AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

Modèles économétriques des configurations des aires urbaines françaises

Pierre-Yves PÉGUY

Econometric models of spatial urban structure: the case of French metropolitan areas

Key-words:

population densities, urban sprawl, spatial urban structure, monocentric model, spatial econometric models

Modèles économétriques des configurations des aires urbaines françaises

Mots-clés:

densité, étalement urbain, configuration urbaine, modèle standard de l'économie urbaine, économétrie spatiale

Summary – This paper presents different econometric models that account for the changes or urban spatial structures in France over the last decades. These changes are characterised by a decline of population densities in city centers and by an urban sprawl for population and employment. The monocentric model offers a relevant framework to study household location choices. This model not only identifies some factors that have an impact on these choices but also predicts that population density is represented by a negative exponential function.

A two-pronged empirical approach is adopted in this article. We first estimate negative exponential population densities for each of the 112 French metropolitan areas selected from the last four population censuses (1975, 1982, 1990 and 1999). These metropolitan areas count over 8000 communes (commune is the smallest administrative entity in France). Taking the gradient of this negative exponential density function allows to measure patterns of household location over time. Any econometric work based on spatial data needs to take into account spatial interactions among observations and thus to use appropriate econometric tools. Therefore, we estimate two types of spatial econometric specification for this negative exponential density function: a spatial autoregressive model and a spatial error model with two different spatial weight matrices. Estimated spatial model specifications are assessed using different statistical tests such as Lagrange multiplier and Kelejian-Robinson tests. Compared to the conventional ordinary least squares estimation results (with no spatial autocorrelation), estimated spatial models indicate that the estimates of the density gradients and central densities are lower, hence resulting in a much smoother urban sprawl trend.

In the second stage, we introduce in the previous model of population densities additional explanatory variables such as the size of central city area, income and size of households, housing benefits, the infrastructures and natural amenities of the communes. As it was done previously, different spatial models are estimated. Because of technical constraints associated with the econometric procedure, we select two samples of communes, one with communes belonging to small metropolitan areas and one representing communes of great metropolitan areas. The various statistical test results led us to accept a spatial autoregressive model specification with a spatial autocorrelation of errors. Compared to the foregoing econometric results, we can observe that these new estimated models offer a better goodness-of-fit. Furthermore, these additional explanatory variables work either as agglomerative forces or dispersion forces.

Résumé – La configuration des villes en France, au cours de ces dernières décennies, se caractérise par une baisse de densités centrales et un étalement de la population et des emplois. Le modèle standard de l'économie urbaine offre un cadre d'intelligibilité des choix de localisation des ménages et des facteurs à l'origine de leur évolution. Il conclut à une décroissance des densités suivant une forme exponentielle négative en fonction de la distance au centre. Dans un premier temps, cette prédiction est testée à l'échelle de 112 aires urbaines françaises pour les quatre derniers recensements de la population (1975, 1982, 1990, 1999). Dans un second temps, ce modèle est enrichi par l'introduction de variables ayant trait à la taille de la ville-centre, au nombre de personnes composant les ménages et leur revenu, aux aides au logement et à la présence d'équipements et d'aménités. Ces deux modèles estimés mobilisent les outils de l'économétrie spatiale pour intégrer l'existence d'autocorrélation spatiale.

* Laboratoire d'Économie des Transports, Unité Mixte, CNRS-Université Lumière Lyon 2 et École nationale des travaux publics de l'État (ENTPE), ISH, 14 avenue Berthelot - 69007 LYON
e-mail : pierre-yves.peguy@let.ish-lyon.cnrs.fr

LA VILLE, sous l'effet de différentes forces, est soumise à un profond changement dans sa configuration. De manière générale, ce mouvement se caractérise par une diminution des densités en son centre et un accroissement de l'espace occupé par la population et les emplois, repoussant ainsi ses frontières initiales. Faibles voire négatifs dans le centre, les taux de croissance de la population deviennent significativement positifs en périphérie (Bessy-Pietri, 2000). Cet étalement de la population et, dans une moindre mesure des emplois, est l'une des caractéristiques fortes des nouvelles configurations des espaces urbains français sur les quatre derniers recensements de la population. Nonobstant certains cas d'espaces urbains, cette dispersion de la population et des emplois en France ne donne pas lieu à l'émergence de nouvelles centralités secondaires aussi conséquentes que celles des villes américaines (Péguy, 2000).

Cette nouvelle occupation de l'espace génère, simultanément, des problèmes de plus en plus aigus et des opportunités non négligeables. Le nombre croissant de migrants alternants, privilégiant la voiture particulière pour leurs déplacements, occasionne des effets externes négatifs. La pollution urbaine imputable très majoritairement aux transports contribue, de manière significative, à une croissance de la morbidité dans la population et du nombre de décès prématurés. En retenant une estimation moyenne, la pollution urbaine est à l'origine de plus de 1 000 morts par an pour 21 villes de plus de 250 000 habitants (Société française de santé publique, 1996). La congestion, liée aux déplacements quotidiens, est synonyme également de temps perdu, dont le coût pour la collectivité est estimé à 2 % du PIB dans les pays d'Europe occidentale (Commission européenne, 1995). Le développement généralisé de la voiture particulière se fait au détriment des transports collectifs qui maintiennent difficilement leur part modale, en dépit des lourds investissements réalisés par l'État et les collectivités territoriales. Ces transports publics sont alors soumis à des crises de financement cumulatives (Madre et Maffre, 1997 ; Tabourin, 1998).

Ces problèmes croissants ne doivent pas occulter les opportunités que représente cette évolution spatiale. L'arrivée de nouveaux résidents au sein de communes éloignées du centre assure à ces dernières un renouveau alors qu'elles semblaient condamnées à un déclin irrémédiable (Bessy-Pietri *et al.*, 2000). Cette émigration en direction d'espaces qualifiés de périurbains ou de ruraux sous faible influence urbaine se double également, dans certains cas, d'emplois nouveaux.

Cette nouvelle configuration de la ville rend plus impérieuse l'identification des forces qui participent à ce mouvement. Quelles sont les variables explicatives de cette évolution ?

Le modèle standard de l'économie urbaine offre un cadre d'intelligibilité des choix de localisation des ménages. Il identifie des variables déterminantes dans la prise de décision des ménages. Moyennant des hypothèses, il conclut même à une forme de répartition des densités de population en ne retenant que la seule distance au centre comme facteur explicatif (1^{re} partie). L'estimation de formes fonctionnelles sur des données spatialisées se heurte, cependant, au phénomène de dépendance spatiale et nécessite la mise en œuvre d'outils idoines (2^e partie). En retenant une démarche en deux étapes, nous testerons d'abord la prédiction du modèle standard relative à la distribution des densités en fonction de la distance euclidienne au centre, avant d'enrichir le modèle en introduisant d'autres facteurs explicatifs (3^e partie). Nous estimerons ces différents modèles à l'échelle d'aires urbaines françaises, pour les années 1982 et 1990, en mobilisant les outils de l'économétrie spatiale.

LE MODÈLE STANDARD DE L'ÉCONOMIE URBAINE

Ce modèle, appelé également modèle monocentrique, offre un cadre théorique des choix de localisation des ménages. Il trouve son origine dans les travaux d'Alonso (1964) et de Muth (1969), et a connu, depuis ces travaux fondateurs, 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, 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 :

$$\begin{aligned} & \max_{z, q} U(z, q) \\ & \text{sous la contrainte} \quad w = z + R(x)q + T(x) \end{aligned} \quad (1)$$

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

$$\psi'(v, x) = \max_{z, q} \left\{ \frac{w - z - T(x)}{q} \mid U(z, q) = v \right\} \quad (2)$$

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.

D'après la condition de premier ordre qui considère que $U_q - R(x) U_z = 0$, où U_q , U_z sont respectivement 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.

$$\frac{\partial \psi'(v, x)}{\partial x} = \frac{-T'(x)}{q^*(v, x)} < 0 \quad (3)$$

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 :

$$\int_0^{x_f} \frac{1}{q^*(v, x)} dx = N \quad (4)$$

$$\psi(v, x_f) = R_a \quad (5)$$

où R_a est la valeur d'opportunité du sol. L'équation (4) correspond à la contrainte de population et l'équation (5) 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.

Les facteurs explicatifs des configurations urbaines

A partir de l'équation (3), 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 est nécessaire 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.

Effets d'une variation des coûts de transport

La baisse des coûts de transport induite par une meilleure accessibilité au centre a des répercussions sur la quantité consommée de logement. Le revenu net des coûts de transport est, en effet, accru et la superficie de logement d'enchère est plus importante. La pente de la rente foncière diminue, traduisant une décroissance des prix en tout point de l'espace. Le logement étant un bien normal, la surface optimale consommée augmente alors. 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 une augmentation du revenu qui induit une croissance de la consommation de logement.

Effets d'une augmentation des revenus

Les effets d'une hausse généralisée 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 $T'(x)/q^*(v,x)$ diminue. La pente de la courbe de rente offerte est plus faible. La frontière de la ville s'éloigne comme précédemment.

Cette consommation supplémentaire suppose, cependant, que la disponibilité de sols soit suffisante et non soumise à des contraintes de zonage. Les aides aux logements, envisagées dans le cadre des politiques en faveur du logement ou de l'accession à la propriété, ont des effets similaires à une hausse des revenus. Elles constituent, en effet, un accroissement du revenu disponible des ménages et favorisent un 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 si l'élasticité-revenu de

la demande de logement est supérieure à celle des coûts de transport par unité de distance.

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. En revanche, la pente de la courbe de rente offerte ne change 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 coûts 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. Dans ce cas, on a 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.

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. 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 :

$$\begin{aligned} \max_{z,q,x} U(z, q, a(x)) \\ \text{sous la contrainte } w = z + R(x)q + T(x) \end{aligned} \quad (6)$$

La rente d'enchère s'écrit:

$$\psi(v, x) = \left\{ \max_{z,q} \frac{w - z - T(x)}{q} \mid U(z, q, a(x)) = v \right\} \quad (7)$$

La dérivée de la courbe de rente offerte est de la forme suivante (cf. Brueckner, 1982 ; Goffette-Nagot, 1999):

$$\frac{\partial \psi(v, x)}{\partial x} = - \frac{t - V_a a'(x)}{q^*(v, x)} \quad (8)$$

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.

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 en déduit une forme fonctionnelle spécifique de répartition de population dans l'espace. Ces hypothèses ont évolué dans le temps et selon les auteurs. Une première condition a été proposée sur la forme de la fonction de production de logement et celle de 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: $Q(x) = AL(x)^\alpha K(x)^{1-\alpha}$, où $L(x)$ et $K(x)$ représentent, respectivement, les inputs de terre et de capital, et A et α , les paramètres d'échelle et de distribution de cette fonction de produc-

tion. 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 entre densité de population $D(x)$ et distance (Mills, 1972) suivante :

$$\begin{cases} D(x) = E \left[\bar{R}^{-\beta} + \beta t E(\bar{x} - x) \right]^{\frac{1-\beta}{\beta}} & \text{si } \beta = \alpha(1 + \theta) \neq 0 \\ D(x) = E(\bar{R} e^{t\bar{E}x}) e^{-t\bar{E}x} & \text{si } \beta = \alpha(1 + \theta) = 0 \end{cases} \quad (9)$$

où $E = \alpha B w^\varepsilon [A \alpha^\alpha (1 - \alpha)^{1-\alpha}]^{-(1+\theta)} r^{(1-\alpha)(1+\theta)}$, $\bar{x}$ 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 l'élasticité-prix de la demande de logement θ est égale à -1 (Brueckner, 1982).

D'autres conditions, distinctes de la précédente et 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 à 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 ⁽¹⁾.

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, 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'interprétation des paramètres de cette fonction est simple. Plus γ est élevé, plus la ville est concentrée. De même, une diminution de γ dans le temps pour une même ville, avec ou sans diminution du paramètre D_0 , traduit une tendance à l'étalement urbain.

Cette prédiction du modèle standard, relative à une répartition des densités suivant une forme exponentielle négative en fonction de la seule distance au centre, peut être testée sous forme économétrique. De nombreux travaux ont généralement privilégié cette forme fonctionnelle

⁽¹⁾ Anas et al. (1998 et 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. Ils émettent un certain nombre d'hypothèses regroupées sous le terme de « modèle monocentrique panexponentiel ».

(pour un *survey*, se reporter à McDonald, 1989; Anas *et al.*, 1998; Péguy *et al.*, 2000). Ces travaux ont principalement porté sur les espaces urbains nord-américains. Ils sont, en revanche, significativement moins nombreux en Europe, et en France en particulier. En outre, quels que soient les espaces urbains envisagés, quasiment aucun de ces travaux ne mobilise des outils appropriés, tels que ceux de l'économétrie spatiale, pour ces estimations spatialisées.

MODÈLES ÉCONOMÉTRIQUES ET DONNÉES UTILISÉES

Nous avons retenu une démarche de tests économétriques en deux étapes :

- la première consiste à estimer une forme exponentielle négative sur des densités pour un échantillon de villes françaises. À ce niveau, seule la distance euclidienne au centre est retenue comme variable explicative ;
- la deuxième étape vise à enrichir le modèle testé en introduisant d'autres facteurs explicatifs des configurations urbaines.

Ces deux types d'estimations sur des données spatialisées nécessitent cependant d'intégrer la présence éventuelle d'autocorrélation spatiale. Des outils adéquats sont donc à mobiliser sous peine d'estimations biaisées et d'estimateurs inefficaces. Nous les présenterons avant de faire état des données retenues.

Le phénomène de dépendance spatiale et les outils d'économétrie spatiale

L'introduction de l'espace dans l'analyse oblige à intégrer une éventuelle interaction spatiale entre les variables. « *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). La littérature sur cette question est importante (Anselin, 1988; Jayet, 1993; Anselin et Florax, 1995; Jayet, 2001; Le Gallo, 2001).

Pour le cas des densités qui nous intéresse, leur répartition, par exemple au niveau des 239 communes de l'aire urbaine de Lyon en 1990, n'est 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 1).

Carte 1.
Densité des
communes de l'aire
urbaine de Lyon
en 1990

L'origine de cette dépendance spatiale est double :

– Elle trouve sa source dans les erreurs de mesure pour des observations sur des unités spatiales contiguës. 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 du voisinage de j . Dans l'analyse des densités et, compte tenu du périmètre d'analyse retenu, nous sommes dépendants du découpage communal qui « gomme » certaines différences de densités observées en son sein.

– La deuxième source de dépendance spatiale renvoie à la nature des phénomènes étudiés. Au niveau des aires urbaines, les ménages de communes contiguës avec des niveaux de densités proches, situés à une distance équivalente du centre, ont fait des choix similaires en termes de localisation, de modes et d'itinéraires pour leur trajet domicile-travail, en fonction de contraintes données de prix du logement et de coûts de transport. Certaines localisations génèrent également des externalités spatiales dont bénéficient les localisations à proximité.

La présence de phénomènes spatiaux de ce type occasionne des biais dans les estimations réalisées et des estimateurs inefficaces suivant la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). L'hypothèse d'absence d'autocorrélation des résidus dans le modèle linéaire se trouve en effet contestée par ces effets spatiaux. Il convient alors de privilégier d'autres méthodes d'estimation, en particulier celle par le maximum de vraisemblance.

La prise en compte de ces effets nécessite également la détermination d'une matrice W qui restitue les interactions entre les observations. Une forte interaction entre les observations i et j se traduira dans cette matrice de poids par un terme w_{ij} non nul.

Il est possible enfin de rechercher de nouvelles spécifications par l'introduction de variables omises et d'autres formes fonctionnelles pour intégrer cette dépendance spatiale.

L'économétrie spatiale retient trois types de modèles : le modèle spatial autorégressif, le modèle spatial avec autocorrélation des résidus, et le modèle spatial combinant les deux, c'est-à-dire le modèle autorégressif avec autocorrélation des résidus.

Le modèle spatial autorégressif (SAR)

Le modèle linéaire spatial avec autorégression (SAR) est de la forme :

$$y = Wy + X\beta + \varepsilon \quad (10)$$

où y est le vecteur colonne contenant les valeurs de la variable endogène, W la matrice des effets d'autorégression spatiale, 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. À l'estimation de cette forme est associé un paramètre spatial autorégressif ρ qui peut être interprété comme la mesure de l'autorégression spatiale. L'hypothèse nulle de l'absence d'autocorrélation correspond à $H_0: \rho = 0$.

Le modèle linéaire spatial avec autocorrélation des résidus

Il s'écrit sous la forme :

$$\begin{cases} y = X\beta + \varepsilon \\ (I - Z)\varepsilon = \xi \end{cases} \Leftrightarrow (I - Z)(y - X\beta) = \xi \quad (11)$$

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. Comme précédemment, à l'estimation de cette forme est associé un paramètre spatial λ qui peut

être interprété comme la mesure de l'autocorrélation spatiale. L'hypothèse nulle de l'absence d'autocorrélation correspond à $H_0 : \lambda = 0$.

Le modèle linéaire avec autorégression et autocorrélation des résidus (SARMA)

En reprenant les notations précédentes, il est de la forme:

$$\left\{ \begin{array}{l} y = Wy + X\beta + \varepsilon \\ (I - Z)\varepsilon = \xi \end{array} \right. \quad \Leftrightarrow \quad (I - Z)[(I - W)y - X\beta] = \xi \quad (12)$$

avec W la matrice des effets d'autorégression spatiale, Z la matrice des effets d'autocorrélation spatiale, X la matrice des variables explicatives et ξ un vecteur de résidus indépendants, non nécessairement homoscédastiques.

La sélection de ces modèles est déterminée sur la base de tests statistiques qui dressent un diagnostic sur la forme d'autocorrélation à l'œuvre dans le modèle. Ces résultats dépendent des hypothèses testées en matière d'interaction spatiale. Autrement dit, selon les matrices de poids déterminées de manière exogène, la dépendance spatiale sera plus ou moins importante. Les tests les plus courants en la matière sont l'*Indice I de Moran*, le *multiplicateur de Lagrange* (LM pour Lagrange Multiplier) déterminé pour les erreurs (LM_{ERR}) et pour l'autorégression (LM_{LAC}), le *multiplicateur de Lagrange robuste* $Robust\ LM_{lag}$ et $Robust\ LM_{error}$ sur l'autorégression et sur les résidus ne nécessitant pas la normalité des résidus et le test de Kelejian-Robinson.

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 petits échantillons et se renforce avec les valeurs élevées des paramètres spatiaux. Le Test I de 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 a 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 », on a alors une hausse de la puissance des tests en cas d'autocorrélation spatiale positive.

La procédure de sélection du modèle comporte trois phases :

- *Estimation du modèle par les moindres carrés ordinaires (MCO)*;

- *Evaluation avec les différents tests ci-dessus de l'autocorrélation spatiale.* Si elle 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 $LM_{error} > LM_{lag}$, on retiendra alors 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 $LM_{lag} > LM_{error}$, on retiendra alors un modèle autorégressif.

Avec les tests *Robust* LM_{lag} et *Robust* LM_{error} , Anselin et Florax (1995) considèrent que, si $LM_{lag} > LM_{error}$ et que *Robust* LM_{error} n'est pas significatif alors que *Robust* LM_{lag} l'est, 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 autocorrélés dans les modèles testés. Il est possible de compléter cette procédure de choix en retenant un autre indicateur, le test LM . Le test 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, permet de trancher. Ce test impose cependant d'estimer les deux formes de modèles considérés, à savoir le modèle spatial autorégressif et le modèle spatial avec autocorrélation des résidus, pour décider *a posteriori*.

Les données

Dans le cas présent, l'estimation de modèles économétriques nécessite de définir la population et l'unité d'observation, le périmètre et la période d'observation. Les réponses apportées sont guidées par la recherche de robustesse des résultats mais sont également conditionnées par l'existence et la disponibilité des données.

L'unité d'observation de base retenue est la commune. Au regard de la situation des autres pays européens, leur grand nombre en France est souvent considéré comme sous-optimal pour la gestion publique. Pour les tests économétriques envisagés, cet effectif important offre en tout

cas un découpage fin et appréciable du territoire national pour un suivi des configurations spatiales.

Le zonage retenu pour apprécier l'évolution des configurations urbaines n'est pas non plus une question sans incidence. Le cadre de l'agglomération au sens de l'INSEE ou celui des découpages administratifs, fondés sur le principe de la continuité du bâti, apparaît comme peu pertinent pour saisir cette l'évolution. Dans un grand nombre de cas, ils ont été dépassés par une urbanisation de plus en plus lointaine, fondée sur des relations fonctionnelles entre des mailles urbaines de plus en plus lâches. De la même manière, un périmètre trop large présente des défauts similaires. Les tendances ne sont plus perceptibles. Enfin, il est possible, comme certains l'ont fait, d'élaborer un périmètre spécifique pour l'étude d'un espace donné. Mais ce choix est souvent perçu comme *ad hoc*, sans justification bien étayée. En outre, il interdit toute comparaison entre des espaces parce que non reproductible. En raison de la faiblesse de son pouvoir discriminant, l'INSEE a abandonné la nomenclature des zones de peuplement industriel et urbain (ZPIU) ⁽²⁾, au profit de celle du zonage en aires urbaines (ZAU) (Le Jeannic, 1996). Nous adopterons ce périmètre d'observation pour les tests à venir ⁽³⁾.

Sur les 361 aires urbaines françaises définies par l'INSEE en 1996, toutes n'ont pas pu être sélectionnées. Un grand nombre d'entre elles sont de petite taille et ne comportent pas suffisamment d'observations de distance pour envisager de calculer une fonction de densité. L'échantillon des 112 aires urbaines retenues renvoie à plus de 8 000 communes, soit près de 80% du total des communes appartenant à une aire urbaine au niveau national, et près de 34 millions de personnes pour 1990 (Annexe 1).

Les aires urbaines retenues ont une population, en 1990, comprise entre 15 000 et 10 000 000 d'habitants. La moyenne de la population sur l'échantillon retenu est de 270 000 habitants, en 1975, et de 300 000 habitants, en 1990. Toutes les aires urbaines de l'échantillon n'ont pas enregistré de croissance de population sur la période.

Les différentes variables explicatives envisagées sont issues principalement du recensement de la population de 1982 et de 1990, de l'Inventaire communal de 1980 et 1988, du fichier de la Direction générale des impôts pour 1984 et 1990, et de l'enquête SICLONE sur les aides au logement du ministère de l'Équipement, du Logement et des Transports.

⁽²⁾ 96 % de la population, en 1990, résidaient dans une commune appartenant à une ZPIU.

⁽³⁾ Nous raisonnerons, pour les différents recensements envisagés, à périmètre constant défini sur la base du recensement de la population de 1990.

Tableau 1.
Liste des variables

Variables à expliquer	Descriptif
LDENS	Log de la densité communale de l'année considérée (1982 et 1990, <i>i.e.</i> population communale sans double compte de 1982 ou de 1990 / 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
CT	Coût de transport correspondant à la distance entre centroides x par le prix de revient kilomètre d'un véhicule de 6 CV pour l'année considérée
NM56P	Nombre de ménages de cinq personnes et plus pour l'année considérée à l'échelle communale
IG	Indice général d'équipements des communes (services, équipements publics) 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>i.e.</i> 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 pour l'année considérée

RÉSULTATS DES MODÈLES ÉCONOMÉTRIQUES

Cette présentation des résultats suit la méthodologie retenue en deux étapes:

- estimations de fonctions exponentielles négatives sur la base de la seule distance au centre,
- estimations de fonctions exponentielles négatives enrichies.

Les estimations de fonctions exponentielles négatives sur la base de la seule distance au centre

La prédiction du modèle standard de l'économie urbaine d'une décroissance exponentielle des densités en fonction de la distance au centre est testée, à ce niveau, pour chacune des 112 aires urbaines françaises. Ces estimations ont été produites pour les quatre derniers recensements

de la population, 1975, 1982, 1990 et 1999 (Péguy, 2000). Cependant, compte tenu de ce grand nombre d'aires urbaines, nous ne présentons dans la suite qu'une illustration de cette méthodologie d'estimation à partir du cas de Paris et de Lyon pour 1982 et 1990, période pour laquelle il est possible de tester des facteurs explicatifs autres que la seule distance au centre⁽⁴⁾. De même, pour alléger le développement, nous ne ferons état que des résultats des deux modèles spatiaux testés.

La forme estimée de la fonction exponentielle négative $D(x) = D_0$ est la suivante: $\text{Log}[D(x)] = \text{Log}[D_0] - \gamma x$, où $D(x)$ est la densité résidentielle, D_0 la densité extrapolée au centre de la ville, 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. $\text{Log}[D_0]$ est la constante dans l'estimation.

Nous avons sélectionné pour ces modèles spatiaux deux types de matrices d'interaction spatiale. W_1 ⁽⁵⁾ correspond à une interaction entre des communes inversement proportionnelle à la distance euclidienne entre les centroïdes ($W_1: w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}}$), et W_2 , où l'interaction est inversement proportionnelle au carré de la distance euclidienne entre les centroïdes ($W_2: w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}^2}$). Cette différence de définition conduit à donner plus de poids à la proximité dans la matrice W_2 que dans la matrice W_1 .

Cependant, cette option revient 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: $y = \rho_a W_a + \rho_i W_i + Xb + \varepsilon$. Ce choix n'aurait pas été inintéressant, mais nous avons subi les contraintes du logiciel utilisé, SPACESTAT (1995), qui n'autorise pas la programmation de telles matrices.

⁽⁴⁾ Pour le recensement de la population de 1975, les variables retenues ne sont pas toutes concordantes avec celles des recensements de 1982 et de 1990. Pour 1999, toutes les variables relatives à la population ne sont pas disponibles au moment de la rédaction de cet article.

⁽⁵⁾ 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.

Enfin, la littérature 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 elles sont nulles si les distances entre centroïdes sont supérieures à ce seuil, $W_3: w_{ij} = 1$ si $d_{ij} \leq x$, sinon $w_{ij} = 0$. Cependant, compte tenu de la diversité des tailles (au sens de surface) des aires urbaines, il n'est pas évident de déterminer un tel seuil sans qu'il apparaisse comme arbitraire et mal fondé.

Les choix effectués de W_1 et W_2 apparaissent en conséquence comme cohérents et acceptables au regard de ce que nous voulons tester et compte tenu des contraintes techniques auxquelles nous sommes soumis.

Comme annoncé précédemment, nous avons procédé en trois phases :

- estimation du modèle par les moindres carrés ordinaires (MCO) ;
- évaluation avec les différents tests ci-dessus de l'autocorrélation spatiale ;
- estimation du modèle spatial retenu.

La méthode d'estimation retenue pour les deux modèles spatiaux envisagés est la méthode par le maximum de vraisemblance. Les résultats du modèle spatial autorégressif sont présentés dans le Tableau 2, et ceux du modèle spatial avec autocorrélation des résidus dans le Tableau 3.

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 logarithme de la fonction de vraisemblance (*LIK*), le Critère d'information Akaike (*AIC*) et le Critère de Schwartz (*SC*) au détriment des R^2 , R^2 adj. ou pseudo R^2 . Comparé à ces indicateurs obtenus pour les estimations sans prise en compte de la dépendance spatiale suivant les MCO, il apparaît que le logarithme de la fonction de vraisemblance (*LIK*) augmente dans les estimations 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 de la variable autorégressive W_LNDS avec le paramètre spatial autorégressif ρ , introduit 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 se 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.

Tableau 2. 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			
	W_1		W_2		W_1		W_2	
	Paris	Lyon	Paris	Lyon	Paris	Lyon	Paris	Lyon
Effectifs	1155	239	1155	239	1155	239	1155	239
W_LNDS	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	2,32*** (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 (γ)	-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)
R^2 adj.	0,68	0,49	0,75	0,57	0,67	0,49	0,74	0,57
LIK	-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	230,42 (0,00)	67,06 (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.

W_LNDS: variable autorégressive; R^2 adj.: coefficient de détermination ajusté; LIK: logarithme de la fonction de vraisemblance; AIC: critère d'information Akaike; SC: critère de Schwartz; LM: multiplicateur de Lagrange.

Note: le test LM porte sur l'hypothèse d'absence de prise en compte de l'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 d'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 W_2 . Nous retiendrons donc ce type de modèle pour le calcul des gradients de la fonction exponentielle négative intégrant le phénomène de dépendance spatiale.

Tableau 3. 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			
	W_1		W_2		W_1		W_2	
	Paris	Lyon	Paris	Lyon	Paris	Lyon	Paris	Lyon
Effectifs	1155	239	1155	239	1155	239	1155	239
λ	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	3,71*** (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 (γ)	-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)
R^2 adj.	0,64	0,44	0,64	0,44	0,64	0,43	0,64	0,43
LIK	-1714,2	-319,6	-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	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.

λ : paramètre de l'autocorrélation spatiale ; R^2 adj. : coefficient de détermination ajusté ; *LIK*: logarithme de la fonction de vraisemblance ; *AIC*: critère d'information Akaike ; *SC*: critère de Schwartz ; *LM*: multiplicateur de Lagrange.

Note: le test *LM* porte sur l'hypothèse d'absence de prise en compte d'une variable autorégressive.

Les estimations réalisées pour chacune des 112 aires urbaines sélectionnées, avec un modèle spatial avec autocorrélation des résidus, sont synthétisées dans le Tableau 4.

Tableau 4.		1982	1990	90/82	
Valeurs moyennes des densités centrales et des gradients moyens de densité pour les aires urbaines françaises selon les types de modèles	Modèle avec autocorrélation spatiale ⁽⁶⁾	D_0	1,3521	1,4704	8,7%
		γ	-0,1313	-0,1319	0,5%
	Modèle linéaire classique ⁽⁷⁾	D_0	1,3822	1,4872	7,6%
		γ	-0,1443	-0,1417	-1,8%

Elles indiquent que :

– les valeurs obtenues pour les gradients comme pour les densités centrales estimées sont sensiblement plus faibles que celles que nous

⁽⁶⁾ Résultats du modèle avec autocorrélation des résidus (matrice d'interaction W_2).

⁽⁷⁾ Résultats du modèle linéaire estimé avec les moindres carrés ordinaires.

avons dans le cadre du modèle linéaire classique sans prise en compte de l'autocorrélation spatiale.

– La tendance à l'étalement est moins nette que celle saisie suivant les MCO. Le gradient diminue bien sur la période 1975-1999 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). En revanche, cette décroissance n'est pas observée pour la période considérée 1982-1990 où le gradient croît en valeur absolue.

– Les densités centrales estimées ont la même évolution contraire que l'évolution identifiée avec les estimations classiques. Elles adoptent également un sens opposé au gradient et aux tendances observées pour les centres urbains. 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) (Péguy, 2000).

La prédiction du modèle standard de l'économie urbaine relative à la forme exponentielle négative de la décroissance des densités n'est pas infirmée en reprenant une perspective popérienne. Mais ceci ne constitue qu'une étape dans la recherche. Il est, en effet, possible d'enrichir le modèle par l'introduction d'autres variables explicatives dans un deuxième temps.

Les estimations de fonctions exponentielles négatives enrichies

La forme exponentielle négative des densités en fonction de la distance peut être complétée par d'autres facteurs que cette seule distance au centre.

L'analyse de la forme fonctionnelle initiale ainsi que des évolutions démographiques selon les aires urbaines fait apparaître des différences relativement fortes de croissance démographique et de dispersion de la population. Les aires les plus grandes ont enregistré une croissance plus forte et un étalement plus prononcé que les aires les plus petites. Nous avons donc segmenté l'ensemble des aires urbaines sélectionnées en deux strates de communes appartenant à des aires urbaines de tailles différentes, 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.

De même, pour l'estimation de modèles spatiaux, et compte tenu des contraintes techniques liées au nombre d'observations, aussi bien avec le logiciel SPACESTAT qu'avec les sous-programmes développés par Lauridsen

(1995) sous SAS ⁽⁸⁾ (1994), (elles aussi soumises à des contraintes de nombre d'observations), il n'a 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.

Comme dans le cas de l'estimation de formes fonctionnelles fondées sur la seule distance au centre, soumis aux mêmes contraintes techniques et, même si d'autres matrices d'interaction n'auraient pas été inintéressantes à tester, nous avons retenu les deux mêmes types de matrice d'interaction. W_1 correspond 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.

La démarche retenue se décompose en trois phases, comme celle adoptée précédemment : estimation des facteurs explicatifs par les moindres carrés ordinaires (MCO), puis évaluation de l'autocorrélation spatiale et enfin, estimation du modèle spatial retenu.

Pour ne pas surcharger le texte, nous ne présenterons que les résultats issus des modèles spatiaux pour les communes appartenant aux grandes aires urbaines et pour celles appartenant aux petites aires urbaines. Les estimations, réalisées suivant la méthode des MCO, ainsi que les différents tests de cette dernière étape sont présentés en annexe pour les communes appartenant aux grandes aires urbaines.

Estimations sur les densités des communes des grandes aires urbaines

Il est possible de déterminer différents tests pour évaluer le phénomène de dépendance spatiale à partir des estimations réalisées avec les MCO (Tableau A.1) ⁽⁹⁾. Le test I de Moran est fortement significatif, que ce soit pour l'année 1982 ou l'année 1990 (Tableau A.2). Sa significativité n'est pas altérée par le changement de matrices d'interaction spatiale W_1 et W_2 . 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 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.

⁽⁸⁾ Les confrontations des résultats obtenus sur les deux logiciels n'ont pas mis en évidence de différences de résultats.

⁽⁹⁾ Le test sur la normalité des résidus est fonction des échantillons (Tableau A.3). 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.

Pour affiner la procédure de sélection des modèles spatiaux les plus appropriés, nous avons déterminé 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 le test *LM* sur l'omission d'une variable autocorrélée dans le cas d'un modèle autorégressif, quelles que soient les matrices d'interaction retenues. Autrement dit, nous avons estimé ces deux modèles spatiaux pour ne retenir, en définitive, que la forme la plus appropriée. Les tests *LM* dans les deux cas sont significatifs. Autrement dit, le choix d'estimer séparément ces deux formes de modèles n'est pas confirmé. En conséquence, nous estimerons un modèle spatial combinant autorégression et autocorrélation des résidus (ou modèle SARMA). Les résultats des estimations de ce modèle sont présentés dans le Tableau 5.

Tableau 5. 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)
λ	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)
R^2 adj.	0,84	0,85	0,84	0,84
LIK	-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.

W_LD: variable autorégressive; λ : paramètre de l'autocorrélation spatiale; R^2 adj.: coefficient de détermination ajusté; LIK: logarithme de la fonction de vraisemblance; AIC: critère d'information Akaike; SC: critère de Schwartz.

La méthode d'estimation retenue pour les modèles SARMA envisagés est la méthode par le maximum de vraisemblance. Le logarithme de la fonction 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 W_1 , 1656 contre 1768 pour 1990 avec W_1).

On peut noter la forte significativité de la variable autorégressive (W_LD) et du paramètre d'autocorrélation des résidus λ . C'est une confirmation supplémentaire, *a posteriori*, du choix effectué du modèle SARMA.

Un grand nombre de ces variables sont fortement significatives et leur sens de variation est conforme à ce que l'on peut attendre. La tyrannie des distances s'affaiblit. La tendance à la décroissance du gradient, saisie sur la base du coût de transport (distance $\times$ prix de revient kilométrique), se poursuit en effet indépendamment des choix de matrices d'interaction. Il décroît de 55 % entre 1982 et 1990 avec W_1 et de 51 % avec W_2 . 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 cinq personnes. *A contrario*, 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 avons tenté de les saisir à partir de l'indice construit.

La croissance du revenu génère, non 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.

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 va-

riables. Celles qui l'étaient suivant les MCO le restent avec le maximum de vraisemblance. En revanche, les aides aux logements, non significatives dans les estimations avec les MCO aussi bien en 1982 qu'en 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 enregistre, en effet, une baisse de leur coefficient indépendamment du type de matrices d'interaction retenues et des années.

La valeur des tests LR et $Wald$ sur le facteur commun, pour les modèles SARMA (Tableau A.4)⁽¹⁰⁾, 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.

Estimations sur les densités des communes des petites aires urbaines

Nous avons adopté 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⁽¹¹⁾.

Nous avons déterminé les mêmes tests que précédemment pour sélectionner le modèle le plus approprié dans le cas des communes appartenant aux petites aires urbaines. Le test I de Moran 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 . Outre les tests classiques (LM_{LAG} robuste ou non, LM_{ERROR} ou le test de Kelejian-Robinson, LM_{SARMA}), nous avons estimé un modèle autorégressif et un modèle avec autocorrélation des résidus. 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 est significatif, quelles que soient les matrices d'interaction retenues. Une exception cependant concerne l'estimation du modèle avec autocorrélation des résidus avec la matrice

⁽¹⁰⁾ Concernant l'hétéroscédasticité, il apparaît que l'hypothèse d'hétéroscédasticité est rejetée encore plus nettement dans le cadre des modèles SARMA estimés par le 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 logarithme de la fonction de vraisemblance des MCO et celui du modèle SARMA, est particulièrement significatif.

⁽¹¹⁾ Les tests sur la normalité des résidus sont significatifs, tout comme les tests sur l'hétéroscédasticité. Les résidus ne semblent pas suivre une distribution normale.

W_2 qui est non significatif, ce 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). Les estimations réalisées par le maximum de vraisemblance donnent les résultats présentés dans le Tableau 6.

Tableau 6. 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	771	771	771	771
W_LD	0,1891** (1,916)	-0,0386 (-0,971)	0,2333** (2,284)	-0,0792* (-1,932)
λ	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)
R^2 adj.	0,79	0,78	0,78	0,76
LIK	-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.
W_LD: variable autorégressive; λ : paramètre de l'autocorrélation spatiale; R^2 adj.: coefficient de détermination ajusté; LIK: logarithme de la fonction de vraisemblance; AIC: critère d'information Akaike; SC: critère de Schwartz.

Le logarithme de la fonction de vraisemblance augmente dans le cas du modèle SARMA (-721 contre -754 pour 1982 dans le cas de W_1 , et -727 contre -762 pour 1990 dans le cas de W_1) par rapport au modèle estimé suivant les MCO. Sur un plan général, l'intégration de la dépen-

dance 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 W_1 , 1474 contre 1543 pour 1990 avec W_1 ; *SC*: 1509 contre 1569 pour 1982 avec W_1 et 1520 contre 1585 pour 1990 avec W_1).

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 variable 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.

Dans l'ensemble, les variables sont 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 à ce qui est attendu. L'étalement urbain envisagé sur la base du coût de transport (distance $\times$ prix de revient kilométrique) se poursuit indépendamment des choix de matrices d'interaction. Il diminue de 60 % avec W_1 , et de 55 % avec W_2 , 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 cinq personnes et le revenu des ménages. À l'opposé, 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. Leurs coefficients 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 par rapport à celles fondées sur le maximum 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 coeffi-

cients est fonction du type de matrices spatiales. Avec une matrice W_1 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 W_2 , 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.

Le test LR sur le coefficient spatial autorégressif, qui correspond au double de la différence entre le logarithme de la fonction de vraisemblance des MCO et celui du modèle SARMA, est particulièrement significatif⁽¹²⁾. 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

⁽¹²⁾ Concernant l'hétéroscédasticité, il apparaît que l'hypothèse d'hétéroscédasticité est rejetée encore plus nettement dans le cadre des modèles SARMA estimés par le maximum de vraisemblance que pour ceux estimés avec les MCO.

sur les densités des communes des grandes aires urbaines et leur impact 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.

CONCLUSION

Le modèle standard de l'économie urbaine conclut à une forme exponentielle négative des densités sur la base de la seule distance au centre. La confrontation au réel de cette prédiction nécessite de mobiliser les outils de l'économétrie spatiale. Nous avons estimé, dans une première étape, deux types de modèles, un modèle spatial autorégressif et un modèle avec autocorrélation des résidus pour une fonction exponentielle négative sur des densités, en retenant deux types de matrices d'interaction. Au terme de ces estimations, il apparaît que le modèle spatial avec autocorrélation des résidus est plus performant. Ce test réalisé sur chacune des 112 aires urbaines françaises ne vient pas infirmer la conclusion du modèle standard. Mais l'ajustement obtenu est significatif, sans être pour autant de qualité exceptionnelle.

Dans une deuxième étape, nous avons enrichi le modèle initial fondé sur la seule distance au centre comme facteur explicatif en intégrant d'autres variables telles que le revenu, la population, la taille des ménages, la répartition des aménités et des équipements dans l'espace. À ce niveau, **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. 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 si-

gnificatives, tels 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.

Nous avons retenu, jusqu'à présent, la forme exponentielle négative en fonction de la distance euclidienne, compte tenu de son soubassement théorique. Nous avons amélioré sa qualité d'ajustement en intégrant d'autres variables. Dans une autre recherche, nous avons entrepris d'approcher plus finement le coût de transport en l'estimant sur la base de distances-réseaux et de distances-temps (Jayet et Péguy, 2000). Dans une étape ultérieure, il serait intéressant d'estimer des formes fonctionnelles un peu plus sophistiquées (log normale, cubic spline...) avec des modèles spatiaux, susceptibles de mieux saisir les irrégularités de la distribution des densités.

BIBLIOGRAPHIE

- ALONSO (W.), 1964 — *Location and Land Use*, Cambridge Mass., Harvard University Press.
- ANAS (A.), ARNOTT (R.), SMALL (K. A.), 1998 — The spatial urban structure, *Journal of Economics Literature*, XXXVI, pp. 1426-1464.
- ANAS (A.), ARNOTT (R.), SMALL (K. A.), 2000 — The panexponential monocentric model, *Journal of Urban Economics*, 47, pp. 165-179.
- ANAS (A.), KIM (I.), 1992 — Income distribution and residential density gradient, *Journal of Urban Economics*, 31, pp. 164-180.
- ANSELIN (L.), 1988 — *Spatial econometrics: methods and models*, Kluwer Academic Publishers.

- 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*, Berlin, Springer, pp. 21-74.
- ANSELIN (L.), REY (S.), 1991 — Properties of tests for spatial dependence in linear regression models, *Geographical analysis*, 23, pp. 112-131.
- BESSY-PIETRI (P.), 2000 — Les formes récentes de la croissance urbaine, *Economie et statistiques*, n° 336, pp. 35-52.
- BESSY-PIETRI (P.), HILLAL (M.), SCHMITT (B.), 2000 — Recensement de la population 1999. Evolutions contrastées du rural, *INSEE Première*, n°726, 4p.
- BRUECKNER (J. K.), 1982 — A note on sufficient conditions for negative exponential population densities, *Journal of Regional Science*, 22, pp. 353-59.
- 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, pp. 91-107.
- COMMISSION EUROPÉENNE, 1995 — Vers une tarification équitable et efficace dans les transports, *Livre vert*, Com 95-691, Bruxelles.
- DIAMOND (D. B.), 1980 — Income and residential location: Muth revisited, *Urban Studies*, 17, pp. 1-12.
- 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*, Berlin, Springer, pp. 111-135.
- FUJITA (M.), 1989 — *Urban economic theory*, New-York, Cambridge University Press, 366 p.
- 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.), THOMAS (I.), ZÉNOU (Y.), 1999 — Structure urbaines et revenus des ménages, *in*: BAUMONT (P.-P.), COMBES (P.-P.), DERYCKE (P.-H.), JAYET (H.) (eds), *Economie géographique. Les théories à l'épreuve des faits*, Paris, Economica, 38 p.
- JAYET (H.), 2001 — Économétrie et données spatiales. Une introduction à la pratique, dans ce même numéro: *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, n° 58-59.
- JAYET (H.), 1993 — *Analyse spatiale quantitative, une introduction*. Paris, Economica, Bibliothèque des Sciences Régionales, 202 p.

- 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, 23 p.
- LAURIDSEN (J.), 1995 — Applications of regional economic methods in analyzing municipal expenditure behaviour, *Afhandlinger fra Det Samfundsvidenskabelige Fakultet på Odense Universitet*, 19.
- LE GALLO (J.), 2001 — Économétrie spatiale: l'autocorrélation dans les modèles de régression linéaire, *Économie et prévisions*, à paraître.
- LE JEANNIC (T.), 1996 — Une nouvelle approche territoriale de ville, *Économie et Statistique*, 307, pp. 21-42.
- MCDONALD (J.F.), 1989 — Econometric studies of urban population density: a survey, *Journal of Urban Economics*, 26, pp. 361-385.
- MADRE (J.-L.), MAFFRE (J.), 1997 — La mobilité des résidents français. Panorama général et évolution, *RTS*, n° 56, juillet-septembre, pp. 9-25.
- MILLS (E.S.), 1972 — *Studies in the structure of the urban economy*, Baltimore, John Hopkins.
- MUTH (R. F.), 1969 — *Cities and housing: the spatial pattern of urban residential land use*, Chicago, University of Chicago Press.
- PAPAGEORGIU (Y. Y.), 1976 — Urban spatial analysis: 1. Spatial consumer behaviour, *Environment and Planning A*, 8, pp. 423-42.
- PAPAGEORGIU (Y. Y.), 1973 — The impact of the environment upon the spatial distribution of population and land values, *Economic Geography*, 49, pp. 251-56.
- PAPAGEORGIU (Y. Y.), PINES (D.), 1989 — The exponential density function: first principles, comparative statics and empirical evidence, *Journal of Urban Economics*, 26, pp. 264-268.
- PÉGUY (P.-Y.), 2000 — *Analyse économique des configurations urbaines*, Thèse de doctorat en sciences économiques, Laboratoire d'économie des transports, Université Lumière Lyon 2.
- 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), *Économie géographique. Les théories à l'épreuve des faits*, Paris, Economica, 38 p.
- SOCIÉTÉ FRANÇAISE DE SANTÉ PUBLIQUE, 1996 — La pollution atmosphérique d'origine automobile et la santé publique. Bilan de 15 ans de recherche internationale, *Collection Santé et Société*, n° 4, mai, 251 p.

SAS — The complete guide to the SAS® Output Delivery System, 4^e édition, vol. 8, Cary North Carolina, SAS Institu de Inc.

SPACESTAT, 1995 — User's guide, Luc Anselin.

TABOURIN (E.), 1998 — Le modèle QUIQUIN actualisé à l'horizon 2005 sur l'agglomération lyonnaise, rapport LET pour le SYTRAL, 92 p.

*ANNEXES***Liste des aires urbaines retenues**

Paris	Bayonne	Évreux
Lyon	Pau	Beauvais
Marseille/Aix-En-Provence	Genève(Ch)-Annemasse	Laval
Lille	Lorient	Compiègne
Bordeaux	Montbéliard	La Roche-sur-Yon
Toulouse	Thionville	Saint-Chamond
Nantes	Poitiers	Châteauroux
Nice	Troyes	Bourg-en-Bresse
Strasbourg	Annecy	Périgueux
Grenoble	Saint-Nazaire	Alès
Rouen	Valence	Mâcon
Toulon	Angoulême	Agen
Rennes	La Rochelle	Brive-la-Gaillarde
Nancy	Bourges	Albi
Montpellier	Boulogne-sur-Mer	Épinal
Valenciennes	Maubeuge	Châlons-sur-Marne
Tours	Chambéry	Auxerre
Clermont-Ferrand	Chalon-sur-Saône	Carcassonne
Saint-Étienne	Cherbourg	Dieppe
Lens	Hagondange-Briey	Alençon
Caen	Chartres	Le Puy-en-Velay
Orléans	Melun	Sens
Dijon	Calais	Laon
Le Havre	Niort	Lons-le-Saunier
Angers	Béziers	Lisieux
Béthune	Saint-Brieuc	Dole
Mulhouse	Colmar	Saint-Lô
Brest	Arras	Annonay
Reims	Blois	Vitry-le-Francois
Dunkerque	Tarbes	Bar-le-Duc
Le Mans	Roanne	Bayeux
Metz	Saint-Quentin	Lourdes
Limoges	Creil	Saint-Gaudens
Amiens	Vannes	Gray
Douai	Belfort	Langres
Avignon	Charleville-Mézières	
Besançon	Saint-Omer	
Perpignan	Nevers	
Nîmes	Quimper	

Tableau A.1. Résultats des estimations par les MCO 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)
R^2 adj.	0,83	0,82
LIK	-875,8	-875,8
AIC	1769	1768
SC	1812	1811

*** Test significatif au seuil de 0,01 ; ** 0,05 ; * 0,1. t de Student entre parenthèses.

Tableau A.2. 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 $Keljian-Robinson_{ERROR}$	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

Proba: p -value.

Tableau A.3. Résultats des tests sur la normalité des résidus et l'hétéroscédasticité sur les estimations avec MCO (grandes aires urbaines)

	1982	1990
Normalité des résidus		
Test de Jarque-Bera	9,987	1,742
Proba	0,006	0,4185
Hétéroscédasticité		
Test de Koenker-Bassett	13,29	
Proba	0,102	
Test de Breusch-Pagan		14,66
Proba		0,065
Test de spécification robuste		
Test de White	101,28	71,69
Proba	0,000	0,005

Proba: p -value.

Tableau A.4. Résultats des tests sur l'hétéroscédasticité
sur les estimations avec ML

	1982		1990	
	W_1	W_2	W_1	W_2
Hétéroscédasticité				
Test de Breusch-Pagan	13,42	12,00	14,50	10,61
Proba	0,14	0,21	0,10	0,30
Test sur le coefficient autorégressif				
LR	57,43	16,00	62,46	23,59
Proba	0,000	0,000	0,000	0,000
Test sur le facteur commun				
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

Proba: p -value.

ML: maximum de vraisemblance.

LR: ratio des vraisemblances.