, PUF, 59-92.

ANNEXES

ANNEXE I LISTE DES AIRES URBAINES EN 1990

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

Numéro	Nom des aires urbaines	Nombre de communes de l'aire urbaine
001	PARIS	1174
002	LYON	239
003	MARSEILLE-AIX-EN-PROVENCE	67
004	LILLE	118
005	BORDEAUX	149
006	TOULOUSE	255
007	NANTES	65
008	NICE	72
009	STRASBOURG	128
010	GRENOBLE	101
011	ROUEN	142
012	TOULON	25
013	RENNES	105
014	NANCY	163
015	MONTPELLIER	74
016	VALENCIENNES	90
017	TOURS	66
018	GRASSE-CANNES-ANTIBES	30
019	CLERMONT-FERRAND	99
020	SAINT-ETIENNE	34
021	LENS	40
022	CAEN	204
023	ORLEANS	68
024	DIJON	163
025	HAVRE	61
026	ANGERS	66
027	BETHUNE	70
028	MULHOUSE	63
029	BREST	38
030	REIMS	119
031	DUNKERQUE	54
032	MANS	66
033	METZ	129
034	LIMOGES	53
035	AMIENS	120
036	DOUAI	49
037	AVIGNON	21
038	BESANCON	186
039	PERPIGNAN	33
040	NIMES	34
041	BAYONNE	34
042	PAU	91

Numéro	Nom des aires urbaines	Nombre de communes de l'aire urbaine
043	GENEVE(CH)-ANNEMASSE	102
044	LORIENT	24
045	MONTBELIARD	126
046	THIONVILLE	46
047	POITIERS	56
048	TROYES	109
049	ANNECY	58
050	SAINT-NAZAIRE	19
051	VALENCE	35
052	ANGOULEME	59
053	ROCHELLE	35
054	BOURGES	49
055	BOULOGNE-SUR-MER	30
056	MAUBEUGE	42
057	CHAMBERY	39
058	CHALON-SUR-SAONE	67
059	FORBACH	23
060	CHERBOURG	37
061	HAGONDANGE-BRIEY	27
062	CHARTRES	52
063	MELUN	16
064	CALAIS	22
065	NIORT	43
066	BEZIERS	21
067	SAINT-BRIEUC	18
068	COLMAR	36
069	ARRAS	76
070	BLOIS	52
071	TARBES	79
072	ROANNE	37
073	SAINT-QUENTIN	79
074	CREIL	20
075	VANNES	23
076	BELFORT	60
077	CHARLEVILLE-MEZIERES	68
078	SAINT-OMER	64
079	NEVERS	33
080	QUIMPER	13
081	EVREUX	65
082	BEAUVAIS	74
083	LAVAL	26
084	COMPIEGNE	41

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

Numéro	Nom des aires urbaines	Nombre de communes de l'aire urbaine
085	ROCHE-SUR-YON	21
086	SAINT-CHAMOND	16
087	CHATEAUROUX	24
088	BOURG-EN-BRESSE	40
089	PERIGUEUX	37
090	ALES	27
091	MACON	47
092	AGEN	36
093	BRIVE-LA-GAILLARDE	25
094	ALBI	32
095	EPINAL	45
096	CHALONS-SUR-MARNE	44
097	BALE(CH)-SAINT-LOUIS	86
098	AUXERRE	41
099	AJACCIO	23
100	CARCASSONNE	40
101	MONTLUCON	22
102	FREJUS	3
103	VICHY	24
104	MARTIGUES	3
105	CHOLET	8
106	MONTAUBAN	14
107	MENTON-MONACO	10
108	NARBONNE	13
109	DIEPPE	46
110	DREUX	30
111	MEAUX	9
112	SETE	4
113	THONON-LES-BAINS	23
114	SOISSONS	53
115	ELBEUF	23
116	VILLEFRANCHE-SUR-SAONE	18
117	MONTARGIS	23
118	ALENCON	47
119	CAMBRAI	28
120	RODEZ	19
121	PUY-EN-VELAY	28
122	ROMANS-SUR-ISERE	18
123	ARMENTIERES	7
124	CHATELLERAULT	18
125	SAINT-MALO	9
126	CASTRES	12

Numéro	Nom des aires urbaines	Nombre de communes de l'aire urbaine
127	MOULINS	22
128	SAINT-DIZIER	28
129	BASTIA	10
130	ARLES	2
131	AURILLAC	23
132	MONTELMAR	19
133	VIENNE	14
134	MONTCEAU-LES-MINES	9
135	SENS	29
136	BERGERAC	26
137	LANNION	17
138	MONT-DE-MARSAN	28
139	LAON	60
140	ROCHEFORT	18
141	ARCACHON	4
142	SAINTE	25
143	DAX	21
144	SALON-DE-PROVENCE	3
145	CREUSOT	10
146	LONGWY	14
147	SAINT-JUST-SAINT-RAMBERT	7
148	COGNAC	25
149	SAUMUR	16
150	VESOUL	64
151	LONS-LE-SAUNIER	59
152	VIERZON	12
153	LISIEUX	38
154	SARREGUEMINES	20
155	DOLE	32
156	CARPENTRAS	3
157	CIOTAT	3
158	HAGUENAU	11
159	DRAGUIGNAN	5
160	OYONNAX	22
161	GAP	15
162	SABLES-D'OLONNE	6
163	SAINT-LO	26
164	VOIRON	8
165	ANNONAY	21
166	EPERNAY	14
167	CLUSES	10
168	MORLAIX	10

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

Numéro	Nom des aires urbaines	Nombre de communes de l'aire urbaine
169	BOURGOIN-JALLIEU	12
170	AIX-LES-BAINS	10
171	VERNON	16
172	ROYAN	9
173	FONTAINEBLEAU	5
174	ISTRES	1
175	ROUSSILLON	12
176	CAVAILLON	6
177	CHAUMONT	22
178	SAINT-DIE	21
179	AUCH	28
180	CAHORS	30
181	DINAN	17
182	VERDUN	24
183	FLERS	18
184	VITRY-LE-FRANCOIS	47
185	ABBEVILLE	17
186	BAR-LE-DUC	28
187	THANN-CERNAY	14
188	SEDAN	13
189	LIBOURNE	8
190	MANOSQUE	7
191	ALBERTVILLE	15
192	TULLE	17
193	VILLENEUVE-SUR-LOT	4
194	VENDOME	22
195	FECAMP	14
196	MONTEREAU-FAUT-YONNE	10
197	SALLANCHES	4
198	ORANGE	2
199	MARMANDE	13
200	BEAUNE	19
201	GUEBWILLER	13
202	SAINT-AVOLD	6
203	FOUGERES	5
204	CHATEAU-THIERRY	19
205	AUBENAS	16
206	MAZAMET	9
207	SARREBOURG	30
208	LUNEVILLE	14
209	MERVILLE	6
210	MIRAMAS	2

Numéro	Nom des aires urbaines	Nombre de communes de l'aire urbaine
211	AUTUN	17
212	EU	15
213	ETAMPES	3
214	GRANVILLE	12
215	ETAPLES	10
216	TERGNIER	12
217	PONT-A-MOUSSON	13
218	BAYEUX	29
219	TOUL	8
220	MILLAU	7
221	RIOM	4
222	GUERET	18
223	ROMORANTIN-LANTHENAY	9
224	CONCARNEAU	2
225	PONTARLIER	12
226	FONTENAY-LE-COMTE	14
227	BEUCAIRE	2
228	GUINGAMP	11
229	DINARD	8
230	NOYON	23
231	CHATEAUDUN	17
232	ROMILLY-SUR-SEINE	11
233	THOUARS	13
234	ARGENTAN	22
235	REDON	8
236	VIRE	19
237	GIEN	6
238	CHAMPAGNE-SUR-SEINE	6
239	BERCK	9
240	CHAUNY	15
241	LOUVIERS	7
242	LOURDES	30
243	ISSOIRE	26
244	MONTBRISON	10
245	NEMOURS	10
246	THIERS	8
247	CHATEAUBRIANT	7
248	REMIREMONT	5
249	DIGNE-LES-BAINS	16
250	DECAZEVILLE	8
251	PAMIRS	9
252	MAYENNE	11

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

Numéro	Nom des aires urbaines	Nombre de communes de l'aire urbaine
253	COULOMMIERS	5
254	SAINT-GAUDENS	23
255	AULNOYE-AYMERIES	6
256	BAGNOLS-SUR-CEZE	3
257	LUNEL	2
258	HAZEBROUCK	1
259	PRIVAS	14
260	PROVINS	13
261	AMBOISE	10
262	BARENTIN	3
263	OLORON-SAINTE-MARIE	17
264	DOUARNENEZ	4
265	SAINT-AMAND-LES-EAUX	3
266	SABLE-SUR-SARTHE	12
267	PONTIVY	5
268	ESCH-SUR-ALZETTE(L)-VILLERUPT	
269	TROUVILLE-SUR-MER	13
270	CREUTZWALD	4
271	WERVICK(B)-COMINES	3
272	CLERMONT	6
273	FOIX	20
274	PARTHENAY	6
275	PONT-AUDEMER	17
276	SAINT-GILLES-CROIX-DE-VIE	5
277	SAINT-AMAND-MONTROND	14
278	VITRE	6
279	CHATEAU-GONTIER	9
280	FOURMIES	2
281	SAVERNE	12
282	BERNAY	17
283	FLECHE	6
284	BRESSUIRE	1
285	NOGENT-LE-ROU	12
286	AIGLE	12
287	AGDE	1
288	CARMAUX	5
289	TOURNON-SUR-RHONE	4
290	BAILLEUL	3
291	PITHIVIERS	13
292	ANCENIS	7
293	SELESTAT	2
294	GRAY	25

Numéro	Nom des aires urbaines	Nombre de communes de l'aire urbaine
295	QUIMPERLE	5
296	BRIGNOLES	5
297	ISSOUDUN	5
298	APT	6
299	BOLBEC	3
300	AVRANCHES	11
301	YVETOT	8
302	VAL-DE-REUIL	3
303	BRIANCON	7
304	COUTANCES	14
305	PERTUIS	1
306	ISLE-SUR-LA-SORGUE	1
307	CASTELNAUDARY	12
308	LANDERNEAU	2
309	FERTE-BERNARD	11
310	LANGRES	25
311	BONNEVILLE	3
312	GRAULHET	6
313	LUXEUIL-LES-BAINS	9
314	MENDE	10
315	AMBERIEU-EN-BUGEY	5
316	SENLIS	1
317	RETHEL	17
318	VILLEFRANCHE-DE-ROUERGUE	5
319	HERBIERS	2
320	AURAY	2
321	CAUDRY	2
322	SARLAT-LA-CANEDA	8
323	CHALLANS	1
324	SAINT-CLAUDE	7
325	BISCHWILLER	2
326	CHAMPAGNOLE	17
327	CLISSON	4
328	COSNE-COURS-SUR-LOIRE	3
329	SAINTE-MAXIME	2
330	USSEL	10
331	BRESSE	4
332	BELLEGARDE-SUR-VALSERINE	4
333	SAINT-JUNIEN	3
334	LOUHANS	9
335	PIERRELATTE	2
336	TOUR-DU-PIN	5

Numéro	Nom des aires urbaines	Nombre de communes de l'aire urbaine
337	NIEDERBRONN-LES-BAINS	3
338	AVALLON	15
339	JOIGNY	8
340	FIGEAC	11
341	RUMILLY	5
342	TARARE	4
343	PERONNE	11
344	LOCHES	8
345	ORTHEZ	5
346	MERU	1
347	SAINT-JEAN-DE-MAURIENNE	8
348	SAINT-MARCELLIN	4
349	LOUDEAC	3
350	GAILLON	4
351	CHAMONIX-MONT-BLANC	2
352	FOS-SUR-MER	1
353	LAMBALLE	3
354	IRUN(E)-HENDAYE	1
355	LILLEBONNE	3
356	LANGON	6
357	OBERNAI	2
358	WISSEMBOURG	6
359	NOTRE-DAME-DE-GRAVENCHON	1
360	MOLSHEIM	2
361	SAINT-TROPEZ	2

Les numéros des aires urbaines sont fonction de la population de l'aire en 1990.

ANNEXE II POPULATION DES AIRES URBAINES SELECTIONNEES EN 1975, 1982, 1990 ET 1999

Numér aires urbain	Nom des aires urbain	PSDC 1975	PSDC 1982	PSDC 1990	PSDC 1999	PSDC 82 / PSDC 75	PSDC 90 / PSDC 82	PSDC 99 / PSDC 90	Taux de croiss. annuel moyen 82/75	Taux de croiss. annuel moyen 82/75	Taux de croissance annuel moyen 82/75
1	PARIS	9 548	9 735	10 291	10 551	2,0%	5,7%	2,5%	0,3%	0,7%	0,3%

Numé- aires urbain	Nom des aires urbain	PSDC 1975	PSDC 1982	PSDC 1990	PSDC 1999	PSDC 82 / PSDC 75	PSDC 90 / PSDC 82	PSDC 99 / PSDC 90	Taux de croiss. annuel moyen 82/75	Taux de croiss. annuel moyen 82/75	Taux de croissance annuel moyen 82/75
		653	214	851	945						
2	LYON	1 364 947	1 412 716	1 507 356	1 597 770	3,5%	6,7%	6,0%	0,5%	0,8%	0,6%
3	MARSEILLE LEZ-AIX-EN-PROVENCE	1 214 024	1 338 000	1 381 685	1 397 662	4,1%	0,9%	3,9%	0,6%	0,1%	0,4%
4	LILLE	1 039 359	1 050 828	1 078 467	1 107 615	1,1%	2,6%	2,7%	0,2%	0,3%	0,3%
5	BORDEAUX	761 161	830 676	881 466	917 501	6,5%	9,0%	6,1%	0,9%	1,1%	0,7%
6	TOULOUSE	697 535	797 107	917 373	917 516	7,3%	14,4%	15,1%	1,0%	1,7%	1,6%
7	NANTES	530 854	566 750	610 207	672 962	6,8%	7,7%	10,3%	0,9%	0,9%	1,1%
8	NICE	475 772	499 298	539 287	555 727	4,9%	8,0%	3,0%	0,7%	1,0%	0,3%
9	STRASBOURG	492 246	518 434	556 789	556 829	4,1%	5,4%	7,3%	0,6%	0,7%	0,8%
10	GRENOBLE	454 101	477 115	504 219	504 745	3,7%	5,1%	5,8%	0,5%	0,6%	0,6%
11	ROUEN	443 479	446 057	459 143	470 167	0,6%	2,9%	2,4%	0,1%	0,4%	0,3%
12	TOULON	389 159	424 275	455 353	477 717	9,0%	7,3%	4,9%	1,2%	0,9%	0,5%
13	RENNES	350 092	389 007	427 812	483 309	11,1%	10,0%	13,0%	1,5%	1,2%	1,4%
14	NANCY	375 264	384 210	392 540	396 263	2,4%	2,2%	0,9%	0,3%	0,3%	0,1%
15	MONTPELLIER	319 042	377 219	445 413	445 729	15,6%	18,2%	18,1%	2,1%	2,1%	1,9%
16	VALENCIENNES	381 128	369 745	368 454	368 244	-3,4%	-3,2%	-0,3%	-0,5%	-0,4%	0,0%
17	TOURS	300 991	325 097	346 808	368 392	8,0%	6,7%	6,2%	1,1%	0,8%	0,7%
19	CLERMONT-FERRAND	340 562	351 999	351 637	351 905	4,9%	2,9%	3,3%	0,7%	0,4%	0,4%
20	SAINT-ETIENNE	332 057	330 301	307 539	307 601	-4,3%	-0,5%	-6,9%	-0,6%	-0,1%	-0,8%
21	LENS	336 879	332 095	329 110	325 590	-1,4%	-0,9%	-1,1%	-0,2%	-0,1%	-0,1%

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

Numé- aires urbain	Nom des aires urbain	PSDC 1975	PSDC 1982	PSDC 1990	PSDC 1999	PSDC 82 / PSDC 75	PSDC 90 / PSDC 82	PSDC 99 / PSDC 90	Taux de croiss. annuel moyen 82/75	Taux de croiss. annuel moyen 82/75	Taux de croissance annuel moyen 82/75
22	CAEN	276 311	298 477	324 001	345 899	8,0%	8,6%	6,8%	1,1%	1,0%	0,7%
23	ORLÉANS	257 160	271 429	300 354	324 799	9,8%	10,7%	8,1%	1,3%	1,3%	0,9%
24	DIJON	265 634	278 272	298 984	312 089	4,8%	7,4%	4,4%	0,7%	0,9%	0,5%
25	HAVRE	292 305	288 948	293 164	290 474	-1,1%	1,5%	-0,9%	-0,2%	0,2%	-0,1%
26	ANGERS	239 475	262 907	286 300	309 296	9,8%	8,9%	8,0%	1,3%	1,1%	0,9%

Numé- aires urbain	Nom des aires urbain (suite)	PSDC 1975	PSDC 1982	PSDC 1990	PSDC 1999	PSDC 82 / PSDC 75	PSDC 90 / PSDC 82	PSDC 99 / PSDC 90	Taux de croiss. annuel moyen 82/75	Taux de croiss. annuel moyen 82/75	Taux de croissance annuel moyen 82/75
27	BETHUNE	210 210	265 675	267 711	266 870	-1,7%	0,8%	-0,3%	-0,2%	0,1%	0,0%
28	MULHOUSE	225 225	259 061	265 360	274 904	2,3%	2,4%	3,6%	0,3%	0,3%	0,4%
29	BREST	246 907	257 419	264 844	274 701	4,3%	2,9%	3,7%	0,6%	0,4%	0,4%
30	REIMS	236 917	248 780	262 496	272 614	5,0%	5,5%	3,9%	0,7%	0,7%	0,4%
31	DUNKERQUE	243 566	262 130	262 424	263 110	7,6%	0,1%	0,3%	1,1%	0,0%	0,0%
32	MANS	243 568	253 273	260 652	268 518	4,0%	2,9%	3,0%	0,6%	0,4%	0,3%
33	METZ	231 927	245 337	257 564	269 539	5,8%	5,0%	4,6%	0,8%	0,6%	0,5%
34	LIMOGES	229 080	221 048	225 373	231 436	5,7%	2,0%	2,7%	0,8%	0,2%	0,3%
35	AMIENS	200 098	208 744	214 928	220 361	4,3%	3,0%	2,5%	0,6%	0,4%	0,3%
36	DOUAI	221 803	215 330	213 920	208 786	-2,9%	-0,7%	-2,4%	-0,4%	-0,1%	-0,3%
37	AVIGNON	174 430	189 103	201 218	212 323	8,4%	6,4%	5,5%	1,2%	0,8%	0,6%
38	BESANCON	161 216	187 163	199 610	212 793	3,9%	6,7%	6,6%	0,5%	0,8%	0,7%
39	PERPIGNAN	158 818	182 095	194 487	204 436	14,7%	6,8%	5,1%	2,0%	0,8%	0,6%
40	NIMES	162 013	173 553	194 412	209 292	7,1%	12,0%	7,7%	1,0%	1,4%	0,8%
41	BAYONNE	165 588	177 379	192 240	206 729	7,1%	8,4%	7,5%	1,0%	1,0%	0,8%
42	PAU	161 689	174 367	185 460	194 372	7,8%	6,4%	4,8%	1,1%	0,8%	0,5%
43	GENEVE (CH)-ANNEMASSE	166 886	173 781	183 038	207 047	13,2%	20,3%	11,9%	1,8%	2,3%	1,3%
44	LORIENT	164 264	173 207	183 859	186 123	5,4%	6,1%	1,2%	0,8%	0,7%	0,1%
45	MONTBELLARD	190 886	192 077	182 226	178 627	0,6%	-5,1%	-2,0%	0,1%	-0,7%	-0,2%
46	THIONVILLE	195 195	181	176	175	-7,3%	-2,9%	-0,3%	-1,1%	-0,4%	0,0%

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

Numé- aires urbain	Nom des aires urbain (suite)	PSDC 1975	PSDC 1982	PSDC 1990	PSDC 1999	PSDC 82 / PSDC 75	PSDC 90 / PSDC 82	PSDC 99 / PSDC 90	Taux de croiss. annuel moyen 82/75	Taux de croiss. annuel moyen 82/75	Taux de croissance annuel moyen 82/75
		974	623	390	913						
47	POITIER	85 824	159 275	170 163	187 730	9,2%	6,8%	10,3%	1,3%	0,8%	1,1%
48	TROYE	58 070	163 199	164 517	168 204	3,2%	0,8%	2,2%	0,5%	0,1%	0,2%
49	ANNECY	28 388	141 892	161 604	179 702	10,5%	13,9%	11,2%	1,4%	1,6%	1,2%
50	SAINT-NAZAIRE	52 335	152 501	155 082	160 885	4,9%	1,7%	3,7%	0,7%	0,2%	0,4%
51	VALENC	33 377	143 229	151 803	159 580	7,4%	6,0%	5,1%	1,0%	0,7%	0,6%

Numé- aires urbain	Nom des aires urbain (suite)	PSDC 1975	PSDC 1982	PSDC 1990	PSDC 1999	PSDC 82 / PSDC 75	PSDC 90 / PSDC 82	PSDC 99 / PSDC 90	Taux de croiss. annuel moyen 82/75	Taux de croiss. annuel moyen 82/75	Taux de croissance annuel moyen 82/75
52	ANGOULÊME	814	139 543	143 040	144 987	5,9%	2,5%	1,4%	0,8%	0,3%	0,2%
53	ROCHELLE	824	137 593	141 261	156 746	6,8%	2,7%	11,0%	0,9%	0,3%	1,2%
54	BOURGES	913	119 919	124 865	123 046	5,3%	4,1%	-1,5%	0,7%	0,5%	-0,2%
55	BOULOGNE-SUR-MER	966	123 681	123 349	126 617	0,6%	-0,3%	2,6%	0,1%	0,0%	0,3%
56	MAUBEUGE	074	123 185	121 017	116 893	0,9%	-1,8%	-3,4%	0,1%	-0,2%	-0,4%
57	CHAMBRAY	003	108 170	117 013	128 735	8,2%	8,2%	10,0%	1,1%	1,0%	1,1%
58	CHALONSUR-SAONE	931	116 115	116 874	118 243	4,8%	3,3%	1,2%	0,7%	0,4%	0,1%
60	CHERBOURG	0639	103 221	114 680	113 055	7,1%	11,1%	-1,4%	1,0%	1,3%	-0,2%
61	HAGONDANGE-BRIEY	201	114 536	113 005	113 526	-10,1%	-6,2%	-0,4%	-1,5%	-0,8%	0,0%
62	CHARTRES	8372	101 800	112 877	116 719	10,2%	10,9%	3,4%	1,4%	1,3%	0,4%
63	MELUN	90 120	98 879	112 653	115 657	9,7%	13,9%	2,7%	1,3%	1,6%	0,3%
64	CALAIS	108 069	109 915	112 063	115 537	1,7%	2,0%	3,1%	0,2%	0,2%	0,3%
65	NIORT	99 789	106 473	111 574	114 397	6,7%	4,8%	2,5%	0,9%	0,6%	0,3%
66	BEZIERS	811 324	109 054	111 389	115 416	-2,0%	2,1%	3,6%	-0,3%	0,3%	0,4%
67	SAINT-BRIEUC	028	107 044	109 716	113 382	6,0%	2,5%	3,3%	0,8%	0,3%	0,4%
68	COLMAR	04 301	106 256	109 653	116 274	1,9%	3,2%	6,0%	0,3%	0,4%	0,7%
69	ARRAS	103 935	107 055	109 452	110 848	3,0%	2,2%	1,3%	0,4%	0,3%	0,1%
70	BLOIS	92 309	99 311	107 401	111 548	7,6%	8,1%	3,9%	1,0%	1,0%	0,4%
71	TARBES	801 369	104 878	103 813	103 850	3,5%	-1,0%	0,0%	0,5%	-0,1%	0,0%
72	ROANNE	06	106	103	100	0,1%	-2,7%	-2,6%	0,0%	-0,3%	-0,3%

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

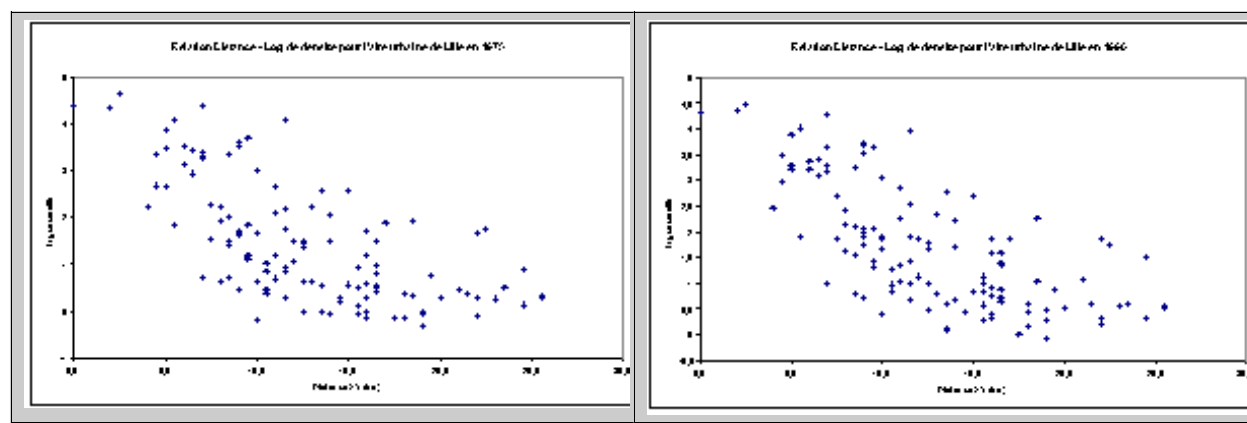
Numé- aires urbain	Nom des aires urbain (suite)	PSDC 1975	PSDC 1982	PSDC 1990	PSDC 1999	PSDC 82 / PSDC 75	PSDC 90 / PSDC 82	PSDC 99 / PSDC 90	Taux de croiss. annuel moyen 82/75	Taux de croiss. annuel moyen 82/75	Taux de croissance annuel moyen 82/75
		390	457	531	814						
73	SAINT-QUENTIN	784	104 293	103 256	100 879	-1,4%	-1,0%	-2,3%	-0,2%	-0,1%	-0,3%
74	CREIL	88 794	95 837	98 810	99 001	7,9%	3,1%	0,2%	1,1%	0,4%	0,0%
75	VANNE	82 822	84 257	95 729	109 891	15,7%	13,6%	14,8%	2,1%	1,6%	1,5%
76	BELFORT	90 380	92 620	94 978	97 721	2,5%	2,5%	2,9%	0,4%	0,3%	0,3%
77	CHARLEVILLE-MEZIERES	94 871	92 717	93 977	93 112	0,4%	1,8%	-0,9%	0,1%	0,2%	-0,1%

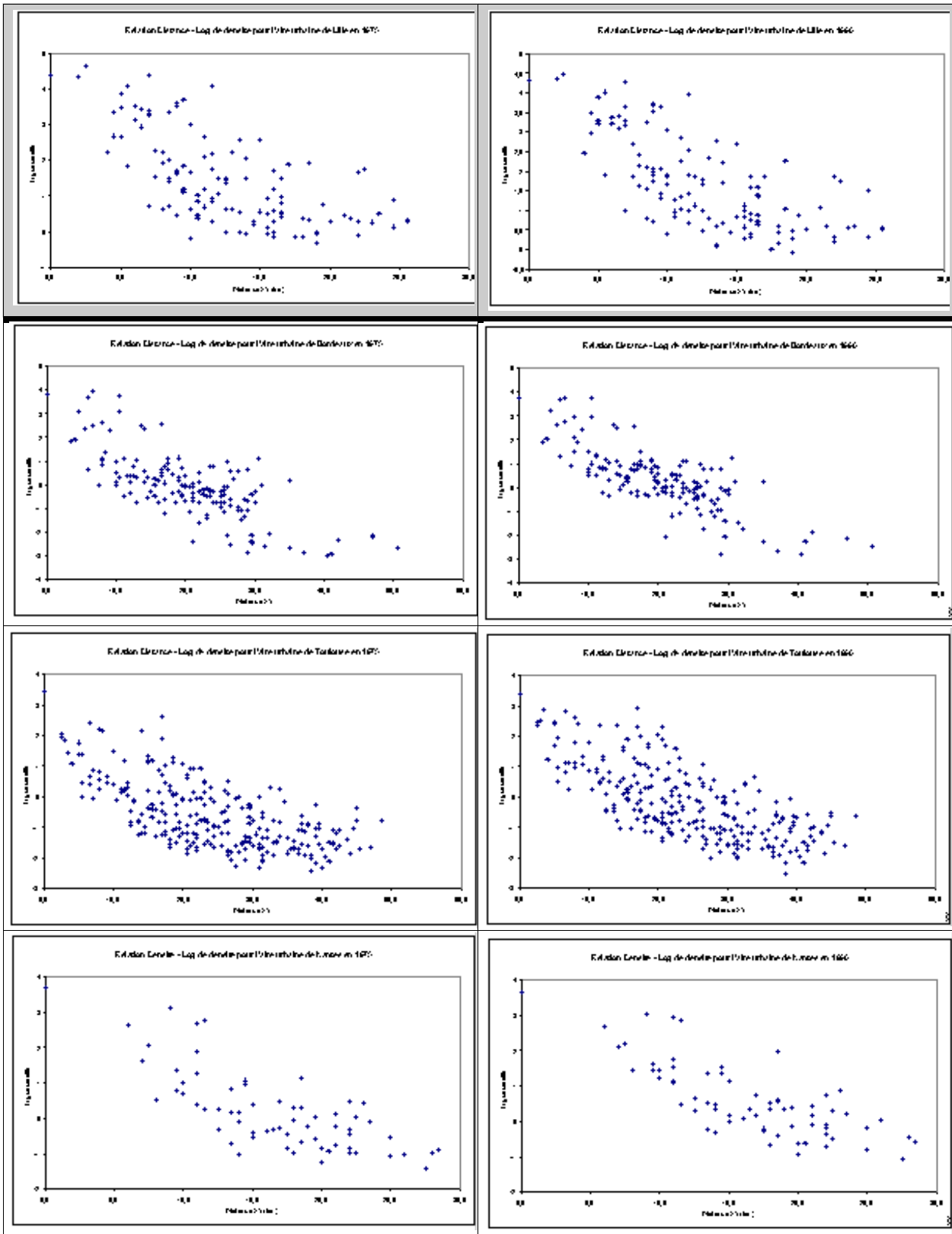
Numé- aires urbain	Nom des aires urbain (suite)	PSDC 1975	PSDC 1982	PSDC 1990	PSDC 1999	PSDC 82 / PSDC 75	PSDC 90 / PSDC 82	PSDC 99 / PSDC 90	Taux de croiss. annuel moyen 82/75	Taux de croiss. annuel moyen 82/75	Taux de croissance annuel moyen 82/75
78	SAINT-OMER	81 609	89 062	93 142	96 125	5,9%	4,6%	3,2%	0,8%	0,6%	0,4%
79	NEVER	89 360	91 154	92 679	91 514	2,0%	1,7%	-1,3%	0,3%	0,2%	-0,1%
80	QUIMPE	78 549	84 385	90 480	94 810	10,2%	7,2%	4,8%	1,4%	0,9%	0,5%
81	EVREUX	73 642	79 621	90 264	94 237	8,1%	13,4%	4,4%	1,1%	1,6%	0,5%
82	BEAUVAIS	85 064	84 275	89 766	93 215	2,7%	6,5%	3,8%	0,4%	0,8%	0,4%
83	LAVAL	77 539	84 329	89 729	94 036	8,8%	6,4%	4,8%	1,2%	0,8%	0,5%
84	COMPIEGNE	73 953	80 419	87 143	90 338	9,3%	8,4%	3,7%	1,3%	1,0%	0,4%
85	ROCHE-SUR-ON	72 359	82 359	86 780	93 886	12,6%	5,4%	8,2%	1,7%	0,7%	0,9%
86	SAINT-GERMAY	86 399	86 399	86 650	84 896	0,4%	0,3%	-2,0%	0,1%	0,0%	-0,2%
87	CHATEAUBRIANT	83 885	83 885	85 752	84 898	3,3%	2,2%	-1,0%	0,5%	0,3%	-0,1%
88	BOURG-EN-BRESSE	74 409	85 636	85 744	90 467	8,4%	6,3%	5,5%	1,2%	0,8%	0,6%
89	PERIGUEUX	72 261	81 128	85 296	87 028	5,0%	5,1%	2,0%	0,7%	0,6%	0,2%
90	ALES	76 737	80 584	83 709	83 607	5,0%	3,9%	-0,1%	0,7%	0,5%	0,0%
91	MACON	76 533	80 695	83 240	83 671	5,4%	3,2%	0,5%	0,8%	0,4%	0,1%
92	AGEN	73 108	76 851	82 527	85 104	5,1%	7,4%	3,1%	0,7%	0,9%	0,3%
93	BRIVE-LA-GAILLARDE	74 621	81 100	81 100	82 647	5,8%	3,0%	1,9%	0,8%	0,4%	0,2%
94	ALBI	72 552	76 215	79 873	81 776	5,0%	4,8%	2,4%	0,7%	0,6%	0,3%
95	EPINAL	76 988	77 968	79 610	79 863	1,3%	2,1%	0,3%	0,2%	0,3%	0,0%
96	CHALONS-EN-CHAMPAGNE	75 353	77 287	78 925	77 553	3,9%	0,8%	-1,7%	0,5%	0,1%	-0,2%
98	AUXERRE	74 271	74 525	77 674	78 431	10,8%	4,2%	1,0%	1,5%	0,5%	0,1%
100	CARCASSONNE	65 065	69 057	75 194	77 562	6,1%	8,9%	3,1%	0,9%	1,1%	0,3%
101	MONTLISANT	81 699	78 830	74 831	71 677	-3,5%	-5,1%	-4,2%	-0,5%	-0,6%	-0,5%
103	VICHY	72 589	74 599	73 659	72 302	2,8%	-1,3%	-1,8%	0,4%	-0,2%	-0,2%
109	DIEPPE	63 674	63 180	65 328	65 244	-0,8%	3,4%	-0,1%	-0,1%	0,4%	0,0%
110	DREUX	52 350	57 176	64 199	61 188	9,2%	12,3%	-4,7%	1,3%	1,5%	-0,5%
114	SOISSONS	60 585	62 796	62 915	61 938	3,6%	0,2%	-1,6%	0,5%	0,0%	-0,2%
116	VILLEFRANCAIS	55 555	55 555	54 081	65 740	9,4%	11,1%	6,6%	1,3%	1,3%	0,7%
118	ALENCON	51 416	59 316	60 123	60 843	7,0%	1,4%	1,2%	1,0%	0,2%	0,1%
121	PUY-EN-VA	54 331	57 310	58 544	58 819	5,4%	2,2%	0,5%	0,8%	0,3%	0,1%
128	SAINT-DIZIER	52 570	55 634	54 543	50 967	0,5%	-2,0%	-6,6%	0,1%	-0,2%	-0,8%
135	SENS	42 210	46 223	49 777	51 789	9,5%	7,7%	4,0%	1,3%	0,9%	0,4%
138	MONTAIGU	42 180	47 963	47 963	50 118	6,6%	7,1%	4,5%	0,9%	0,9%	0,5%
139	LAON	45 977	46 825	47 847	48 137	1,8%	2,2%	0,6%	0,3%	0,3%	0,1%
150	VESOULE	36 470	40 379	41 734	42 183	10,7%	3,4%	1,1%	1,5%	0,4%	0,1%
151	LONS-LE-SAUNIER	40 337	41 633	41 633	42 072	3,0%	0,0%	1,1%	0,4%	0,0%	0,1%
153	LISIEUX	39 639	40 970	41 350	41 467	3,4%	0,9%	0,3%	0,5%	0,1%	0,0%
155	DOLE	40 299	39 595	40 755	39 717	-1,7%	2,9%	-2,5%	-0,3%	0,4%	-0,3%
163	SAINT-LO	39 816	38 340	38 238	37 383	7,0%	-0,3%	-2,2%	1,0%	0,0%	-0,3%

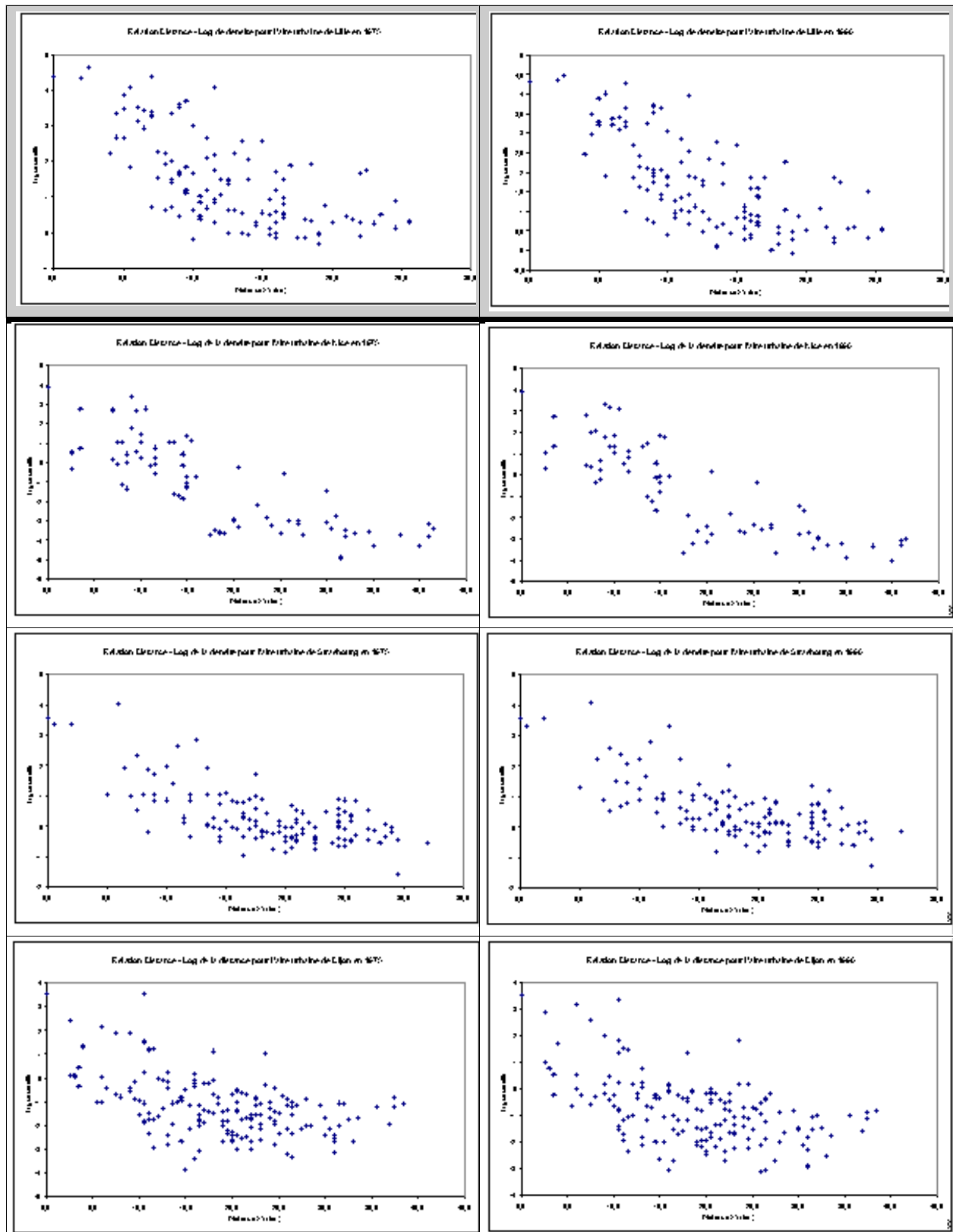
Numé- aires urbain	Nom des aires urbain (suite)	PSDC 1975	PSDC 1982	PSDC 1990	PSDC 1999	PSDC 82 / 75	PSDC 90 / 82	PSDC 99 / 82	Taux de croiss. annuel moyen 82/75	Taux de croiss. annuel moyen 82/75	Taux de croissance annuel moyen 82/75
165	ANNONAY	24 390	36 401	38 088	38 993	5,8%	4,6%	2,4%	0,8%	0,6%	0,3%
169	BOURGOGNES	32 126	35 581	37 063	39 352	8,4%	4,8%	6,2%	1,2%	0,6%	0,7%
170	AIX-LES-BAINS	28 005	32 620	36 795	39 997	9,1%	12,8%	8,7%	1,2%	1,5%	0,9%
184	VITRY-LE-FRANCAIS	13 426	13 095	32 834	31 923	0,2%	-2,0%	-2,8%	0,0%	-0,2%	-0,3%
186	BAR-LE-DUC	31 805	32 400	32 097	31 041	1,8%	-0,9%	-3,3%	0,3%	-0,1%	-0,4%
218	BAYEUX	21 887	24 500	25 721	25 857	11,9%	5,0%	0,5%	1,6%	0,6%	0,1%
242	LOURDES	22 922	22 933	22 323	21 446	0,0%	-2,7%	-3,9%	0,0%	-0,3%	-0,4%
254	SAINT-CAUDEN	20 761	19 863	21 170	20 805	0,5%	1,5%	-1,7%	0,1%	0,2%	-0,2%
294	GRAY	18 141	17 673	16 984	16 670	-2,6%	-3,9%	-1,8%	-0,4%	-0,5%	-0,2%
310	LANGRES	15 637	15 366	15 319	14 772	-1,7%	-0,3%	-3,6%	-0,2%	0,0%	-0,4%

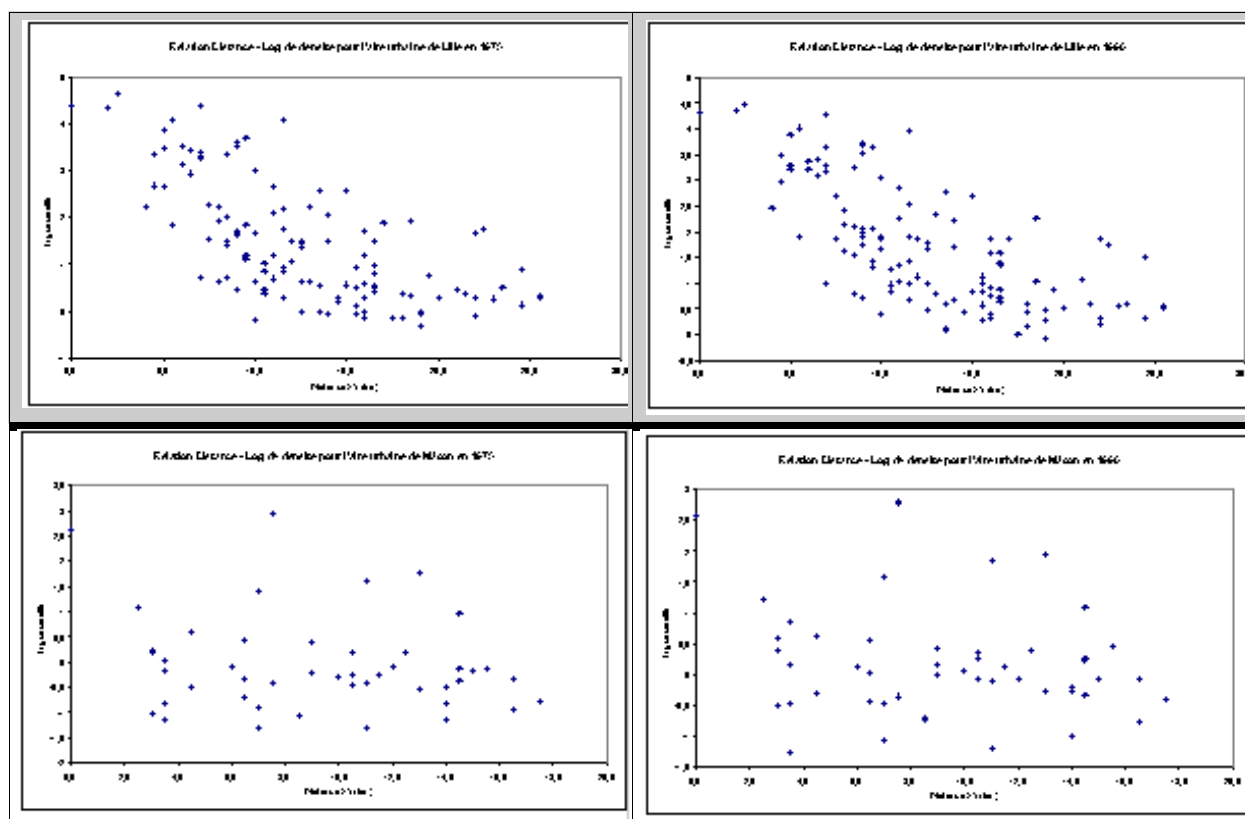
PSDC : Population sans doubles comptes

ANNEXE III REPRESENTATIONS DE LA RELATION DISTANCE – DENSITE POUR QUELQUES AIRES URBAINES FRANCAISES









ANNEXE IV RESULTATS ESTIMATIONS FONCTION EXPONENTIELLE NEGATIVE AU NIVEAU DES AIRES URBAINES 1975 – 1982 – 1990 - 1999

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

N°	NOM	D ₀₇₅	γ ₇₅	R ²	D ₀₈₂	γ ₈₂	R ²	D ₀₉₀	γ ₉₀	R ²	D ₀₉₉	γ ₉₉	R ²
1	PARIS	4,0806	4,0930	0,465	4,1615	-0,0910	0,64	4,2394	4,0880	0,764	4,2787	4,0864	0,64
		47,830	-46,040		49,875	-45,869		51,734	-45,227		53,168	-45,869	
2	LYON	2,4161	4,1024	0,445	2,5308	-0,0967	0,44	2,6198	4,0910	0,643	2,6890	4,0870	0,643
		14,733	-13,924		16,013	-13,625		17,266	-13,369		18,665	-13,479	
3	MARS	1,9688	4,0930	0,330	2,2156	-0,0939	0,31	2,3926	4,0880	0,731	2,4699	4,0840	0,731
		5,398	-5,801		5,941	-5,539		6,884	-5,617		7,473	-5,620	
4	LILLE	3,4757	4,1607	0,445	3,5559	-0,1574	0,48	3,5969	4,1520	0,848	3,6074	4,1480	0,148
		15,601	-9,769		17,125	-10,261		18,186	-10,450		18,480	-10,326	
5	BORDE	2,3070	4,1158	0,554	2,5429	-0,1160	0,59	2,6952	4,1160	0,960	2,7535	4,1155	0,861
		11,902	-13,183		14,549	-14,630		15,960	-15,169		16,493	-15,250	
6	TOUL	1,9688	4,1067	0,442	1,4251	-0,0753	0,48	1,7389	4,0800	0,550	1,9858	4,0820	0,52
		7,743	-13,712		10,960	-15,318		13,052	-15,908		15,098	-16,542	
7	NANT	2,6046	4,1450	0,752	2,7986	-0,1414	0,56	2,9101	4,1390	0,459	3,0601	4,1410	0,861
		9,259	-9,082		10,842	-9,638		11,460	-9,685		12,439	-10,146	
8	NICE	1,9246	4,1680	0,865	2,1436	-0,1668	0,66	2,3764	4,1660	0,568	2,5333	4,1670	0,671
		6,207	-11,407		7,230	-11,837		8,313	-12,240		9,626	-13,407	
9	STRA	2,0736	4,0952	0,244	2,2184	-0,0969	0,45	2,3742	4,1000	0,447	2,5126	4,1000	0,249
		11,238	-9,988		12,180	-10,318		12,937	-10,569		14,171	-11,036	
10	GREN	0,8763	4,1190	0,832	1,8549	-0,1149	0,33	1,9620	4,1090	0,533	2,0124	4,1030	0,331
		5,490	-6,935		6,541	-7,204		7,112	-7,075		7,466	-6,815	
11	ROUE	2,2004	4,1460	0,952	2,3633	-0,1457	0,56	2,4897	4,1450	0,559	2,5443	4,1440	0,460
		10,923	-12,505		12,662	-13,453		14,207	-14,264		14,776	-14,486	
12	TOUL	2,1774	4,1160	0,322	2,2984	-0,1060	0,21	2,4448	4,0960	0,422	2,4953	4,0880	0,821
		3,656	-2,763		4,179	-2,730		4,939	-2,771		5,355	-2,699	
13	RENN	1,9084	4,0640	0,942	1,3324	-0,0748	0,49	1,5977	4,0800	0,652	1,8289	4,0850	0,255
		5,977	-8,662		8,734	-9,942		10,413	-10,705		11,953	-11,325	

N°	NOM	D 075	γ 75	R ²	D 082	γ 82	R ²	D 090	γ 90	R ²	D 099	γ 99	R ²
14	NANCY	1,7724	0,1399	0,43	1,9597	-0,1427	0,46	2,0182	0,1417	0,47	2,0310	0,1402	0,48
		8,214	-11,200		9,467	-11,899		10,011	-12,139		10,209	-12,170	
15	MONTPELLIER	1,6726	0,1712	0,45	2,1842	-0,1794	0,50	2,5605	0,1789	0,53	2,7763	0,1740	0,53
		5,045	-7,794		7,039	-8,717		8,664	-9,132		9,634	-9,108	
16	VALENCIENNES	1,7478	0,1425	0,10	1,7782	-0,0439	0,10	1,7843	-0,0432	0,10	1,7867	-0,0432	0,10
		7,069	-2,245		7,555	-2,429		7,865	-2,487		7,990	-2,523	
17	TOURS	1,3699	0,1143	0,40	1,6898	-0,1229	0,46	1,8286	0,1207	0,47	1,9575	0,1221	0,49
		4,917	-6,624		6,340	-7,445		7,189	-7,658		7,938	-7,990	
19	CLERMONT-FERRAND	1,9482	0,1204	0,49	2,1745	-0,1365	0,52	2,2881	0,1358	0,53	2,3139	0,1330	0,53
		8,378	-9,732		9,743	-10,486		10,476	-10,664		10,620	-10,463	
20	SAINT-ETIENNE	2,3730	0,1717	0,35	2,4811	-0,1703	0,39	2,5380	0,1672	0,39	2,4653	0,1530	0,139
		4,660	-4,322		5,359	-4,714		5,636	-4,760		5,842	-4,655	
21	LENS	3,4525	0,1759	0,26	3,4118	-0,1689	0,25	3,3457	0,1541	0,25	3,3437	0,1547	0,26
		8,684	-3,834		8,823	-3,783		9,422	-3,760		9,602	-3,849	
22	CAEN	1,2277	0,1044	0,45	1,4692	-0,1085	0,45	1,7072	0,1147	0,45	1,9051	0,1222	0,47
		9,154	-12,856		10,595	-12,920		12,280	-13,622		13,873	-14,699	
23	ORLEANS	1,9288	0,1814	0,59	2,0931	-0,1792	0,6	2,2712	0,1824	0,61	2,4095	0,1865	0,62
		6,864	-9,910		7,672	-10,137		8,346	-10,345		8,901	-10,635	
24	DIJON	0,2279	0,0754	0,23	0,5661	-0,0816	0,27	0,7308	0,0816	0,27	0,8320	0,0816	0,27
		1,018	-6,933		2,604	-7,719		3,375	-7,756		3,857	-7,785	
25	HAVRE	1,5683	0,1010	0,37	1,9234	-0,1077	0,43	2,0068	0,1045	0,44	2,0291	0,1012	0,45
		5,217	-6,029		6,797	-6,826		7,483	-6,992		7,913	-7,083	
26	ANGERS	1,5285	0,1226	0,42	1,5779	-0,1249	0,45	1,7613	0,1268	0,45	1,8930	0,1288	0,46
		5,003	-6,944		6,398	-7,357		7,134	-7,461		7,687	-7,600	
27	BETHUNE	1,3140	0,0140	0	1,5765	-0,0182	0	1,6909	-0,0240	0	1,7215	-0,0274	0
		5,647	-0,647		6,115	-0,866		6,826	-1,201		7,003	-1,375	

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

N°	NOM	D ₀₇₅	γ ₇₅	R ²	D ₀₈₂	γ ₈₂	R ²	D ₀₉₀	γ ₉₀	R ²	D ₀₉₉	γ ₉₉	R ²
28	MULH	2,2854	2,167	0,58	2,3344	-0,161	0,58	2,3663	30,156	0,758	2,3682	20,149	0,756
		10,179	-9,239		10,951	-9,368		11,288	-9,249		11,463	-8,953	
29	BRES	10,7946	0,0558	0,09	1,0926	-0,061	0,11	1,2342	70,061	0,612	1,2511	40,058	0,211
		2,016	-2,151		2,863	-2,426		3,293	-2,478		3,307	-2,333	
30	REIMS	0,4747	0,107	0,23	0,6941	-0,114	0,3	0,7093	40,105	0,427	0,7362	20,102	0,226
		2,163	-7,167		3,009	-7,257		3,069	-6,642		3,193	-6,511	
31	DUNK	2,2085	0,1362	0,31	2,3415	-0,133	0,31	2,3653	10,131	0,331	2,3697	80,130	0,432
		5,530	-5,029		5,826	-4,971		6,053	-5,030		6,176	-5,091	
32	MANS	0,9066	0,0952	0,34	1,1925	-0,103	0,39	1,3678	50,107	0,343	1,4777	60,108	0,246
		3,903	-5,827		5,321	-6,549		6,433	-7,160		7,213	-7,548	
33	METZ	1,1402	0,113	0,14	1,3958	-0,118	0,45	1,4896	10,117	0,546	1,6066	30,120	0,248
		5,980	-9,145		7,866	-10,303		8,581	-10,475		9,516	-11,014	
34	LIMOGES	1,1822	0,068	0,24	0,5814	-0,075	0,26	0,7601	10,079	0,29	0,8306	70,080	0,229
		1,099	-4,157		1,945	-4,423		2,558	-4,674		2,808	-4,751	
35	AMIENS	1,4624	0,084	0,24	0,7009	-0,089	0,29	0,7603	10,085	0,28	0,7552	80,083	0,228
		2,318	-6,296		3,742	-7,109		4,172	-7,004		4,095	-6,750	
36	DOUA	2,8385	0,166	0,24	2,8050	-0,158	0,4	2,7591	80,145	0,74	2,7205	70,141	0,541
		9,774	-5,706		10,289	-5,785		11,007	-5,767		11,283	-5,850	
37	AVIGNON	2,1539	0,164	0,26	2,2529	-0,147	0,62	2,2659	60,130	0,58	2,3140	90,121	0,255
		7,850	-5,783		9,190	-5,824		9,545	-5,314		9,849	-5,016	
38	BESANCON	0,321	0,045	0,12	-0,047	0,048	0,14	0,0899	60,048	0,614	0,2075	60,050	0,15
		-2,052	-5,239		-0,305	-5,631		0,577	-5,598		1,325	-5,728	
39	PERPIGNAN	1,457	0,122	0,22	1,7562	-0,127	0,2	1,8663	50,113	0,716	1,9739	60,111	0,916
		3,491	-3,178		3,855	-3,039		4,096	-2,708		4,392	-2,695	
40	NIMES	-0,875	0,040	0,03	-0,547	0,044	0,08	-0,360	80,051	0,09	-0,091	40,045	0,09
		-2,468	1,498		-1,650	1,761		-1,314	2,151		-0,312	2,065	

N°	NOM	D 075	γ_{75}	R ²	D 082	γ_{82}	R ²	D 090	γ_{90}	R ²	D 099	γ_{99}	R ²
41	BAYONNE	1,5696	0,0719	0,13	1,2611	-0,0750	0,16	1,4076	0,0745	0,17	1,5425	-0,0746	0,19
		2,576	-2,454		3,282	-2,731		3,837	-2,846		4,376	-2,965	
42	PAU	0,8896	0,1130	0,27	1,2614	-0,1270	0,34	1,4403	0,1290	0,36	1,6126	0,1360	0,38
		3,415	-5,824		5,109	-6,938		5,984	-7,191		6,672	-7,565	
43	GENÈVE	0,5728	0,0730	0,33	1,1736	-0,0740	0,3	1,3839	0,0730	0,32	1,4886	0,0704	0,29
		5,118	-6,703		5,634	-6,526		6,726	-6,495		7,470	-6,416	
44	LORIENT	2,7363	0,1690	0,45	2,6034	-0,1660	0,57	2,7008	0,1660	0,46	2,7501	0,1680	0,65
		5,707	-4,911		7,117	-5,651		8,126	-6,200		8,744	-6,655	
45	MONTPELLIER	0,9240	0,1036	0,18	1,2570	-0,1090	0,22	1,2751	0,1070	0,23	1,2946	0,1080	0,24
		4,374	-5,362		5,454	-6,121		5,753	-6,271		5,892	-6,406	
46	THIONVILLE	2,1105	0,1520	0,14	2,1409	-0,1510	0,16	2,2537	0,1570	0,19	2,2903	0,1590	0,20
		3,799	-2,937		4,161	-3,153		4,636	-3,463		4,824	-3,600	
47	POITIERS	0,9428	0,1260	0,47	1,2585	-0,1300	0,5	1,3983	0,1300	0,52	1,5987	0,1360	0,55
		3,857	-6,996		5,108	-7,499		5,924	-7,848		6,863	-8,350	
48	TROYES	0,8095	0,1350	0,36	1,1389	-0,1440	0,4	1,2133	0,1420	0,41	1,2722	0,1450	0,42
		3,106	-7,864		4,473	-5,583		4,888	-8,713		5,159	-8,917	
49	ANNECY	0,8641	0,2190	0,55	2,0810	-0,2180	0,57	2,2805	0,2130	0,57	2,4270	0,2080	0,57
		6,671	-8,462		7,773	-8,757		8,683	-8,736		9,415	-8,684	
50	SAINTE-NAZAIRES	1,7205	0,1490	0,30	1,2347	-0,0470	0,5	1,2501	0,0420	0,52	1,2623	0,0400	0,50
		1,863	-1,046		2,192	-1,065		2,285	-0,989		2,294	-0,936	
51	VALENCIENNES	0,5040	0,1150	0,14	1,2416	-0,1170	0,14	1,3454	0,1100	0,13	1,3881	0,1030	0,13
		1,779	-2,527		2,153	-2,517		2,487	-2,509		2,660	-2,443	
52	ANGOULEME	0,5040	0,1570	0,53	1,6752	-0,1600	0,56	1,7879	0,1600	0,56	1,8185	0,1610	0,56
		5,733	-8,188		6,663	-8,698		7,722	-9,460		7,939	-9,630	
53	ROCHEFORT	2,0553	0,1570	0,65	2,3140	-0,1560	0,67	2,5086	0,1600	0,67	2,6395	0,1600	0,67
		7,330	-8,040		8,691	-8,402		10,000	-9,151		10,273	-8,976	

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

N°	NOM	D ₀₇₅	γ ₇₅	R ²	D ₀₈₂	γ ₈₂	R ²	D ₀₉₀	γ ₉₀	R ²	D ₀₉₉	γ ₉₉	R ²
54	BOURGOIN	1,281	-6,037	0,688	2,134	-6,542	0,46	2,744	-6,816	0,448	3,183	-7,304	0,52
55	BOULOGNE	5,604	-5,373	2,858	6,164	-5,668	0,52	6,644	-5,799	0,53	7,022	-5,992	0,54
56	MAUBERGUE	4,385	-3,995	1,933	4,545	-4,092	0,27	4,873	-4,352	0,03	4,898	-4,389	0,30
57	CHAMBERY	4,117	-5,068	2,152	4,668	-5,263	0,41	5,086	-5,314	0,42	5,525	-5,376	0,42
58	CHALONS	3,339	-6,966	1,053	4,469	-7,677	0,46	5,574	-8,510	0,52	6,146	-8,749	0,53
60	CHERBOURG	4,909	-6,249	2,018	5,903	-6,706	0,55	6,877	-7,082	0,58	7,602	-7,624	0,61
61	HAGONDANGE	8,500	-5,044	2,808	8,491	-4,870	0,46	8,720	-5,002	0,48	8,925	-5,175	0,50
62	CHARLEVILLE	3,829	-7,129	1,405	4,933	-7,774	0,53	5,424	-7,672	0,53	5,903	-7,906	0,54
63	MELUN	4,293	-3,295	3,179	4,521	-3,207	0,39	4,457	-3,020	0,35	4,686	-3,101	0,36
64	CALAIS	2,881	-3,558	1,368	3,541	-3,834	0,39	3,413	-3,409	0,33	3,693	-3,527	0,35
65	NIORT	0,318	-4,042	0,342	1,491	-4,325	0,3	1,979	-4,321	0,3	2,115	-4,159	0,28
66	BEZIERS	1,196	-0,855	0,739	1,824	-1,050	0,5	2,193	-0,840	0,9	2,314	-0,670	0,70
67	SAINT-BRIEUC	3,035	-2,311	1,338	3,587	-2,272	0,19	3,974	-2,293	0,22	4,162	-2,295	0,20

N°	NOM	D 75	γ_{75}	R ²	D 82	γ_{82}	R ²	D 90	γ_{90}	R ²	D 99	γ_{99}	R ²
68	COLMAR	1,994	4,043	7809	1,036	-0,051	0,16	1,096	4,049	8817	1,251	-0,052	0,120
		2,645	-2,093		3,816	-2,745		4,361	-2,865		5,164	-3,147	
69	ARRAS	3,303	9,162	8243	1,461	-0,167	0,46	1,573	2,167	10147	1,592	9,167	9248
		5,793	-7,615		6,648	-8,012		7,343	-8,200		7,632	-8,468	
70	BLOIS	0,605	7,012	3236	0,901	-0,131	0,4	1,059	2,137	6041	1,111	-0,136	0,440
		2,232	-5,406		3,335	-5,914		3,871	-6,080		4,008	-5,969	
71	TARBES	0,950	4,165	453	1,123	-0,169	0,31	1,184	4,167	8031	1,175	3,163	2530
		3,611	-5,910		4,256	-6,024		4,569	-6,084		4,520	-5,900	
72	ROANNE	2,618	10,142	4038	1,464	-0,148	0,42	1,555	2,150	4242	1,574	7,149	9343
		3,265	-4,775		3,900	-5,120		4,173	-5,230		4,306	-5,313	
73	SAINTE-OMER	0,415	1,166	6927	0,706	-0,130	0,31	0,765	7,133	3431	0,748	9,133	3332
		2,346	-5,471		3,025	-6,060		3,219	-6,073		3,191	-6,148	
74	CREIL	2,649	18,241	5839	2,633	-0,215	0,37	2,616	8,194	10933	2,715	6,204	10337
		5,257	-3,643		5,651	-3,516		5,726	-3,228		6,121	-3,495	
75	VANNES	0,930	2,104	10124	1,182	-0,104	0,27	1,326	4,100	7825	1,547	8,109	9629
		2,249	-2,838		3,075	-3,053		3,361	-2,879		3,925	-3,144	
76	BELFORT	0,438	8,229	1455	1,730	-0,221	0,56	1,769	2,208	2453	1,784	3,200	3751
		6,943	-8,579		7,925	-8,789		8,125	-8,274		8,093	-7,865	
77	CHARLEVILLE-MEZIERES	0,785	8,180	2225	0,746	-0,111	0,25	0,828	6,110	2826	0,824	8,106	7125
		1,779	-4,522		2,408	-4,894		2,734	-4,955		2,766	-4,874	
78	SAINTE-OMER	0,065	2,016	2016	0,706	-0,068	0,16	0,802	9,066	7216	0,885	3,070	6018
		2,369	-3,555		2,895	-3,673		3,352	-3,663		3,713	-3,893	
79	NEVERS	0,216	6,181	2736	1,321	-0,181	0,37	1,430	2,183	274	1,433	9,182	4541
		2,417	-4,374		2,675	-4,472		3,068	-4,774		3,112	-4,809	
80	QUIMPER	0,760	7,087	374	0,890	-0,075	0,34	0,939	7,070	4128	0,917	3,066	8120
		2,088	-3,005		2,522	-2,702		2,523	-2,386		2,192	-2,014	

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

N°	NOM	D ₇₅	γ ₇₅	R ²	D ₈₂	γ ₈₂	R ²	D ₉₀	γ ₉₀	R ²	D ₉₉	γ ₉₉	R ²
81	EVREUX	0,3932	-0,1419	0,133	0,6292	-0,1373	0,34	0,8334	-0,1347	0,734	0,8640	-0,1318	0,133
		1,574	-5,698		2,696	-5,900		3,573	-5,795		3,737	-5,718	
82	BEAUMONT	0,0558	-0,0874	0,21	0,2905	-0,0976	0,26	0,4299	-0,0977	0,28	0,4982	-0,0977	0,29
		0,244	-4,467		1,321	-5,180		2,041	-5,421		2,375	-5,414	
83	LAVAL	0,7978	-0,1517	0,48	1,0838	-0,1586	0,53	1,2045	-0,1583	0,52	1,2724	-0,1583	0,51
		2,375	-4,892		3,427	-5,432		3,777	-5,380		3,855	-5,217	
84	COMPIÈGNE	1,6024	-0,1838	0,27	1,5637	-0,1778	0,35	1,6625	-0,1714	0,36	1,6999	-0,1658	0,35
		4,275	-4,994		4,393	-4,769		4,910	-4,835		5,098	-4,747	
85	ROCHES-SUR-LOGNON	0,3174	-0,1016	0,68	0,9849	-0,1126	0,67	1,0698	-0,1113	0,67	1,1514	-0,1123	0,65
		3,199	-6,534		4,178	-6,406		4,601	-6,422		4,715	-6,169	
86	SAINT-DENIS	2,5482	-0,2567	0,34	2,6043	-0,2484	0,35	2,5797	-0,2364	0,34	2,5804	-0,2301	0,34
		3,341	-2,942		3,651	-3,056		3,647	-2,934		3,768	-2,949	
87	CHATILLON	0,6380	-0,1717	0,49	0,9035	-0,1802	0,56	0,9715	-0,1795	0,57	0,9590	-0,1771	0,56
		1,360	-4,778		2,176	-5,593		2,351	-5,601		2,300	-5,477	
88	BOURGOIN	0,0373	-0,0349	0,17	0,3316	-0,0819	0,2	0,4837	-0,0853	0,22	0,6291	-0,0883	0,22
		0,206	-3,019		1,077	-3,321		1,581	-3,481		2,089	-3,661	
89	PERIGUEUX	1,8370	-0,1793	0,55	1,2983	-0,1795	0,58	1,4509	-0,1781	0,62	1,5126	-0,1786	0,64
		3,617	-6,675		4,377	-7,078		5,418	-7,780		5,872	-8,112	
90	ALES	1,7648	-0,2586	0,51	1,9131	-0,2569	0,53	1,9928	-0,2488	0,53	1,9602	-0,2371	0,52
		3,833	-5,251		4,398	-5,519		4,765	-5,563		4,786	-5,411	
91	MACON	0,3215	-0,0424	0,2	0,4889	-0,0437	0,2	0,5355	-0,0384	0,2	0,5618	-0,0351	0,2
		1,037	-1,405		1,633	-1,501		1,825	-1,345		1,958	-1,259	
92	AGEN	1,1101	-0,1656	0,5	1,2629	-0,1666	0,52	1,3603	-0,1611	0,52	1,4559	-0,1636	0,54
		3,629	-5,972		4,354	-6,338		4,739	-6,196		5,304	-6,578	
93	BRIVE	0,7960	-0,1620	0,5	1,0567	-0,1749	0,52	1,2229	-0,1768	0,52	1,3257	-0,1799	0,55
		1,855	-3,594		2,462	-3,869		2,933	-4,027		3,306	-4,262	

N°	NOM	D 075	γ_{75}	R ²	D 082	γ_{82}	R ²	D 090	γ_{90}	R ²	D 099	γ_{99}	R ²
94	ALBI	1,1840	0,193	0,737	1,3815	-0,196	0,39	1,4817	0,194	0,837	1,5332	0,193	0,935
		2,768	-4,396		3,290	-4,556		3,425	-4,385		3,424	-4,206	
95	EPINAL	1,0760	0,196	0,237	1,2417	-0,194	0,4	1,3739	-0,197	0,43	1,4271	0,199	0,437
		2,813	-5,234		3,466	-5,541		3,998	-5,854		4,210	-6,010	
96	CHALONS-EN-CHAMPAGNE	0,8350	0,106	0,21	0,6222	-0,169	0,43	0,7547	-0,171	0,144	0,7481	0,170	0,244
		0,928	-5,142		1,791	-5,787		2,178	-5,859		2,194	-5,934	
98	AUXERRE	0,6623	0,063	0,519	0,4245	-0,070	0,23	0,5052	0,069	0,23	0,5132	0,065	0,222
		0,580	-3,227		1,504	-3,618		1,839	-3,660		1,913	-3,515	
100	CARCASSONNE	0,3361	0,070	0,409	0,1341	-0,071	0,08	0,3094	0,074	0,09	0,3781	0,074	0,309
		-0,096	-2,210		0,430	-2,123		0,805	-2,265		0,990	-2,263	
101	MONTLUZON	1,3060	0,227	0,756	1,5044	-0,238	0,63	1,5891	0,241	0,68	1,5859	0,240	0,619
		3,008	-5,235		3,824	-6,066		4,435	-6,749		4,619	-7,012	
103	VICHY	1,3816	0,228	0,736	1,5218	-0,234	0,39	1,6341	-0,239	0,42	1,6412	0,240	0,243
		2,739	-3,768		3,102	-3,977		3,483	-4,239		3,535	-4,302	
109	DIEPPE	0,4807	0,076	0,318	0,6046	-0,076	0,19	0,7753	0,082	0,25	0,8595	0,090	0,28
		1,876	-3,292		2,505	-3,493		3,397	-4,028		3,729	-4,347	
110	DREUX	0,6267	0,164	0,93	0,8708	-0,166	0,36	1,1474	0,172	0,39	1,1438	0,169	0,539
		1,516	-3,642		2,376	-4,138		3,258	-4,468		3,302	-4,457	
114	SOISSONS	0,4759	0,253	0,48	1,5466	-0,257	0,49	1,5191	0,245	0,48	1,4212	0,232	0,344
		4,876	-7,035		5,288	-7,261		5,276	-7,014		4,830	-6,507	
116	VILLEFRANCAIS	2,2208	0,280	0,73	2,144	-0,293	0,73	2,5816	-0,290	0,76	2,6204	0,279	0,976
		7,163	-6,315		8,608	-6,955		9,955	-7,437		10,383	-7,345	
118	ALENCON	0,4759	0,145	0,622	0,8313	-0,167	0,22	0,9787	0,176	0,132	1,0538	0,179	0,133
		1,320	-3,791		2,303	-4,378		2,815	-4,779		3,051	-4,888	
121	PUY-EN-VALE	0,6707	0,295	0,155	1,9089	-0,305	0,61	1,9723	0,297	0,262	1,9737	0,288	0,162
		4,493	-5,886		5,542	-6,576		5,974	-6,684		6,123	-6,639	

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

N°	NOM	D ₇₅	γ ₇₅	R ²	D ₈₂	γ ₈₂	R ²	D ₉₀	γ ₉₀	R ²	D ₉₉	γ ₉₉	R ²
128	SAINT-PIERRE	0,2652	0,1200	0,11	0,5040	-0,1276	0,14	0,5896	0,1269	0,16	0,5279	0,1245	0,17
		0,523	-2,134		1,002	-2,317		1,295	-2,548		1,199	-2,584	
135	SENS	0,8924	0,2287	0,62	1,1068	-0,2279	0,65	1,1811	0,2148	0,61	1,2132	0,2029	0,60
		3,229	-6,867		4,277	-7,303		4,493	-6,781		4,762	-6,608	
138	MONT-DE-MARS	0,4458	0,3801	0,14	0,4044	-0,1692	0,44	0,5069	0,1668	0,44	0,5771	0,1680	0,44
		0,402	-4,344		0,948	-4,706		1,209	-4,720		1,379	-4,768	
139	LAON	0,2451	0,1166	0,126	0,3912	-0,1219	0,29	0,4736	0,1233	0,28	0,4184	0,1158	0,26
		0,868	-4,704		1,405	-4,986		1,672	-4,961		1,488	-4,693	
150	VESOUL	0,0605	0,1320	0,435	0,2386	-0,1420	0,35	0,3417	0,1434	0,41	0,3334	0,1417	0,42
		-0,259	-5,888		1,092	-6,783		1,584	-6,929		1,505	-6,670	
151	LONS-LE-SAUNIER	0,5443	0,1680	0,136	0,7219	-0,1722	0,39	0,7664	0,1696	0,39	0,8479	0,1734	0,39
		2,148	-5,753		2,983	-6,148		3,214	-6,143		3,521	-6,220	
153	LISIEUX	0,2135	0,1385	0,21	0,2813	-0,1294	0,19	0,3538	0,1243	0,19	0,3410	0,1166	0,18
		0,594	-3,325		0,785	-3,113		1,042	-3,158		1,034	-3,060	
155	DOLE	0,4764	0,1778	0,433	0,5981	-0,1735	0,34	0,6762	0,1675	0,32	0,7602	0,1734	0,37
		1,365	-4,070		1,780	-4,124		2,016	-3,990		2,417	-4,404	
163	SAINT-AMAND	0,2138	0,0392	0,20	-0,0717	0,0398	0,20	-0,0437	0,0313	0,20	-0,0416	0,0294	0,20
		-0,652	-0,971		-0,217	-0,976		-0,134	-0,781		-0,125	-0,719	
165	ANNONAY	0,2983	0,0273	0,39	-0,1399	0,0234	0,40	-0,0915	0,0147	0,40	0,0067	0,0145	0,50
		-0,725	-0,782		-0,337	-0,662		-0,211	-0,400		0,016	-0,404	
169	BOURG-EN-BRESSE	0,0362	0,1280	0,459	1,8844	-0,2190	0,63	1,9817	0,2170	0,65	2,0333	0,2114	0,65
		4,113	-4,143		5,052	-4,506		5,616	-4,723		5,790	-4,619	
170	AIX-LES-BAINS	0,5205	0,5206	0,68	1,9655	-0,5149	0,7	2,1546	0,4899	0,68	2,2800	0,4734	0,71
		4,850	-4,520		5,488	-4,686		6,052	-4,485		7,171	-4,854	

N°	NOM	D ₇₅	γ ₇₅	R ²	D ₈₂	γ ₈₂	R ²	D ₉₀	γ ₉₀	R ²	D ₉₉	γ ₉₉	R ²
184	VITRY-LE-FRANCAIS	0,1809	0,1204	0,18	-0,0490	0,1370	0,19	0,0223	0,1394	0,22	-0,0517	0,1350	0,21
		-0,547	-3,342		-0,147	-3,535		0,071	-3,764		-0,162	-3,611	
186	BAR-LE-DUC	0,6176	0,2108	0,756	0,8483	-0,2215	0,61	0,8013	0,2088	0,76	0,7563	0,2052	0,60
		2,032	-6,017		2,846	6,652		2,728	-6,367		2,680	-6,511	
218	BAYE	0,5055	0,2436	0,526	0,6403	-0,2390	0,25	0,6106	0,2120	0,2	0,5526	0,1992	0,18
		1,261	-3,305		1,571	-3,191		1,517	-2,865		1,373	-2,690	
242	LOURDES	0,9042	0,1312	0,2629	0,5954	-0,1356	0,3	0,7254	0,1429	0,431	0,7498	0,1438	0,29
		1,096	-3,614		1,301	-3,652		1,528	-3,710		1,506	-3,560	
254	SAINT-GERMAIN	0,7689	0,0829	0,294	-0,6187	0,0117	0,7	-0,5761	0,0052	0,24	-0,6067	0,0008	0,30
		-1,939	-0,066		-1,655	-0,279		-1,607	-0,130		-1,672	-0,020	
294	GRAY	0,0976	0,1746	0,236	0,2616	-0,1827	0,42	0,2784	0,1826	0,42	0,2153	0,1748	0,39
		0,261	-3,803		0,761	-4,337		0,801	-4,287		0,610	-4,037	
310	LANGRES	0,5730	0,1577	0,31	-0,2838	0,1654	0,34	-0,1999	0,1712	0,32	-0,3075	0,1606	0,32
		-1,217	-3,252		-0,749	-3,495		-0,530	-3,638		-0,842	-3,523	

T de Student entre parenthèses

ANNEXE V RESULTATS ESTIMATIONS FONCTION EXPONENTIELLE NEGATIVE POUR LES EMPLOIS SUR LES 20 PREMIERES AIRES URBAINES 1975 – 1982 – 1990

1975									
	Agriculture			Industrie			Service		
NOM AIRE	D_{75}	γ_{75}	R^2	D_{82}	γ_{82}	R^2	D_{90}	γ_{90}	R^2
PARIS	-2,521	-0,0159	0,04	1,412	-0,0789	0,35	2,222	-0,0984	0,52
LYON	-2,398	-0,0312	0,09	0,355	-0,1151	0,31	0,481	-0,1225	0,35
MARSEILLE-13-15-EN-PROVENCE	-1,185	-0,023	0,00	-0,585	-0,0829	0,17	-0,688	-0,0753	0,18
LILLE	-2,449	0,0012	0,00	1,705	-0,2142	0,37	1,604	-0,2006	0,44
BORDEAUX	2,624	-0,0268	0,04	-0,324	-0,1050	0,23	-0,102	-0,1206	0,31
TOULOUSE	2,968	-0,0139	0,02	-2,257	-0,0127	0,00	-1,504	-0,0462	0,06
NANTES	-2,454	-0,0097	0,00	0,294	-0,1678	0,38	0,778	-0,1841	0,51
NICE	-2,320	-0,0265	0,00	-0,909	-0,1090	0,28	-0,544	-0,1146	0,28
STRASBOURG	0,043	0,0163	0,00	-0,395	-0,0916	0,13	0,277	-0,1452	0,39
GRENOBLE	3,384	0,0038	0,00	-0,796	-0,0811	0,07	-0,630	-0,1070	0,17
ROUEN	-3,443	0,0219	0,01	-0,295	-0,1165	0,14	-0,006	-0,1560	0,30
TOULON	-2,735	-0,0085	0,00	0,257	-0,1656	0,30	0,003	-0,0969	0,07
RENNES	-2,443	-0,0055	0,00	-1,793	-0,0632	0,07	-1,308	-0,0876	0,25
NANCY	-2,949	-0,0154	0,00	-1,006	-0,0821	0,06	-0,820	-0,1019	0,09
MONTPELLIER	2,127	-0,0637	0,00	-1,802	-0,0624	0,02	-0,272	-0,1857	0,29
VALENCIENNES	1,051	0,0011	0,00	-0,575	-0,0732	0,03	-0,854	-0,0612	0,05
TOURS	-2,921	-0,0195	0,00	-0,893	-0,1333	0,22	-0,501	-0,1492	0,36
CLERMONT-FERRAND	1,561	0,0021	0,00	-0,973	-0,0949	0,10	-1,015	-0,0980	0,13
SAINT-ETIENNE	1,808	-0,0265	0,00	0,893	-0,2250	0,35	0,388	-0,2109	0,39

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

1982									
	Agriculture			Industrie			Service		
NOM	D_{075}	γ_{75}	R^2	D_{082}	γ_{82}	R^2	D_{090}	γ_{90}	R^2
PARIS	-2,489	-0,0193	0,04	1,468	-0,0836	0,39	2,521	-0,1037	0,55
LYON	-2,565	-0,0269	0,05	0,392	-0,1183	0,32	0,829	-0,1288	0,39
MARSEILLE	-3,170	-0,0298	0,02	-0,783	-0,0855	0,18	-0,031	-0,0928	0,27
LILLE	-2,875	0,0267	0,02	1,754	-0,2173	0,38	2,103	-0,2257	0,48
BORDEAUX	-2,992	-0,0140	0,00	-0,158	-0,1184	0,30	0,357	-0,1343	0,40
TOULOUSE	-3,320	-0,0082	0,00	-2,151	-0,0280	0,02	-1,415	-0,0395	0,04
NANTES	-2,663	-0,0087	0,00	0,576	-0,1691	0,46	1,243	-0,1899	0,52
NICE	-1,954	-0,0857	0,19	-1,510	-0,0385	0,01	-0,609	-0,1095	0,21
STRASBOURG	-3,183	0,0297	0,03	-0,023	-0,1081	0,17	0,312	-0,1393	0,30
GRENOBLE	-3,695	0,0059	0,00	-0,404	-0,1136	0,16	-0,039	-0,1471	0,30
ROUEN	-2,993	-0,0121	0,00	-0,744	-0,0902	0,08	0,002	-0,1532	0,27
TOULON	-3,228	0,0079	0,00	-0,188	-0,1239	0,21	0,610	-0,1338	0,17
RENNES	-2,532	-0,0118	0,04	-1,201	-0,0907	0,21	-0,478	-0,1173	0,41
NANCY	-3,261	-0,0186	0,00	-1,033	-0,0956	0,08	-0,218	-0,1413	0,19
MONTPELLIER	-2,839	-0,0549	0,12	-1,215	-0,1041	0,11	0,058	-0,1980	0,35
VALENCIENNES	-3,085	0,0139	0,00	-0,579	-0,0734	0,04	-0,669	-0,0612	0,38
TOURS	-3,026	-0,0277	0,05	-0,962	-0,1144	0,18	-0,052	-0,1604	0,40
CLERMONT-FERRAND	-3,555	-0,0005	0,00	-0,165	-0,1683	0,35	0,171	-0,1773	0,35
SAINT-ÉTIENNE	-2,938	-0,0305	0,00	0,327	-0,2051	0,29	-0,101	-0,1367	0,14

1990									
	Agriculture			Industrie			Service		
NOM	D_{075}	γ_{75}	R^2	D_{082}	γ_{82}	R^2	D_{090}	γ_{90}	R^2
PARIS	-2,602	-0,0162	0,02	1,617	-0,0857	0,42	2,913	-0,1084	0,59
LYON	-2,470	-0,0399	0,07	0,367	-0,1055	0,28	1,115	-0,1290	0,41
MARSEILLE	-2,747	-0,024	0,03	-0,663	-0,0832	0,17	0,313	-0,0893	0,24
LILLE	-2,805	0,0017	0,00	1,671	-0,2198	0,40	2,412	-0,2346	0,51
BORDEAUX	-1,111	-0,0153	0,00	-0,130	-0,1164	0,36	0,749	-0,1365	0,47
TOULOUSE	-1,666	-0,0024	0,00	-1,798	-0,0415	0,05	-0,680	-0,0727	0,17
NANTES	-3,215	-0,0010	0,01	0,787	-0,1756	0,48	1,541	-0,1911	0,60
NICE	-2,792	-0,0147	0,01	-1,159	-0,0740	0,10	0,226	-0,1530	0,37
STRASBOURG	-1,082	-0,0084	0,00	-0,199	-0,0957	0,13	0,735	-0,1468	0,36
GRENOBLE	-1,672	-0,0219	0,00	-0,382	-0,1064	0,13	0,303	-0,1515	0,31
ROUEN	-3,078	-0,0101	0,00	-0,286	-0,1324	0,19	0,485	-0,1775	0,39
TOULON	-3,561	-0,0016	0,04	-0,300	-0,1127	0,20	0,842	-0,1261	0,17
RENNES	-2,969	-0,0122	0,01	-0,931	-0,1004	0,22	-0,013	-0,1260	0,44
NANCY	-3,200	-0,0129	0,00	-0,802	-0,1129	0,13	-0,477	-0,1123	0,11
MONTPELLIER	-1,642	-0,0645	0,05	-0,374	-0,1708	0,32	0,374	-0,1933	0,34
VALENCIENNES	-1,598	0,0227	0,00	-0,748	-0,0918	0,08	-0,501	-0,0708	0,06
TOURS	-3,749	-0,0070	0,01	-0,468	-0,1510	0,37	0,165	-0,1581	0,42
CLERMONT-FERRAND	-1,230	-0,0230	0,00	-0,826	-0,1185	0,18	0,513	-0,1932	0,48
SAINT-ETIENNE	-1,888	-0,0185	0,02	-0,548	-0,0817	0,03	0,945	-0,2503	0,43

ANNEXE VI RESULTATS ESTIMATIONS FONCTION EXPONENTIELLE NEGATIVE POUR LES EMPLOIS MANUFACTURIERS 1975 – 1982 – 1990

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

	D_0 75	γ 75	R ²	D_0 82	γ 82	R ²	D_0 90	γ 90	R ²
PARIS	2,551	-0,0951	0,60	2,670	-0,0982	0,60	2,944	-0,1020	0,62
	<i>26,011</i>	<i>-40,7359</i>		<i>26,813</i>	<i>-41,4311</i>		<i>30,138</i>	<i>-43,8743</i>	
LYON	1,098	-0,1118	0,41	1,082	-0,1075	0,38	1,258	-0,1097	0,37
	<i>5,742</i>	<i>-13,0219</i>		<i>5,517</i>	<i>-12,2131</i>		<i>6,118</i>	<i>-11,8875</i>	
MARSEILLE	0,211	-0,0308	0,13	-0,020	-0,0781	0,19	0,163	-0,0724	0,18
LAZARUS	<i>-0,570</i>	<i>-3,8260</i>		<i>-0,047</i>	<i>-4,0292</i>		<i>0,399</i>	<i>-3,9014</i>	
LILLE	2,015	-0,1721	0,39	64,097	-6,4202	0,06	64,217	-6,4316	0,07
	<i>7,348</i>	<i>-8,6424</i>		<i>2,219</i>	<i>-3,0615</i>		<i>2,224</i>	<i>-3,0674</i>	
BORDEAUX	0,555	-0,1101	0,43	0,868	-0,1235	0,51	1,163	-0,1306	0,58
	<i>2,426</i>	<i>-10,5927</i>		<i>3,990</i>	<i>-12,5114</i>		<i>5,745</i>	<i>-14,2121</i>	
TOULOUSE	1,108	-0,0567	0,28	-0,686	-0,0704	0,38	-0,389	-0,0808	0,39
	<i>-7,410</i>	<i>-9,9995</i>		<i>-4,608</i>	<i>-12,4904</i>		<i>-2,327</i>	<i>-12,7412</i>	
NANTES	1,009	-0,1390	0,46	1,330	-0,1499	0,52	1,559	-0,1615	0,54
	<i>3,065</i>	<i>-7,4266</i>		<i>4,239</i>	<i>-8,4122</i>		<i>4,746</i>	<i>-8,6505</i>	
NICE	0,134	-0,1356	0,47	0,446	-0,1667	0,57	0,471	-0,1557	0,44
	<i>0,369</i>	<i>-7,7428</i>		<i>1,227</i>	<i>-9,2163</i>		<i>1,096</i>	<i>-7,4592</i>	
STRASBOURG	0,476	-0,1032	0,34	0,635	-0,1118	0,34	0,879	-0,1283	0,37
	<i>1,918</i>	<i>-8,0297</i>		<i>2,361</i>	<i>-8,0581</i>		<i>3,094</i>	<i>-8,7491</i>	
GRENOBLE	0,160	-0,1304	0,29	0,273	-0,1407	0,29	0,430	-0,1451	0,29
	<i>0,441</i>	<i>-6,4326</i>		<i>0,713</i>	<i>-6,5002</i>		<i>1,077</i>	<i>-6,4361</i>	
ROUEN	0,498	-0,1411	0,38	0,641	-0,1568	0,45	0,794	-0,1644	0,49
	<i>1,892</i>	<i>-9,2407</i>		<i>2,547</i>	<i>-10,7357</i>		<i>3,273</i>	<i>-11,6821</i>	
TOULON	0,776	-0,1315	0,21	0,619	-0,1091	0,15	0,744	-0,1111	0,17
	<i>1,137</i>	<i>-2,7304</i>		<i>0,914</i>	<i>-2,2814</i>		<i>1,156</i>	<i>-2,4451</i>	
RENNES	-0,521	-0,0645	0,27	-31,518	1,0843	0,00	-30,947	1,0618	0
	<i>-2,511</i>	<i>-6,2959</i>		<i>-1,284</i>	<i>0,8953</i>		<i>-1,271</i>	<i>0,8817</i>	
NANCY	-0,017	-0,1515	0,34	0,235	-0,1616	0,40	0,524	-0,1852	0,48
	<i>-0,060</i>	<i>-8,9384</i>		<i>0,877</i>	<i>-10,2407</i>		<i>1,990</i>	<i>-11,9800</i>	
MONTPELLIER	0,133	-0,1480	0,36	0,011	-0,1597	0,38	0,479	-0,1843	0,4
	<i>-0,966</i>	<i>-6,4775</i>		<i>0,031</i>	<i>-6,7269</i>		<i>1,219</i>	<i>-7,0699</i>	
VALENCIENNES	-0,0576	-0,0576	0,04	0,065	-0,0746	0,08	-0,142	-0,0730	0,08
	<i>-0,108</i>	<i>-2,1565</i>		<i>0,200</i>	<i>-2,9976</i>		<i>-0,438</i>	<i>-2,9288</i>	
TOURS	-0,094	-0,1178	0,32	0,124	-0,1239	0,35	0,386	-0,1398	0,42
	<i>-0,282</i>	<i>-5,6907</i>		<i>0,375</i>	<i>-6,0700</i>		<i>1,191</i>	<i>-6,9589</i>	
CLERMONT-FERRAND	0,295	-0,0779	0,41	0,292	-0,1402	0,44	0,449	-0,1481	0,48
	<i>0,290</i>	<i>-8,3289</i>		<i>1,080</i>	<i>-8,8062</i>		<i>1,695</i>	<i>-9,5873</i>	
SAINT-ETIENNE	-0,1782	-0,1782	0,34	0,915	-0,1925	0,36	1,157	-0,2229	0,41
	<i>1,553</i>	<i>-4,2059</i>		<i>1,651</i>	<i>-4,4508</i>		<i>1,990</i>	<i>-4,9127</i>	

T de Student en italiques

**ANNEXE VII RESULTATS ESTIMATIONS FONCTION
EXPONENTIELLE NEGATIVE POUR LES EMPLOIS DE
DISTRIBUTION 1975 – 1982 – 1990**

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

	D_0 75	γ 75	R ²	D_0 82	γ 82	R ²	D_0 90	γ 90	R ²
PARIS	0,534	-0,0598	0,21	0,859	-0,0690	0,27	1,167	-0,0743	0,31
	<i>3,763</i>	<i>-17,7070</i>		<i>6,098</i>	<i>-20,5734</i>		<i>8,418</i>	<i>-22,5285</i>	
LYON	-0,905	-0,0765	0,13	-0,402	-0,1010	0,25	-0,247	-0,1003	0,25
	<i>-3,277</i>	<i>-6,1710</i>		<i>-1,593</i>	<i>-8,9269</i>		<i>-0,996</i>	<i>-9,0172</i>	
MARSEILLE	0,905	-0,0468	0,05	-1,241	-0,0694	0,16	-0,444	-0,0922	0,29
	<i>-4,111</i>	<i>-2,2308</i>		<i>-2,974</i>	<i>-3,6566</i>		<i>-1,124</i>	<i>-5,1572</i>	
LILLE	0,751	-0,1998	0,40	62,725	-6,4256	0,06	62,971	-6,4328	0,07
	<i>2,438</i>	<i>-8,9341</i>		<i>2,175</i>	<i>-3,0690</i>		<i>2,183</i>	<i>-3,0722</i>	
BORDEAUX	0,262	-0,0794	0,11	-0,990	-0,0942	0,17	-0,514	-0,1110	0,28
	<i>-3,098</i>	<i>-4,2954</i>		<i>-2,691</i>	<i>-5,6419</i>		<i>-1,608</i>	<i>-7,6429</i>	
TOULOUSE	0,197	0,0034	0,00	-2,494	0,0046	0,00	-2,050	-0,0167	0
	<i>-6,838</i>	<i>0,2767</i>		<i>-7,568</i>	<i>0,3701</i>		<i>-6,657</i>	<i>-1,4330</i>	
NANTES	-0,658	-0,1336	0,23	-0,232	-0,1503	0,35	0,656	-0,1943	0,53
	<i>-1,270</i>	<i>-4,5392</i>		<i>-0,521</i>	<i>-5,9449</i>		<i>1,660</i>	<i>-8,6532</i>	
NICE	-2,084	-0,0356	0,01	-1,980	-0,0320	0,00	-1,676	-0,0375	0,01
	<i>-3,999</i>	<i>-1,4150</i>		<i>-3,551</i>	<i>-1,1566</i>		<i>-2,891</i>	<i>-1,3321</i>	
STRASBOURG	0,093	-0,0859	0,10	-1,307	-0,0327	0,00	-0,649	-0,0734	0,06
	<i>-2,165</i>	<i>-3,8244</i>		<i>-2,857</i>	<i>-1,3844</i>		<i>-1,437</i>	<i>-3,1499</i>	
GRENOBLE	0,656	-0,0687	0,06	-1,511	-0,0508	0,03	-0,865	-0,0966	0,12
	<i>-3,634</i>	<i>-2,6890</i>		<i>-3,297</i>	<i>-1,9603</i>		<i>-1,932</i>	<i>-3,8192</i>	
ROUEN	-1,524	-0,0407	0,01	-1,611	-0,0493	0,02	-1,261	-0,0640	0,04
	<i>-3,434</i>	<i>-1,5795</i>		<i>-3,644</i>	<i>-1,9230</i>		<i>-2,898</i>	<i>-2,5354</i>	
TOULON	-0,966	-0,0835	0,06	-0,087	-0,1526	0,20	-0,022	-0,1264	0,17
	<i>-1,279</i>	<i>-1,5659</i>		<i>-0,109</i>	<i>-2,6939</i>		<i>-0,030</i>	<i>-2,4878</i>	
RENNES	-2,416	-0,0608	0,08	-33,251	1,0989	0,00	-32,969	1,0954	0
	<i>-6,171</i>	<i>-3,1442</i>		<i>-1,357</i>	<i>0,9088</i>		<i>-1,356</i>	<i>0,9110</i>	
NANCY	-1,812	-0,0097	0,00	-1,724	-0,0347	0,00	-1,661	-0,0112	0
	<i>-4,212</i>	<i>-0,3858</i>		<i>-3,836</i>	<i>-1,3089</i>		<i>-3,832</i>	<i>-0,4392</i>	
MONTPELLIER	0,408	-0,0704	0,02	-0,880	-0,1378	0,14	-0,285	-0,1827	0,29
	<i>-2,287</i>	<i>-1,7280</i>		<i>-1,503</i>	<i>-3,5438</i>		<i>-0,577</i>	<i>-5,5784</i>	
VALENCIENNES	-0,0418	-0,0418	0,01	-1,347	-0,0686	0,05	-1,309	-0,0690	0,07
	<i>-4,884</i>	<i>-1,5502</i>		<i>-3,856</i>	<i>-2,5604</i>		<i>-3,778</i>	<i>-2,5942</i>	
TOURS	-1,711	-0,1054	0,15	-1,637	-0,0985	0,14	-1,142	-0,1325	0,26
	<i>-3,633</i>	<i>-3,6113</i>		<i>-3,505</i>	<i>-3,4028</i>		<i>-2,632</i>	<i>-4,9297</i>	
CLERMONT-FERRAND	0,105	-0,0339	0,01	-1,381	-0,0932	0,07	-1,569	-0,0631	0,03
	<i>-3,900</i>	<i>-1,4206</i>		<i>-2,576</i>	<i>-2,9490</i>		<i>-2,874</i>	<i>-1,9812</i>	
SAINT-ÉTIENNE	-0,519	-0,2023	0,34	-1,092	-0,1178	0,09	-0,277	-0,1851	0,48
	<i>-0,850</i>	<i>-4,3034</i>		<i>-1,480</i>	<i>-2,0449</i>		<i>-0,377</i>	<i>-3,2293</i>	

T de Student en italiques

ANNEXE VIII RESULTATS ESTIMATIONS AUTRES FORMES FONCTIONNELLES 1975 – 1982 – 1990

Résultats des estimations de la fonction exponentielle quadratique (T de Student entre parenthèses)

Nom des aires urbair	1975				1982				1990			
	Log D o	γx	βx^2	R ²	Log D o	γx	βx^2	R ²	Log D o	γx	βx^2	R ²
PARIS	6,46 (46,2)	-0,24 (-31,4)	0,19 (19,9)	0,74	6,33 (45,2)	-0,23 (-29,4)	0,18 (18,2)	0,72	6,30 (45,4)	-0,22 (-28,4)	0,17 (17,5)	0,71
LYON	3,75 (12,9)	-0,25 (-8,8)	0,36 (5,4)	0,50	3,81 (13,6)	-0,24 (-8,71)	0,34 (5,42)	0,49	3,83 (14,24)	-0,23 (-8,54)	0,32 (5,32)	0,49
MARSEILLE-AIX-EN-PROVENCE	2,17 (3,91)	-0,87 (-1,61)	-0,14 (0,19)	0,30	2,17 (3,26)	-0,87 (-1,27)	-0,14 (-0,01)	0,30	2,29 (3,71)	-0,76 (-1,19)	-0,29 (-0,19)	0,30
LILLE	5,1 (12,83)	-0,45 (-7,27)	0,10 (4,91)	0,53	5,01 (13,24)	-0,42 (-7,35)	0,97 (4,86)	0,56	5,04 (14,12)	-0,41 (-7,35)	0,96 (4,86)	0,56
BORDEAUX	2,87 (8,84)	-0,17 (-6,00)	0,13 (2,17)	0,55	2,94 (9,96)	-0,15 (-5,93)	0,96 (1,67)	0,60	3,10 (10,68)	0,16 (-6,17)	-0,97 (-1,75)	0,61
TOULOUSE	2,57 (9,45)	-0,18 (-9,22)	0,22 (5,93)	0,49	2,35 (10,19)	-0,17 (-8,41)	0,18 (4,77)	0,52	2,64 (11,12)	-0,17 (-8,28)	0,18 (4,50)	0,53
NANTES	4,14 (7,64)	-0,36 (-5,28)	0,66 (3,23)	0,61	4,17 (8,35)	-0,33 (-5,30)	0,59 (3,13)	0,63	4,22 (8,53)	-0,32 (-5,18)	0,56 (3,00)	0,63
NICE	3,18 (5,98)	-0,33 (-5,63)	0,37 (2,83)	0,67	3,36 (6,65)	-0,32 (-5,81)	0,36 (2,90)	0,69	3,48 (7,08)	-0,31 (-5,69)	0,33 (2,69)	0,70
STRASBOURG	3,06 (11,38)	0,29 (-7,91)	0,57 (5,45)	0,54	3,49 (11,46)	-0,27 (-7,51)	0,52 (5,00)	0,54	3,62 (11,73)	-0,27 (-7,40)	0,51 (4,83)	0,54
GRENOBLE	3,61 (6,84)	-0,40 (-5,97)	0,80 (4,31)	0,43	3,57 (7,36)	-0,37 (-5,94)	0,73 (4,22)	0,42	3,61 (7,65)	-0,35 (-5,86)	0,73 (4,17)	0,43

T de Student entre parenthèses

Résultats des estimations de la fonction Gamma

Nom des aires urbair	1975				1982				1990			
	Log	γx	$\beta \ln x$	R ²	Log	γx	$\beta \ln x$	R ²	Log	γx	$\beta \ln x$	R ²

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

Nom des aires urbair	1975				1982				1990			
PARIS	10,89 (27,0)	-0,86 (-0,15)	-2,94 (-17,2)	0,72	10,29 (25,6)	-0,76 (-1,35)	-2,65 (-15,6)	0,71	9,96 (25,0)	-0,10 (-1,84)	-2,47 (-14,6)	0,69
LYON	5,39 (9,35)	-0,22 (-0,11)	1,74 (-5,63)	0,50	5,30 (9,49)	-0,34 (-0,18)	-1,62 (5,14)	0,49	5,22 (9,72)	-0,33 (-0,18)	-1,52 (-5,04)	0,48
MARSEILLE	2,17 (2,90)	-1,45 (-1,70)	-0,61 (-0,84)	0,52	2,68 (2,81)	-0,75 (-1,88)	-0,29 (-0,52)	0,30	2,69 (3,04)	-0,76 (-2,05)	-0,19 (-0,36)	0,30
LILLE	5,64 (9,69)	-0,42 (-0,01)	-1,72 (4,08)	0,51	5,47 (10,0)	-0,14 (-0,38)	-1,53 (-3,86)	0,53	5,46 (10,4)	-0,12 (-0,32)	-1,49 (-3,94)	0,53
BORDAUX	4,11 (6,45)	-0,59 (-2,75)	-0,98 (-2,88)	0,56	3,85 (6,81)	-0,72 (-3,70)	-0,75 (-2,42)	0,60	3,91 (7,15)	-0,76 (-4,01)	-0,70 (-2,38)	0,62
TOULOUSE	3,57 (8,22)	0,23 (-0,02)	-1,31 (-6,05)	0,49	3,33 (7,89)	-0,21 (-1,74)	-1,05 (-4,73)	0,52	3,54 (8,13)	-0,29 (-2,30)	-0,99 (-4,33)	0,53
NANTES	4,19 (6,29)	-0,62 (-1,76)	-1,08 (-2,59)	0,59	4,13 (6,70)	-0,72 (-2,20)	-0,91 (-2,34)	0,61	4,13 (6,79)	-0,76 (-2,35)	-0,84 (-2,18)	0,61
NICE	3,22 (3,73)	-0,12 (-3,32)	-0,83 (-1,60)	0,65	3,36 (4,07)	-0,12 (-3,53)	-0,78 (-1,57)	0,67	3,42 (4,29)	-0,13 (-3,84)	-0,67 (-1,40)	0,68
STRASBOURG	3,00 (10,36)	0,14 (-0,78)	-1,03 (-4,87)	0,52	3,52 (10,46)	-0,23 (-1,23)	-0,95 (-4,48)	0,52	3,57 (10,39)	-0,32 (-1,69)	-0,87 (-4,02)	0,52
GRENOBLE	3,26 (6,20)	0,60 (1,40)	-2,47 (-4,48)	0,42	5,11 (6,46)	0,48 (1,20)	-2,24 (-4,36)	0,44	5,07 (6,56)	0,45 (1,17)	-2,14 (-4,26)	0,42

T de Student entre parenthèses

Résultats des estimations de la fonction Mills suggested

Nom des aires urbair	1975				1982				1990			
	Log D 0	γx	β /x	R ²	Log D 0	γx	β /x	R ²	Log D 0	γx	β /x	R ²
PARIS	6,46 (46,1)	-0,24 (-31,4)	0,19 (19,9)	0,74	6,33 (45,2)	-0,23 (-29,4)	0,18 (18,2)	0,71	6,30 (45,43)	-0,22 (-28,4)	0,17 (17,5)	0,71
LYON	3,75 (12,9)	-0,25 (-8,8)	0,36 (-5,47)	0,51	3,81 (13,63)	-0,24 (-8,71)	0,34 (5,42)	0,49	3,83 (14,24)	-0,23 (-8,54)	0,32 (5,32)	0,48
MARSEILLE-AIX-EN-PROVENCE	2,17 (3,19)	-0,87 (-1,61)	-0,14 (0,19)	0,30	2,17 (3,26)	-0,87 (-1,72)	-0,14 (-0,09)	0,30	2,29 (3,71)	-0,76 (-1,19)	-0,29 (-0,19)	0,30
LILLE	5,10 (12,85)	-0,45 (-7,27)	0,11 (4,91)	0,54	5,01 (13,42)	-0,41 (-7,15)	0,98 (4,68)	0,55	5,02 (14,45)	-0,41 (-7,35)	0,97 (4,86)	0,53
BORDEAUX	2,87 (8,45)	-0,17 (-6,00)	0,13 (2,17)	0,55	2,94 (9,96)	-0,16 (-5,93)	0,96 (1,67)	0,60	3,10 (10,86)	0,16 (-6,17)	0,97 (1,75)	0,61
TOULOUSE	2,52 (9,45)	-0,18 (-9,22)	0,22 (5,93)	0,49	2,35 (10,19)	-0,17 (-8,41)	0,18 (4,77)	0,52	2,64 (11,12)	-0,17 (-8,28)	0,18 (4,50)	0,53
NANTES	4,14 (7,64)	-0,36 (-5,28)	0,66 (3,23)	0,61	4,17 (8,35)	-0,33 (-5,30)	0,59 (3,13)	0,63	4,22 (8,53)	-0,32 (-5,18)	0,56 (3,00)	0,63
NICE	3,18 (5,98)	-0,33 (-5,63)	0,38 (2,83)	0,67	3,36 (6,65)	-0,32 (-5,81)	0,36 (2,90)	0,69	3,48 (7,08)	-0,31 (-5,69)	0,33 (2,69)	0,70
STRASBOURG	3,06 (11,38)	0,29 (-7,91)	0,57 (5,45)	0,53	3,49 (11,46)	-0,27 (-7,51)	0,52 (5,00)	0,54	3,62 (11,73)	-0,27 (-7,40)	0,51 (4,83)	0,54
GRENOBLE	3,11 (6,84)	-0,40 (-5,97)	0,80 (4,31)	0,42	3,57 (7,36)	-0,37 (-5,94)	0,73 (4,22)	0,43	3,61 (7,65)	-0,35 (-5,86)	0,71 (4,17)	0,42

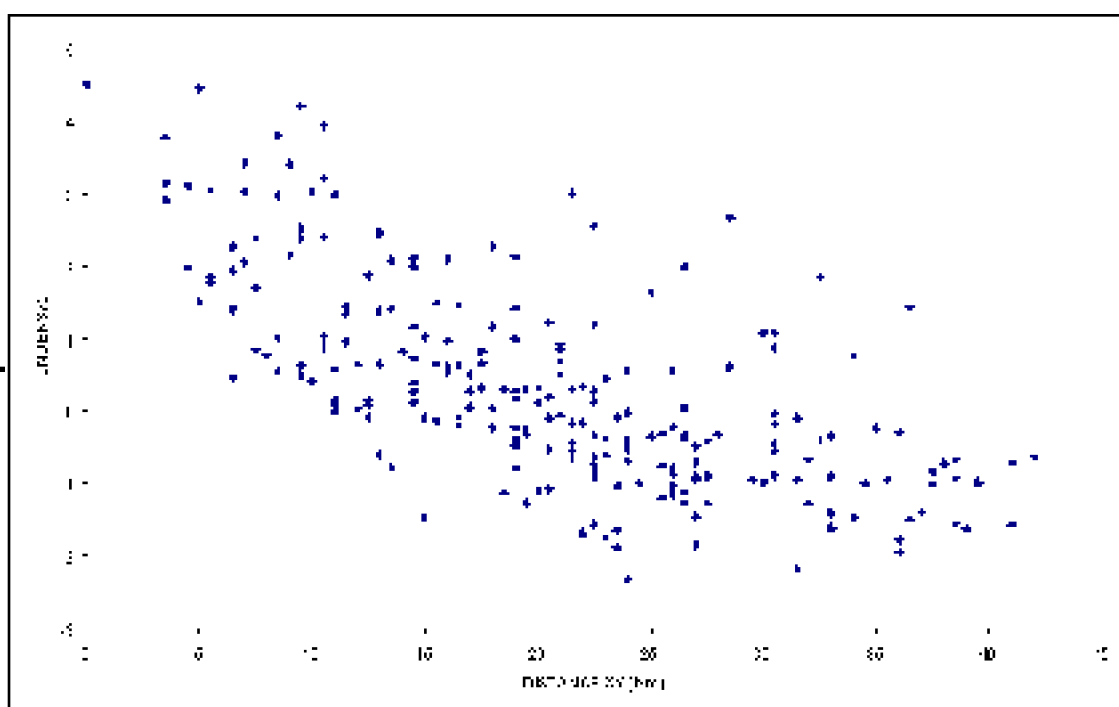
T de Student entre parenthèses

Résultats des estimations de la fonction quadratique

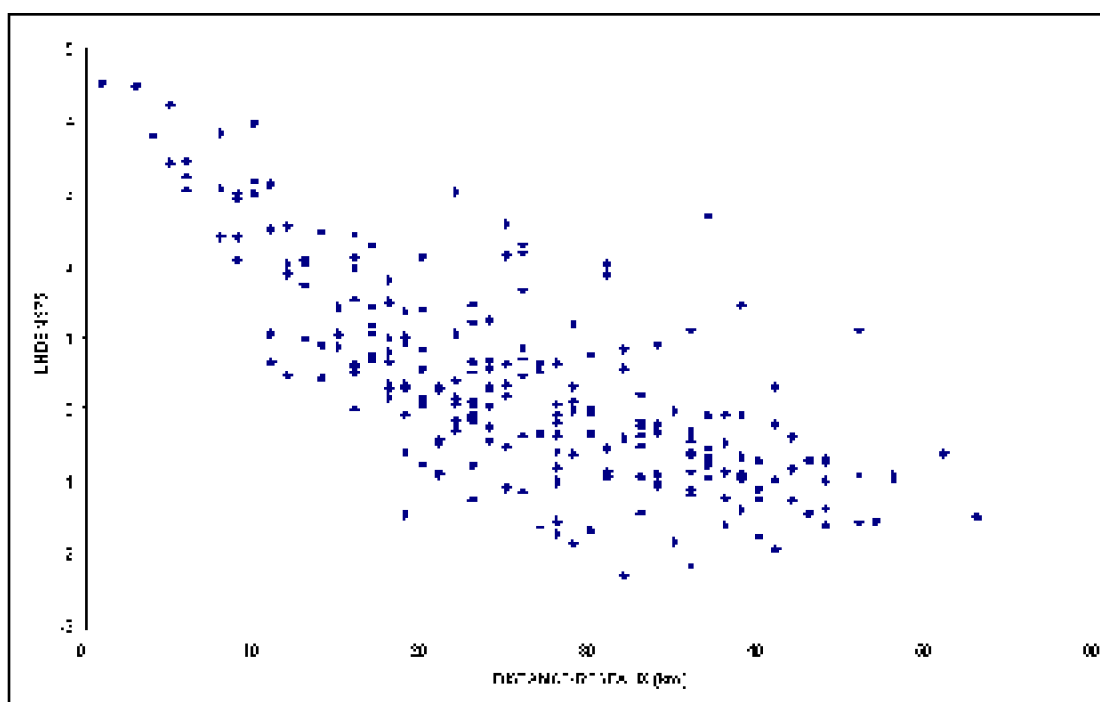
Nom des aires urba	1975				1982				1990			
	D_0	γx	βx^2	R^2	D_0	γx	βx^2	R^2	D_0	γx	βx^2	R^2
PARIS	17,2 (45,8)	-5,20 (-36,4)	0,54 (29,9)	0,62	114,3 (46,2)	-5,02 (-36,2)	0,51 (29,6)	0,71	116,5 (46,8)	-5,06 (-36,4)	0,51 (29,4)	0,71
LYON	30,7 (11,2)	-2,32 (-8,4)	0,42 (-6,71)	0,31	31,0 (11,6)	-2,29 (-8,80)	0,41 (6,99)	0,33	31,72 (12,37)	-2,31 (-9,0)	0,41 (7,14)	0,31
MARSEILLE	13,03 (5,14)	-0,78 (-3,37)	0,17 (2,49)	0,22	13,03 (5,00)	-0,79 (-2,96)	0,13 (2,04)	0,21	12,91 (5,05)	-0,69 (-2,63)	0,10 (1,63)	0,21
LILLE	69,09 (11,5)	-8,01 (-8,50)	0,22 (6,73)	0,49	67,3 (11,9)	-7,67 (-8,66)	0,21 (6,80)	0,55	66,73 (12,48)	-7,53 (-9,00)	0,21 (7,04)	0,53
BORDAUX	21,43 (9,03)	1,43 (-6,88)	0,23 (5,21)	0,31	21,28 (9,65)	-1,44 (-7,22)	0,23 (5,41)	0,34	22,15 (10,39)	-1,48 (-7,68)	0,23 (5,71)	0,37
TOULOUSE	10,56 (11,80)	-0,46 (-8,64)	0,72 (6,86)	0,31	8,56 (12,89)	-0,52 (-9,03)	0,79 (6,94)	0,36	10,79 (13,96)	-0,65 (-9,71)	0,97 (7,39)	0,39
NANTES	30,67 (10,04)	-3,09 (-8,03)	0,76 (6,61)	0,59	30,16 (10,76)	-2,96 (-8,36)	0,72 (6,78)	0,62	31,06 (10,70)	-3,00 (-8,18)	0,72 (6,56)	0,62
NICE	14,88 (5,55)	-1,20 (-4,06)	0,21 (3,24)	0,24	15,64 (5,78)	-1,22 (-4,11)	0,21 (3,22)	0,26	16,67 (6,05)	-1,27 (-4,20)	0,22 (3,24)	0,28
STRASBOURG	28,84 (11,42)	-2,52 (-8,95)	0,60 (7,28)	0,47	28,33 (10,86)	-2,62 (-8,38)	0,60 (6,76)	0,45	29,49 (11,20)	-2,68 (-8,50)	0,61 (6,77)	0,46
GRENOBLE	31,16 (7,87)	-3,26 (-6,31)	0,76 (5,28)	0,33	31,02 (8,13)	-3,14 (-6,43)	0,73 (5,34)	0,34	31,14 (8,53)	-3,11 (-6,65)	0,72 (5,50)	0,37

T de Student entre parenthèses

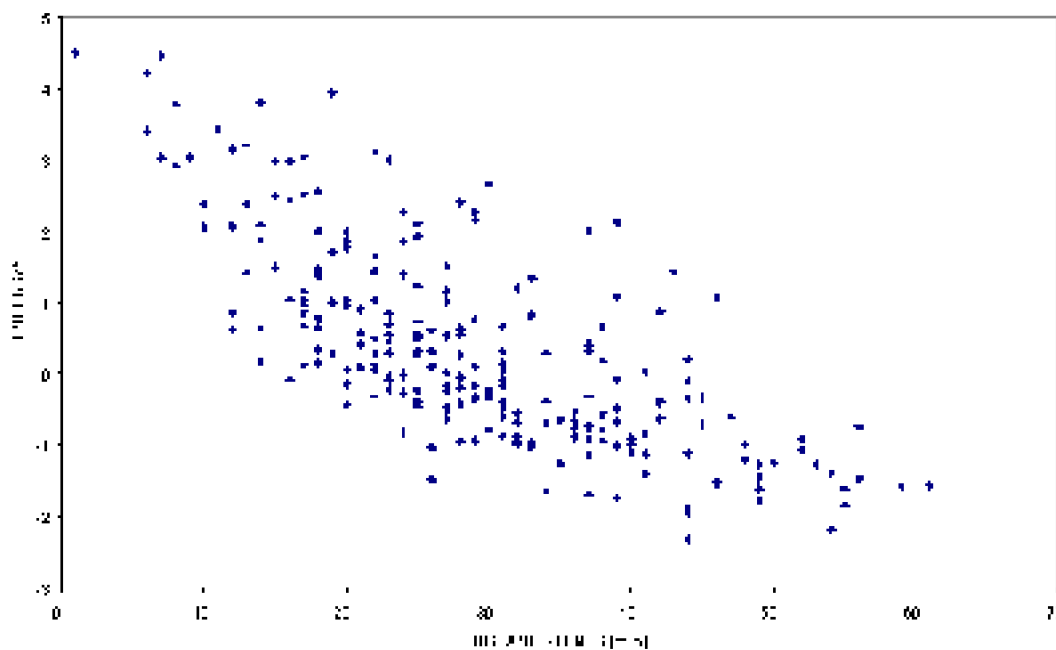
ANNEXE IX REPRESENTATIONS GRAPHIQUES DES DENSITES DE L'AIRE URBAINE DE LYON EN FONCTION DE DIFFERENTS INDICATEURS D'ELOIGNEMENT 1975



Densités communales de l'aire urbaine de Lyon en 1975 en fonction des distances à vol d'oiseau (unité : km)



Densités communales de l'aire urbaine de Lyon en 1975 en fonction des distances-réseaux déterminées pour 1975 (unité : km)



Densités communales de l'aire urbaine de Lyon en 1975 en fonction des distances-temps déterminées pour 1975 (unité : minutes)

ANNEXE X RESULTATS DES INDICES D'EQUIPEMENT ET D'AMENITES NATURELLES ISSUS DE L'INVENTAIRE COMMUNAL

	Services et commerces		Alimentation		Transport	
	1980	1988	1980	1988	1980	1988
Pondération	170		50		45	
Moyenne	98,5	105,7	26,9	29,7	18,7	22,1
Maximum	170,0	170,0	40,0	50,0	45,0	45,0
Minimum	40,0	56,5	10,0	12,5	5,0	5,0
Mode	170,0	170,0	32,5	35,0	15,0	25,0
Ecart-type	33,0	31,4	8,6	10,3	9,6	8,4

	Equipements scolaires		Service de santé		Equipements sportifs	
	1980	1988	1980	1988	1980	1988
Pondération	80		40		40	
Moyenne	15,6	18,0	30,8	25,6	9,8	13,3
Maximum	80,0	80,0	40,0	40,0	40,0	40,0
Minimum	0,0	0,0	12,5	10,0	0,0	0,0
Mode	0,0	0,0	26,5	15,5	0,0	20,0
Ecart-type	17,2	18,3	4,6	8,1	10,6	10,8

	Equipements culturels		Aménités	
	1980	1988	1980	1988
Pondération	30		65	
Moyenne	10,3	11,8	15,8	24,6
Maximum	30,0	30,0	65,0	61,0
Minimum	2,5	2,5	0,0	5,0
Mode	2,5	2,5	15,0	25,0
Ecart-type	8,9	9,3	11,8	12,1

ANNEXE XI RESULTATS ESTIMATIONS DU MODELE SPATIAL AUTOREGRESSIF SUR LES DENSITES DE POPULATION EN 1982 ET 1990

Tableau 1 : Résultats modèle avec *autorégression* pour les densités communales de 1982 et 1990 des grandes aires urbaines

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

	1982		1990	
	W ₁	W ₂	W ₁	W ₂
Effectifs	861	861	861	861
W_LD	0,6229*** (8,292)	0,2941*** (10,28)	0,6550*** (8,619)	0,2945*** (10,074)
Constante	-2,287*** (-10,530)	-2,0877*** (-10,018)	-2,0528*** (-9,041)	-1,7154*** (-7,915)
POCOMC (10 ⁶)	0,3241*** (5,644)	3,2698*** (6,138)	0,4394*** (7,890)	4,5528*** (8,827)
SOMAID (10 ³)	0,09509 (0,584)	0,1080 (0,685)	0,1882* (1,704)	0,1941* (1,807)
NM56P (10 ³)	0,0365** (2,099)	0,0365** (2,164)	0,0270* (1,604)	0,0275* (1,684)
IG	0,5413*** (36,763)	0,5210*** (35,57)	0,5099*** (35,695)	0,4877*** (33,873)
IA	-0,0339*** (-8,235)	-0,0918*** (-8,181)	-0,0988*** (-8,261)	-0,0968*** (-8,322)
TXACT	-0,2165 (-0,056)	-0,2801 (-0,761)	0,2482 (0,575)	-0,0134 (-0,032)
CT	-0,0339*** (-8,515)	-0,0286*** (-7,163)	-0,0152*** (-8,843)	-0,0133*** (-7,768)
RNTMY (10 ⁶)	5,1182*** (3,291)	4,3466*** (2,882)	-0,2986 (-0,439)	-0,4046 (-0,611)
R2 adj,	0,84	0,85	0,83	0,84
Log de vraisemblance	-852,9	-8,31,7	-852,1	-833,4
AIC	1725	1683,5	1724,2	1686,8
SC	1773,4	1731,1	1771,8	1734,3

Tableau 2 : Résultats des tests sur l'hétéroscédasticité sur les estimations avec ML

		1982	1990
Test sur l'hétéroscédasticité			
Breusch Pagan		12,36	15,36
Proba		0,13	0,05
Test LR			
		45,7	47,39
		0,000	0,000
Test sur l'absence de prise en compte d'une variable relative à l'autocorrélation des résidus			
W1	Valeur	131,27	152,31
	Proba	0,000	0,000
W2	Valeur	69,71	80,07
	Proba	0,000	0,000

Tableau 3 : Résultats modèle avec *autorégression* pour les densités communales de 1982 et 1990 des petites aires urbaines

	1982		1990	
	W_1	W_2	W_1	W_2
Effectifs	861	861	861	861
W_LD	0,3889*** (5,184)	0,1779*** (5,853)	0,4173*** (5,666)	0,1919*** (6,224)
Constante	-1,5207*** (-6,458)	-1,5725*** (-6,737)	-1,4719*** (-6,667)	-1,4878*** (-6,820)
POCOMC (10^6)	-3,6566** (-2,301)	-3,952** (-2,508)	-4,561*** (-2,767)	-4,724*** (-2,897)
SOMAID (10^3)	-0,784 (-1,256)	-0,6899 (-1,115)	0,1504 (0,308)	0,1319 (0,274)
NM56P (10^3)	0,3638*** (3,632)	0,4067*** (4,062)	0,4082*** (4,101)	0,4648*** (4,688)
IG	0,4808*** (25,432)	0,4677*** (24,521)	0,4323*** (24,60)	0,4207*** (23,816)
IA	-0,1310*** (-9,568)	-0,1289*** (-9,489)	-0,1121*** (-8,439)	-0,1108*** (-8,435)
TXACT	-0,5806 (-1,4715)	-0,5510 (-1,410)	-0,1776 (-0,431)	-0,1873 (-0,460)
CT	-0,0579*** (-7,055)	-0,0501*** (-5,917)	-0,0233*** (-6,639)	-0,0200*** (-5,561)
RNTMY (10^6)	5,9647*** (2,849)	5,8484*** (2,824)	4,444*** (3,129)	4,299*** (3,067)
<i>R2 adj,</i>	0,79	0,80	0,78	0,78
<i>Log de vraisemblance</i>	-745,5	-739,2	-752,3	-744,8
<i>AIC</i>	1511,1	1498,4	1524,6	1509,6
<i>SC</i>	1557,6	1544,8	1571,1	1556,0

Tableau 4 : Résultats des tests sur l'hétéroscédasticité sur les estimations avec ML des petites aires urbaines

		1982	1990
Test sur l'hétéroscédasticité			
Breusch Pagan		26,46	21,47
Proba		0,000	0,006
Test LR			
		18,50	20,86
		0,000	0,000
Test sur l'absence de prise en compte d'une variable relative à l'autocorrélation des résidus			
W1	Valeur	77,17	85,79
	Proba	0,000	0,000
W2	Valeur	55,15	60,15
	Proba	0,000	0,000

ANNEXE XII RESULTATS DES ESTIMATIONS DU MODELE SPATIAL AVEC AUTOCORRELATION DES RESIDUS SUR LES DENSITES DE POPULATION EN 1982 ET 1990

Tableau 5 : Résultats du modèle spatial avec *autocorrélation des résidus* pour les densités communales de 1982 et 1990 des grandes aires urbaines

	1982		1990	
	W_1	W_2	W_1	W_2
Effectifs	861	861	861	861
Lambda	0,9694*** (46,631)	0,5106*** (12,032)	0,9721*** (51,210)	0,6645*** (19,411)
Constante	-2,4456*** (-3,233)	-1,789*** (-7,829)	-2,2528*** (-2,713)	-1,4389*** (-5,956)
POCOMC (10^6)	0,6265*** (8,827)	0,6519*** (9,309)	0,7497*** (10,631)	0,7837*** (11,239)
SOMAID (10^3)	0,0625 (0,396)	0,0647 (0,429)	0,1489 (1,401)	0,1788 (1,760)
NM56P (10^3)	0,0301* (1,785)	0,0278* (1,727)	0,0229 (1,408)	1,772 (1,137)
IG	0,5482*** (37,33)	0,5202*** (35,521)	0,5185*** (36,126)	0,4890*** (34,032)
IA	-0,0912*** (-7,675)	-0,0784*** (-6,632)	-0,0971*** (-7,783)	-0,0862*** (-6,876)
TXACT	-0,2402 (-0,627)	-0,1708 (-0,459)	0,1288 (0,287)	0,1606 (0,365)
CT	-0,0505*** (-12,063)	-0,0560*** (-12,184)	-0,0224*** (-12,325)	-0,0252*** (-12,648)
RNTMY (10^6)	4,2688*** (2,692)	3,6856** (2,303)	-0,6583 (-0,9695)	-0,7874 (-1,208)
<i>R2 adj,</i>	0,83	0,83	0,82	0,82
<i>Log de vraisemblance</i>	-834,3	-825,0	-830,9	-818,9
AIC	1686,5	1668,1	1679,8	1655,9
SC	1729,4	1710,9	1722,6	1698,7

Tableau 6 : Résultats des tests sur l'hétéroscédasticité sur les estimations avec ML des grandes aires urbaines

		1982	1990
Test sur l'hétéroscédasticité			
Breusch Pagan		12,17	11,22
Proba		0,143	0,19
Test sur le facteur commun			
Test LR		83,05	89,85
Proba		0,000	0,000
Test de Wald			42,04
Proba			0,000
Test sur l'absence de prise en compte d'une variable autorégressive			
W1	Valeur	23,13	23,25
	Proba	0,000	0,000
W2	Valeur	45,30	41,20
	Proba	0,000	0,000

Tableau 7 : Résultats du modèle spatial avec *autocorrélation des résidus* pour les densités communales de 1982 et 1990 des petites aires urbaines

	1982		1990	
	W_1	W_2	W_1	W_2
Effectifs	771	771	771	771
Lambda	0,8941*** (18,53)	0,4197*** (9,864)	0,9019*** (19,89)	0,4450*** (10,729)
Constante	-1,748*** (-5,407)	-1,523*** (-6,064)	-1,678*** (-5,139)	-1,396*** (-5,949)
POCOMC (10^6)	-1,732 (-0,885)	-1,382 (-0,626)	-2,849 (-1,409)	-1,897 (-0,814)
SOMAID (10^3)	-0,564 (-0,938)	-0,612 (-1,048)	0,424 (0,986)	0,3407 (0,745)
NM56P (10^3)	0,285*** (3,001)	0,3056*** (3,328)	0,287*** (3,026)	0,3030*** (3,340)
IG	0,4961*** (26,617)	0,4822*** (26,03)	0,4522*** (25,95)	0,4406*** (25,70)
IA	-0,1371*** (-9,921)	-0,1377 (-10,120)	-0,1146*** (-8,585)	-0,1193*** (-9,023)
TXACT	-0,591 (-1,530)	-0,6034 (-1,604)	-0,0954 (-0,2342)	-0,2380 (-0,607)
CT	-0,063*** (-7,647)	-0,070*** (-8,057)	-0,0261*** (-7,347)	-0,0295*** (-7,866)
RNTMY (10^6)	5,447** (2,519)	5,1614** (2,433)	3,389** (2,343)	3,254** (2,323)
<i>R2 adj,</i>	0,79	0,79	0,77	0,78
<i>Log de vraisemblance</i>	-723,9	-713,6	-729,64	-715,4
AIC	1465,9	1445,2	1477,3	1448,8
SC	1507,8	1447,0	1519,1	1490,6

Tableau 8 : Résultats des tests sur l'hétéroscédasticité sur les estimations avec ML des petites aires urbaines

		1982	1990
Test sur l'hétéroscédasticité			
Breusch Pagan		30,96	19,58
Proba		0,000	0,012
Test sur le facteur commun			
Test LR		11,60	9,14
Proba		0,16	0,33
Test de Wald		10,22	8,51
Proba		0,24	0,38
Test sur l'absence de prise en compte d'une variable autorégressive			
W1	Valeur	2,99	4,17
	Proba	0,083	0,040
W2	Valeur	0,24	0,82
	Proba	0,622	0,362

ANNEXE XIII RESULTATS DES ESTIMATIONS AVEC LES MCO POUR LES EMPLOIS ET DES TESTS SUR LES EFFETS SPATIAUX EN 1982 ET 1990

Résultats des estimations par les *moindres carrés ordinaires* pour les densités des communes des grandes aires urbaines

	1982		1990	
	Emplois totaux	Emplois de distribution	Emplois totaux	Emplois de distribution
Effectifs	861	861	861	861
Constante	-1,9435***	-1,9559***	-1,6562***	-1,6577***
	(-8,904)	(-8,987)	(-7,320)	(-7,338)
POCOMC (10 ⁶)	0,4657***	0,4559***	0,5792***	0,5773***
	(8,916)	(8,721)	(11,520)	(11,511)
SOMAID (10 ³)	-0,2447	-0,2648	0,0098	-0,0127
	(-1,436)	(-1,557)	(0,087)	(-0,112)
NM56P (10 ³)	0,0001	0,00526	-0,0230	-0,0174
	(0,005)	(0,286)	(-1,20)	(-0,935)
IG	0,5570***	0,5556***	0,5238***	0,5226***
	(37,86)	(37,84)	(36,70)	(36,62)
IA	-0,0948***	-0,0953***	-0,0995***	-0,1000***
	(-7,920)	(-8,017)	(-8,0573)	(-8,141)
TXACT	-0,6017	-0,5845	-0,0801	-0,0756
	(0,386)	(-1,518)	(-0,184)	(-0,173)
CT	-0,0409***	-0,0402***	-0,0178***	-0,0177***
	(-10,69)	(-10,510)	(-10,726)	(-10,69)
RNTMY (10 ⁶)	4,938***	5,0207***	-0,2520	-0,2023
	(3,123)	(3,183)	(-0,368)	(-,292)
EMPL	0,021***	0,0892***	0,0201***	0,0826***
	(5,472)	(5,906)	(5,840)	(6,075)
<i>R2 adj,</i>	0,84	0,84	0,83	0,83
<i>Log de vraisemblance</i>	-860,9	-858,50	-858,9	-857,5
<i>AIC</i>	1741,8	1737,0	1737,8	1735,1
<i>SC</i>	1789,4	1784,6	1785,4	1782,7

Résultats des tests des effets spatiaux sur les densités des communes des grandes aires urbaines

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

	1982				1990			
	Emplois totaux		Emplois de distribution		Emplois totaux		Emplois de distribution	
	W ₁	W ₂	W ₁	W ₂	W ₁	W ₂	W ₁	W ₂
Test I Moran	14,38	10,37	14,43	9,96	15,59	10,78	15,57	10,68
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Test LM ERROR	159,53	94,97	160,75	93,70	187,15	109,84	186,81	107,89
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Test LM ERROR robuste	117,40	30,23	117,43	28,92	139,52	40,55	137,98	38,46
Proba	0,000	0,000	0,000	0,00	0,000	0,000	0,000	0,000
Test	3,15	3,15	1,69	1,69	3,58	3,58	2,67	2,67
Proba	0,977	0,977	0,998	0,998	0,963	0,963	0,987	0,987
Test LM LAG	44,19	82,47	45,70	83,79	48,88	82,03	50,37	83,37
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Test LM LAG robuste	2,06	17,73	2,38	19,02	1,254	12,74	1,54	13,94
Proba	0,151	0,000	0,122	0,000	0,262	0,000	0,213	0,000
Test LM SARMA	161,59	112,70	163,13	112,72	188,41	122,58	188,35	121,84
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Résultats des estimations par les moindres carrés ordinaires pour les densités des communes des petites aires urbaines

	1982		1990	
	Emplois totaux	Emplois de distribution	Emplois totaux	Emplois de distribution
Effectifs	771	771	771	771
Constante	-1,4721***	-1,4893***	-1,509***	-1,5314***
	(-6,431)	(-6,4642)	(-7,066)	(-7,132)
POCOMC (10 ⁶)	-2,2328	-2,5315	-3,1319*	-3,3399**
	(-1,442)	(-1,627)	(1,956)	(-2,078)
SOMAID (10 ³)	-0,4385	-0,4280	0,0770	0,1182
	(-0,720)	(-0,698)	(0,163)	(0,249)
NM56P (10 ³)	-1,956	0,0393	-0,0260	0,0373
	(-0,189)	(0,384)	(-0,256)	(0,372)
IG	0,452***	0,4569***	0,4087***	0,4102***
	(24,21)	(24,39)	(23,90)	(23,88)
IA	-0,113***	-0,1169***	-0,0936***	-0,0973***
	(-8,391)	(-8,659)	(-7,207)	(-7,483)
TXACT	-0,8803	-0,8401**	-0,3819	-0,3197
	(-2,295)	(-2,177)	(-0,957)	(-0,798)
CT	-0,0611***	-0,0611***	-0,0235***	-0,0233***
	(-7,816)	(-7,712)	(-6,984)	(-6,882)
RNTMY (10 ⁶)	6,7867***	6,8670***	5,377***	5,4903***
	(3,330)	(3,344)	(3,905)	(3,964)
EMPL	0,0684***	0,2329***	0,0743***	0,2447***
	(8,800)	(8,157)	(9,405)	(8,983)
R2 adj,	0,81	0,80	0,80	0,79
Log de vraisemblance	-717,4	-722,5	-720,3	-723,8
AIC	1454,8	1464,9	1460,7	1467,7
SC	1501,3	1511,4	1507,1	1514,2

Résultats des tests des effets spatiaux sur les densités des communes des petites aires urbaines

ANALYSE ÉCONOMIQUE DES CONFIGURATIONS URBAINES ET DE LEUR ÉTALEMENT

	1982				1990			
	Emplois totaux		Emplois de distribution		Emplois totaux		Emplois de distribution	
	W1	W2	W1	W2	W1	W2	W1	W2
Test I Moran	9,98	9,64	10,30	9,92	10,32	10,33	10,40	10,50
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Test LM ERROR	85,28	88,62	90,95	94,09	91,16	101,9	92,65	105,39
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Test LMERROR robuste	63,14	53,53	69,22	57,42	65,17	58,86	67,66	61,27
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Test	1,39	1,39	1,53	1,53	1,173	1,173	1,17	1,17
Proba	0,999	0,999	0,998	0,998	0,999	0,999	0,999	0,999
Test LM LAG	22,20	35,31	21,73	36,83	26,25	43,47	25,16	44,47
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Test LM LAG robuste	0,06	0,233	0,008	0,1640	0,270	0,433	0,17	0,35
Proba	0,797	0,628	0,926	0,685	0,602	0,510	0,672	0,54
Test LM SARMA	85,34	88,85	90,96	94,26	91,43	102,34	92,82	105,74
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000