

Quantifier l'éloignement au modèle de Bussière : monocentrisme contre « acentrisme »

Florent Le Néchet

UMR 8504 Géographie-Cités, CNRS/Paris I/Paris VII
13 rue du Four, 75006 Paris

UMR-T 9404 LVMT – Université Paris-Est/INRETS
6-8 Avenue Blaise Pascal, Champs sur Marne, BP 317, 77455 Marne la Vallée Cedex 2, France

flenechet@hotmail.com

MOTS - CLÉS

Structure Urbaine
Modèle
monocentrique
Polycentrisme
Loi rang-taille
Modèle de Bussière
Étalement urbain

RÉSUMÉ

Cet article propose un indicateur permettant de quantifier l'éloignement d'une région urbaine au modèle monocentrique de Bussière. Dans le cas d'une configuration non-monocentrique extrême (distribution de population uniforme par exemple), on parlera d'« acentrisme ». L'indicateur d'acentrisme proposé est confronté à plusieurs indicateurs classiques de structure urbaine (indice de Hoover, indice de Moran, pente de la loi rang-taille), tant pour des configurations théoriques qu'empiriques – vingt-cinq villes européennes sont étudiées. On conclut à la nécessité d'une approche multi-dimensionnelle de la structure urbaine, cadre dans lequel quantifier l'éloignement au modèle monocentrique peut être utile.

KEY WORDS

Urban structure
Monocentric model
Polycentricity
Rank-size rule
Bussière model
Urban sprawl

ABSTRACT

Quantifying the distance to the Bussière model: mono-centrism against "acentrism"

This article aims at quantifying the extent to which an urban region is dissimilar to the monocentric model formalized by Bussière. Extremes forms of non-monocentricity – such as a uniform pattern – will be called « acentric ». An index of acentricity is thus proposed, and compared with classical urban structure indicators (Hoover index, Moran index, rank-size slope), for theoretical as well as empirical patterns – twenty-five cities in Europe have been looked at. We emphasize the necessity to a multi-dimensional approach of urban structure. Within this framework, quantifying the dissimilarity to the monocentric model may be useful.

1. Introduction

1.1. Dynamiques urbaines : vers la fin du modèle monocentrique ?

L'étalement urbain est un phénomène majeur des dernières décennies, largement dû à la généralisation de l'usage de l'automobile, qui a permis une

forte augmentation des vitesses de transport (Wiel, 1999). Les structures urbaines se transforment sous l'impulsion des technologies, permettant des déplacements quotidiens toujours plus longs.

On assiste aux États-Unis à l'émergence de structures urbaines de plus en plus éloignées du modèle monocentrique traditionnel, selon lequel tous les emplois d'une ville seraient situés au centre (« Central Business District »), les habitants se répartissant autour de ce centre (Glaeser et Kahn,

2001). Garreau (1991) identifie des Edge Cities, centres d'emplois situés aux carrefours des grandes voies de communication (autoroutes), y compris loin du centre traditionnel. Lang (2003), appuyé par Ghorra-Gobin (2005) remarque qu'une part encore plus importante des emplois métropolitains est présente à l'écart des Edge-Cities précédemment distinguées. Ces Edgeless Cities (Lang, 2003) renforcent l'idée d'une ville de plus en plus diffuse, de moins en moins organisée autour d'un centre. Gordon et Richardson (1996) évoquent même une organisation « Beyond Polycentricity ». Des formes émergentes comparables peuvent être observées dans le contexte européen : Bontje et Burdack (2005), évoque les zones de Val d'Europe et de Saclay, en Ile-de-France, comme possibles Edge-Cities à l'euro-péenne, tout en reconnaissant qu'elles ne respectent pas stricto sensu, les critères¹ de Garreau (1991).

Dans le contexte européen, connaissant une urbanisation plus ancienne qu'aux États-Unis, l'accroissement de la portée des déplacements quotidiens a pour conséquence la réunion de « villes » autrefois clairement délimitées, dans des espaces urbains plus complexes. On peut observer en Europe l'émergence de métropoles polycentriques, issues de ce processus d'intégration métropolitaine. Le cas le plus classique dans la littérature est celui de la Randstad, aux Pays-Bas, conurbation de 7 millions d'habitants de plus en plus intégrée fonctionnellement (Meijers, 2004), alors que l'agglomération « historique » d'Amsterdam n'est peuplée que de deux millions d'habitants.

La définition de la ville est un problème complexe, qui ne fait pas consensus (Parr, 2007). Nous considérerons le problème de la délimitation (éventuellement fonctionnelle) des villes comme situé en amont de la problématique que nous nous fixons ici, même si ce choix influence beaucoup les indicateurs qui visent à quantifier la ville (problème que nous aborderons dans la dernière partie). Nous chercherons dans cet article à quantifier la distribution spatiale des individus dans l'espace (en considérant leur lieu de résidence comme position de référence), et en supposant, dans une perspective de comparaison, que le périmètre retenu est porteur d'une signification similaire pour les différentes villes de l'échantillon.

Il s'agit dans cet article d'étudier des outils permettant de quantifier l'éloignement d'une distribution de population donnée, au modèle monocentrique

qui a été évoqué ci-dessus. Mettant en évidence l'intérêt thématique d'une telle démarche, ainsi que le faible nombre d'indicateurs répondant à cette question, nous proposerons un indicateur d'« acentrisme », terme auquel nous donnons une définition précise.

1.2. Pourquoi quantifier la structure urbaine ?

La problématique de la ville durable invite à questionner les interrelations entre la structure spatiale et les pratiques urbaines : les transports intra-urbains et les dépenses d'énergie liées à l'habitat sont concernés en premier lieu (Newman and Kenworthy, 1999).

Parmi les limites de l'utilisation extensive de l'automobile, Orfeuil (2008) évoque le tarissement des ressources de pétrole, la dépendance automobile, la pollution atmosphérique et la perte du lien social. L'utilisation plus ou moins accrue des voitures pour les déplacements quotidiens dépend d'un certain nombre de facteurs socio-économiques (richesse des habitants, prix de l'essence, taux de motorisation), ainsi que d'un certain nombre de facteurs géographiques, comme la structure spatiale de la ville (Wegener et Fürst, 1999). Parmi les corrélations classiques de ce type, citons les travaux de Newman et Kenworthy (1999), reliant pour une cinquantaine de villes mondiales, la densité urbaine à la consommation d'énergie par habitant due aux transports.

Si le modèle de la ville compacte (Wiel, 2008) est aujourd'hui abondamment discuté, les objectifs à atteindre ne font pas consensus (Johnson et Silver, 1997). Visé par les uns (Newman et Kenworthy, 1989), décrié par les autres (Gordon et Richardson, 1989), il sert néanmoins de référence à beaucoup d'études urbaines. On cherche par exemple à densifier certaines zones, ou encore à quantifier la dispersion induite par l'étalement urbain. Camagni *et al.* (2002) étudient l'influence de l'expansion urbaine milanaise sur certaines caractéristiques de mobilité, concluant par exemple à l'augmentation du temps de transport (en transports en commun) avec la distance au centre. Des indicateurs de structure urbaine sont confrontés avec plusieurs indicateurs de mobilité quotidienne dans l'agglomération de Milan, faisant émerger des recommandations plus adaptées à un nouveau contexte urbain plus diffus. Les auteurs suggèrent en conclusion des formes d'urbanisation polycentriques et « wisely compact » (encourageant en tout cas les politiques volontaristes d'aménagement).

La mesure de la « structure spatiale urbaine » (Anas *et al.*, 1998) est une question scientifique liée aux

¹ Garreau qualifie une zone d'« Edge City » en fonction de plusieurs seuils : au moins 465 000 m² de bureaux, 26 000 m² de commerces, et 32 000 employés. Ces zones doivent également être d'urbanisation récente, avec une fonction résidentielle minoritaire. Elles sont généralement situées le long des grands axes de transport.

enjeux de société actuels. Quantifier le caractère monocentrique, ou non, d'une ville donnée apparaît utile dans cette perspective. Ainsi, en complément des indicateurs de structure spatiale se référant à un centre fixe, nous proposons d'utiliser un indicateur ne présupposant pas de centralité *a priori*.

1.3. Indicateurs de structure spatiale

Dans cette partie nous présentons un certain nombre d'indicateurs classiques visant à quantifier la structure urbaine, définie ici de façon restrictive comme la distribution spatiale d'une population urbaine, sur une grille carrée de pas constant.

Nous adoptons les notations suivantes :

- p_i est la population de la cellule i
- s_i est la surface de la cellule i
- P_N est la population totale des N cellules considérées
- S_N est la surface totale des N cellules considérées
- d_{ij} est la distance entre les cellules i et j

Parmi les indicateurs urbains classiques, on trouve la population totale (P_N), la surface (S_N) et la densité de population g :

$$g = \frac{P_N}{S_N} \quad (\text{Équation 1.1})$$

On peut également exprimer l'intensité d'usage du sol en prenant en compte uniquement les surfaces urbanisées (on ne compte par exemple pas les parcs urbains), voire en utilisant la « densité humaine nette » obtenue en additionnant la population et l'emploi des zones considérées (Fouchier, 1998).

Bertaud et Malpezzi (2003) ont étudié la courbe de densité de population en fonction de la distance au centre, pour 48 villes mondiales. Ils observent que dans presque tous les cas, la population décroît en fonction de la distance au centre, et calculent le gradient de densité de ces distributions, qui est ensuite utilisé comme un indicateur de l'extension spatiale de la zone dense.

Parallèlement à cette approche, dans le cadre d'un modèle monocentrique (puisqu'on présuppose de l'existence d'un centre), Bertaud et Malpezzi (2003) proposent un indicateur du degré de dispersion de la ville. Cet indicateur se fonde sur la distance moyenne (d_{CBD}) des habitants au CBD (« Central Business District »). Pour pouvoir comparer des villes de tailles différentes, Bertaud et Malpezzi (2003) proposent de diviser cet indicateur par la distance moyenne au centre de gravité d'une distribution hypothétique, uniforme, de même surface que la ville (d_G , équation 1.2).

$$\rho = \frac{d_{CBD}}{d_G} \quad (\text{Équation 1.2})$$

Dans une autre étude, Galster *et al.* (2001) évoquent le flou entourant le concept d'étalement urbain, et proposent une série d'indicateurs permettant de quantifier la structure spatiale d'une ville, dans un formalisme comparable à celui que nous adoptons ici. Parmi les huit notions évoquées (densité, continuité, concentration, « clustering », centralité, nucléarité, mixité et proximité), nous en retenons une, la nucléarité, correspondant particulièrement bien à la problématique dégagée ici : mesurer l'éloignement au modèle monocentrique classique.

L'indice de nucléarité proposé par Galster *et al.* (2001) est calculé de la façon suivante : identifier un centre, calculer sa densité, et compter les zones ayant une dimension comparable, hors de ce centre. Plus précisément, une fois isolée la cellule de densité maximale, on définit le centre de la ville de proche en proche comme l'ensemble connexe des cellules de densité quasiment égale à la densité maximale (on autorise un écart égal à un écart-type de la distribution des densités). Une fois constitué le centre de la ville, on calcule la densité de ce centre, qui constituera la nouvelle densité de référence. On isole alors toutes les cellules hors de ce centre, dont la densité est presque aussi grande que la densité de référence (en autorisant là aussi un écart-type de la distribution des densités), et on constitue des noyaux secondaires de proche en proche comme précédemment. On obtient à la fin de ce processus n noyaux ($n \geq 1$). Galster *et al.* (2001) proposent alors deux indicateurs de nucléarité : le nombre de noyaux n , et le ratio d'habitants situés dans le noyau central, par rapport à la somme des habitants des n noyaux obtenus (ratio nécessairement inférieur à 1). Dans le cadre théorique d'une ville monocentrique, on voit bien que cette procédure conduirait à un seul noyau ($n = 1$).

Cette approche correspond bien aux enjeux que nous avons dégagés, mais peut être critiquée en tant qu'indicateur spatialisé de polycentrisme. En effet, bien que spatialisé (puisque la notion de contiguïté est prise en compte), les indicateurs proposés ne permettent pas de séparer des situations où les n centres obtenus sont proches les uns des autres (voire disjoints de façon inadéquate, on pense par exemple à des parcs ou des friches industrielles créant une discontinuité que l'algorithme repèrerait), et des situations où ces n centres correspondent effectivement à des foyers d'urbanisation comparables, clairement séparés dans l'espace. Enfin, bien que l'algorithme construise lui-même le centre de référence (ce qui est un avantage par rapport à de nombreuses études où le centre est fixé

de façon exogène), on se trouve toujours dans un cadre monocentrique.

Dans cet article, nous utilisons une des idées présentes dans les travaux de Bertaud et Malpezzi (2003), à savoir la distance moyenne entre deux individus dans la ville, pour construire un indicateur permettant de mesurer à quel point la structure spatiale d'une ville diffère d'une structure monocentrique, sans définir a priori un centre principal.

$$D = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N d_{ij} p_i p_j}{P_N(P_N - 1)} \quad (\text{Équation 1.3})$$

Dans un contexte intra-urbain, pour une surface donnée, la distance moyenne entre deux personnes sera plus faible si la population est concentrée autour d'un centre que si elle est dispersée de façon uniforme. À titre d'exemple, cette distance est de 26 km en Ile-de-France, contre 52 km environ dans l'hypothèse où la population serait répartie uniformément sur ce territoire (calculs de l'auteur). Ainsi l'indicateur D pourrait être utilisé pour quantifier le degré de dispersion de la ville considérée, sans qu'il soit besoin de définir un centre *a priori*.

Un indicateur classique de polycentrisme dans les sciences régionales est la pente de la loi rang-taille. Des travaux empiriques (Zipf, 1949) ont mis en évidence une tendance pour les villes d'un pays donné à se répartir selon une loi de puissance (équation 1.4), en fonction de la population de la ville la plus grande (p_1) et du rang de la ville considérée (p_k est la population de la $k^{\text{ème}}$ ville la plus peuplée).

$$p_k = p_1 k^{-\alpha} \quad (\text{Équation 1.4})$$

Dans le contexte intra-urbain, le coefficient α peut-être utilisé pour quantifier le degré de polycentrisme d'une distribution donnée (Batty, 2001 ; Pumain, 2003). Nous choisissons d'appliquer cette loi empirique aux cellules de la grille considérée, bien qu'il soit possible d'effectuer les mêmes calculs sur des agrégats de zone comme les noyaux dégagés par Galster *et al.* (2001). On conserve donc les mêmes notations, en supposant que p_1 est la population de la cellule la plus peuplée, et p_k la population de la $k^{\text{ème}}$ cellule la plus peuplée. Cependant une telle approche s'affranchit de la localisation des cellules.

Les approches fractales (Batty et Kim, 1992 ; Shen, 2002 ; Thomas *et al.*, 2007) permettent de quantifier la dimension mathématique (non entière) du tissu urbain (typiquement comprise entre 1 – urbanisation linéique – et 2 – tissu continu et homogène). Comme elle ne peut être simplement

reliée aux notions de dispersion, de compacité et de polycentrisme, dont cet article est l'objet, nous laisserons de côté la famille d'indicateurs qui découle de ces travaux.

En plus de ces approches empiriques, issues d'études centrées sur des problématiques urbaines, des indicateurs issus des statistiques peuvent être utilisés dans ce contexte urbain, bien qu'ils aient été pensés hors de ce cadre. La liste suivante d'indicateurs provient de l'étude de Tsai (2005).

L'indicateur d'entropie permet de quantifier le degré de désordre de la distribution (équation 1.5). Si la population est concentrée dans une seule cellule, l'entropie est nulle (pas de désordre), tandis que l'entropie vaut 1 si la population est répartie de façon homogène (désordre maximal) (Tsai, 2005).

$$E_M = - \frac{\sum_{i=1}^M \frac{p_i}{P_M} \log \frac{p_i}{P_M}}{\log M} \quad (\text{Équation 1.5})^2$$

L'indice de Hoover (équation 1.6) est un indicateur du degré d'inégalité dans la répartition spatiale de la population. Il varie entre 0 (distribution uniforme) et 1 (distribution très concentrée). Cet indicateur permet de distinguer des structures compactes ou plus étalées (Tsai, 2005).

$$H_N = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \left| \frac{p_i}{P_N} - \frac{s_i}{S_N} \right| \quad (\text{Équation 1.6})$$

L'indice de Moran (équation 1.7) est un indice d'autocorrélation spatiale, variant entre -1 et 1. Dans le contexte intra-urbain, il renseigne sur le degré de *clustering* de l'agglomération. Une valeur proche de 0 indiquera une répartition aléatoire et une valeur proche de 1 un regroupement des zones les plus denses. Tsai (2005) utilise l'indicateur de Moran pour distinguer des structures théoriques, monocentriques ou polycentriques.

$$M_N = \frac{N \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \frac{1}{d_{ij}} (p_i - \frac{P_N}{N})(p_j - \frac{P_N}{N})}{(\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \frac{1}{d_{ij}}) \sum_{i=1}^N (p_i - \frac{P_N}{N})^2} \quad (\text{Équation 1.7})$$

Compte tenu de la complexité des systèmes urbains, une combinaison d'indices est nécessaire pour quantifier la structure d'une ville. D'après Tsai (2005) : « *Metropolitan form can be analysed as four distinguishable dimensions* » ; soit : la population totale, la densité de population, et les indices de Hoover et de Moran. Plus généralement, la revue de la littérature proposée ici fait ressortir le besoin d'une approche multidimensionnelle - quatre

² $M \leq N$ est le nombre de cellules occupées de la ville

indicateurs sont utilisés par Tsai (2005), huit par Galster *et al.* (2001) ou tout autre compromis entre la richesse de la description et son caractère synthétique de la structure urbaine.

Notons qu'on ne tiendra pas compte dans cet article de la position des emplois dans la ville, des infrastructures de transport, et des diverses aménités urbaines. Une description plus riche de la ville découlerait de la prise en compte de ces différentes dimensions. L'étude de Galster *et al.* (2001) soulève l'importance de la notion de mixité, par exemple entre habitations et emplois.

1.4. Plan de l'article

Dans la partie suivante, nous précisons la notion d'acentrisme, ainsi que le calcul de l'indicateur d'acentrisme que nous proposons. Dans une troisième partie, en nous appuyant sur des configurations spatiales théoriques établies à partir du modèle monocentrique de Bussière (1972), nous étudierons la sensibilité de notre indicateur à des transformations géographiques diverses et la comparerons à celle d'autres indicateurs : indice de Hoover (équation 1.6), indice de Moran (équation 1.7), distance moyenne entre deux individus (équation 1.3), entropie (équation 1.5), pente de la loi rang-taille (équation 1.4). Enfin, à partir des données de structure spatiale de vingt-cinq villes européennes, nous étudierons dans un contexte empirique les interrelations effectives entre les différentes dimensions de la structure urbaine, concluant à une complémentarité entre les différents indicateurs.

2. Formalisation de l'indicateur d'acentrisme

2.1. Le modèle monocentrique

Les modèles économiques classiques (Clark, 1951 ; Bussière, 1972) montrent que sous l'hypothèse monocentrique, les habitants se répartissent selon l'équation 2.1, r étant la distance au centre, $g(r)$ la densité à la distance r du centre, $(1/b)$ indiquant l'extension spatiale de la zone dense, et A pouvant être interprété comme la densité au centre de la ville³ :

$$g(r) = Ae^{-br} \quad (\text{Équation 2.1})$$

³ Notons qu'il s'agit d'une densité au sens mathématique du terme, c'est-à-dire une population infinitésimale située dans un cercle de surface infinitésimale autour du centre ; la formule 2.2 donne la population dans tout disque autour du centre, ce qui permet de déduire la densité de population au sens habituel : $P(r) / \pi r^2$.

Fixant un centre C , et les paramètres A et b , on peut calculer la population présente dans un disque de rayon r autour du centre (équation 2.2), et en déduire la population totale de cette distribution (équation 2.3, Tabourin *et al.*, 1995).

$$P(r) = \int_0^r \int_0^{2\pi} rD(r)drd\theta = \frac{2\pi A}{b^2}(1 - (1+br)e^{-br}) \quad (\text{Équation 2.2})$$

$$P(r) = \frac{2\pi A}{b^2} \quad (\text{Équation 2.3})$$

À partir de cette formulation, des travaux publiés testent la pertinence de ce modèle dans des contextes urbains variés (par exemple Enault, 2003 ; Mignot *et al.*, 2004), voire proposent des versions amendées de ce modèle (Bonnafous et Tabourin, 1998).

2.2. Définition du concept d'acentrisme

L'indicateur proposé ci-après permet de quantifier de façon fine l'écart au modèle monocentrique. Il ne s'agit pas de compter le nombre de centres sur une carte, permettant de donner une réponse binaire (cette région est monocentrique, ou cette région est polycentrique), ni même de proposer une typologie de distributions plus ou moins monocentriques du point de vue morphologique, comme par exemple dans Berroir *et al.* (2007). L'objectif est ici de proposer un indicateur continu quantifiant l'écart au modèle monocentrique.

Nous entendons par « acentrique » toute distribution spatiale dépourvue d'un centre unique. En prenant comme référence le modèle monocentrique, qui donne la distribution de population d'une ville à partir de la donnée d'un centre unique, nous chercherons à quantifier l'écart à ce modèle. Ainsi la notion d'acentrisme peut renvoyer à la fois à des régions urbaines polycentriques (ayant plusieurs centres d'importance, autrement dit n'ayant aucun centre se distinguant nettement des autres), et à des régions urbaines plus diffuses, qui pourraient se rencontrer à l'avenir si le processus diminuant l'importance des centres historiques au profit de formes de type « Edge Cities » ou « Edgeless Cities » se poursuit. On peut ainsi envisager des régions urbaines dans lesquelles aucun centre d'emploi ne se distinguerait des autres, ce qui correspondrait probablement à des habitations dispersées dans l'espace, là encore sans centre visible. Pour représenter cette configuration extrême, qui ne se rencontre dans aucun contexte urbain actuel, on pourra prendre l'exemple d'une distribution uniforme, voire d'une distribution aléatoire (suivant une loi uniforme).

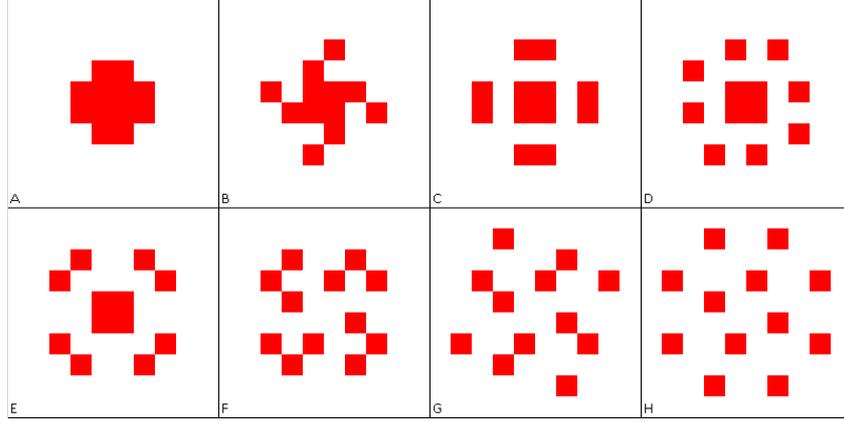


Figure 1. Transformation d'une configuration monocentrique (A) en une configuration polycentrique (H)

Avant de présenter les aspects techniques du calcul de l'indicateur d'acentrisme, on développera l'idée conduisant à ce calcul. Dans le cadre d'une exploration spatiale de la hiérarchie urbaine, on se propose de répondre à la question suivante : dans quelle mesure les zones les plus peuplées sont-elles proches les unes des autres ? Pour illustrer notre propos, nous travaillerons, dans un premier temps, sur les distributions, permettant de passer d'une configuration monocentrique (A) à une configuration polycentrique (H) par des déformations successives (figure 1). Nous allons dans la partie suivante construire un objet central pour le calcul de l'indicateur d'acentrisme : la courbe d'acentrisme.

2.3. La courbe d'acentrisme

La zone C (la ville étudiée) considérée est subdivisée en n cellules. Par la suite, ces cellules seront des carrés de même superficie.

$$C = \bigcup_{i=1}^N z_k$$

On suppose que les cellules sont classées par ordre décroissant de population $pop(z_i)$:

$$\forall 1 \leq i \leq N-1, pop(z_{k+1}) \leq pop(z_k)$$

Dans le cas où plusieurs cellules sont de population égale, on choisit un ordre arbitraire (par exemple aléatoire), entre ces cellules.

On agrège ensuite successivement les cellules selon l'équation 2.4, obtenant ainsi des zones d'études $C(k)$ de population P_k , qui a priori ne sont pas d'un seul tenant (les cellules les plus peuplées n'étant pas nécessairement côte à côte).

$$\forall 1 \leq i \leq N, C(k) = \bigcup_{i=1}^k z_k \quad (\text{Équation 2.4})$$

On calcule ensuite la distance moyenne D_k entre deux individus à l'intérieur de chaque zone $C(k)$ (équation 2.5) :

$$D_k = \frac{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k d_{ij} p_i p_j}{P_k(P_k - 1)} \quad (\text{Équation 2.5})$$

Par convention, nous supposons que $d_{ii} = 0$, ce qui signifie que la distance entre deux individus situés dans la même zone est nulle. On obtient ainsi un graphe $(P_k, D_k)_{1 \leq k \leq n}$, appelé courbe d'acentrisme.

Observons la constitution de la courbe d'acentrisme dans le cas des configurations théoriques de la figure 1. Pour ce faire, on doit d'abord préciser les populations par cellule. À partir des formes de la figure 1, on affecte à chaque cellule pleine 2 habitants, et on ajoute 1 habitant à chaque cellule voisine (figure 2). Pour ces huit grilles de population, on obtient les courbes d'acentrisme suivantes (figure 3). Conformément à la remarque faite précédemment, les zones les plus denses sont proches les unes des autres dans la configuration A, ce qui correspond à une courbe d'acentrisme croissante avec une pente à l'origine faible. Au contraire, la distance entre habitants est élevée dès les premières zones considérées dans la configuration H, distance qui varie peu ensuite ; en conséquence, la courbe d'acentrisme associée prend la forme d'une marche d'escalier, avec un palier très vite atteint, la courbe étant presque horizontale ensuite.

Notons que pour déterminer ces courbes, une partie de l'agrégation se fait selon un ordre aléatoire, lorsque plusieurs cellules sont de même taille. De ce fait, la courbe d'acentrisme n'est pas unique pour une configuration donnée. Toutefois, dans des cas empiriques, les cas d'égalité de population seront plus rares, ce qui limite ce biais.

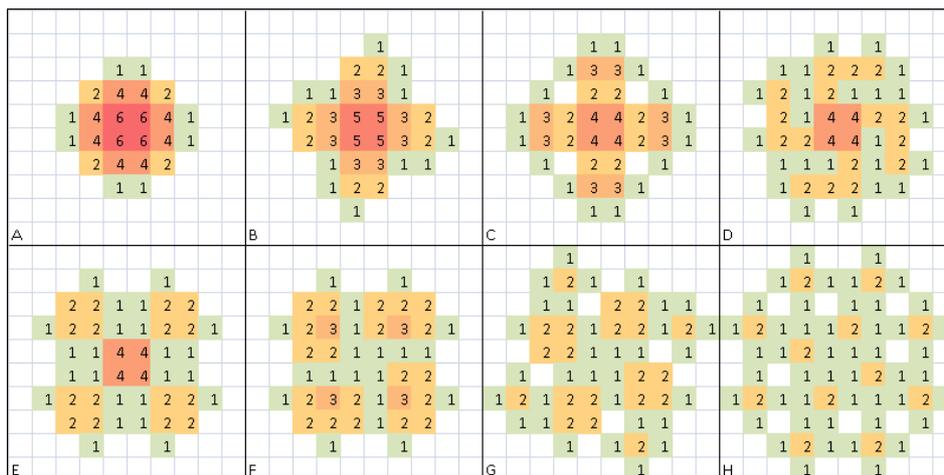


Figure 2. Grille de population des huit configurations étudiées

On peut observer une rupture claire dans l'apparence de ces courbes d'acentrisme entre les configurations « monocentriques » (A à E) et les configurations « quadricentriques » (F à H). Observons que l'étape permettant de passer de la configuration E à la configuration F est précisément

celle qui scinde la partie centrale en quatre (voir figure 1). La forme de la courbe d'acentrisme paraît ainsi porteuse de sens : plus tôt elle atteint un palier, moins la configuration serait monocentrique. Nous allons voir comment quantifier cette idée.

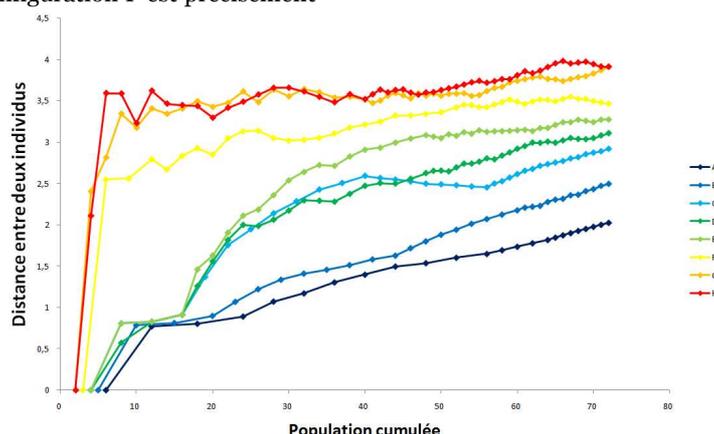


Figure 3. Courbes d'acentrisme des huit configurations étudiées

2.4. Calcul de l'indicateur d'acentrisme

L'aire sous la courbe d'acentrisme nous paraît, en première approche, une façon simple et convenable de quantifier la forme de la courbe d'acentrisme. En effet, on constate empiriquement que la courbe d'acentrisme est dans la majorité des cas une courbe croissante (droite passant par l'origine ou fonction puissance saturant très rapidement). L'aire sous la courbe d'acentrisme sera dans ces cas inférieure au produit $P_N * D_N$ (l'aire du rectangle dans lequel la courbe serait inscrite), et d'autant plus proche de cette valeur qu'on serait dans une configuration « acentrique », c'est-à-dire éloignée du modèle monocentrique. Notons que la modélisation de la

courbe d'acentrisme par des fonctions puissances, voire des fonctions plus sophistiquées, pourrait rendre de façon plus fidèle les informations contenues dans la courbe d'acentrisme.

Pour obtenir l'indicateur d'acentrisme proposé, on calcule ainsi l'aire sous la courbe d'acentrisme, qu'on rapporte au produit $P_N * D_N$, afin de pouvoir comparer les valeurs de cet indicateur entre des villes, ou régions urbaines, de taille différente. La remarque précédente suggère que dans la plupart des cas, l'indice d'acentrisme ainsi obtenu serait inférieur à 1. Dans un contexte continu l'indice d'acentrisme vaudrait (équation 2.6) :

$$A_c = \frac{\int_0^P D(p)dp}{P \times D(P)} \quad (\text{Équation 2.6})$$

Dans le formalisme discret ici utilisé, on peut effectuer le calcul d'intégrale par la méthode des trapèzes (équation 2.7).

$$A_c = \frac{1}{P_N \times D_N} \sum_{k=2}^N \frac{D(P_k) + D(P_{k-1})}{2} \quad (\text{Équation 2.7})$$

On peut ainsi calculer l'indicateur d'acentrisme pour les configurations étudiées, et le comparer à d'autres indicateurs classiquement utilisés pour mesurer le degré de polycentrisme d'une structure spatiale (figure 4).

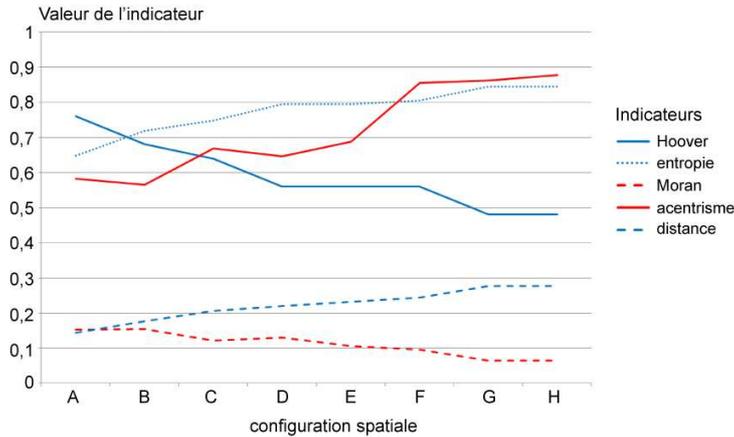


Figure 4. Variation des indicateurs selon la configuration étudiée

On observe d'une part la monotonie des indicateurs classiques : l'indice de Moran baisse, indiquant une autocorrélation spatiale de plus en plus faible ; l'entropie augmente, correspondant à un désordre croissant ; l'indice de Hoover décroît, correspondant à une inégalité de répartition plus faible : tous les indicateurs classiques saisissent la transition d'une forme à une autre. D'autre part, il est intéressant de constater sur la figure 4 que l'indicateur d'acentrisme est le seul à connaître un « saut » particulièrement marqué entre la configuration E et la configuration F, stade où apparaît selon nous vraiment le polycentrisme. Notons que l'indicateur d'acentrisme croît jusqu'à une valeur proche de 0,9 (configurations polycentriques), alors qu'il est compris aux alentours de 0,6 pour les configurations les plus monocentriques.

3. Comparaison théorique de l'indicateur d'acentrisme et d'autres indicateurs classiques de structure spatiale

3.1. Génération de distributions spatiales théoriques et calcul de l'indicateur d'acentrisme

Afin de pouvoir comparer la ville monocentrique et une distribution de population quelconque, nous

calculons l'indice d'acentrisme dans le cas d'une distribution monocentrique. Pour cela, nous décrivons un générateur de structure spatiale, réalisé en langage JAVA, approximant les distributions exponentielles de l'équation 2.1.

Si E est le centre de la ville, de coordonnées (x_E, y_E) , nous allons calculer la population des cellules de la grille, qui dépend de la distance de la cellule considérée au centre E .

Pour obtenir la population dans une cellule de taille h , $[p, p+h] \times [q, q+h]$ on utilise les coordonnées cartésiennes (x, y) et l'intégration de l'équation 3.1 où $g(x, y)$ est donnée par l'équation 3.2.

$$P(p, q) = \int_q^{q+h} \int_p^{p+h} g(x, y) dx dy \quad (\text{Équation 3.1})$$

$$g(x, y) = A e^{-b \sqrt{(x-x_E)^2 + (y-y_E)^2}} \quad (\text{Équation 3.2})$$

Par la suite, une grille finie sera utilisée, alors que les distributions ainsi produites s'étalent en théorie à l'infini. Cependant la rapide décroissance de l'exponentielle pour les paramètres fixés, ainsi qu'un choix judicieux des limites de la grille doit garantir la présence de la population totale P sur la grille, hypothèse qui sera faite par la suite. On utilisera par la suite une grille de 100×100 cellules, chacune de 500 m de côté, sur laquelle on calcule des distributions monocentriques fictives de 250 000 habitants.

La courbe d'acentrisme d'une distribution monocentrique est croissante puisque les zones les moins denses, étant loin du centre, sont plus éloignées les unes des autres que les zones denses entre elles.

L'aire sous la courbe, rapportée aux distances et populations totales, est proche de $\int x dx = \frac{1}{2}$ dans ce cas. Cette valeur servira de référence au monocentrisme (figure 5).

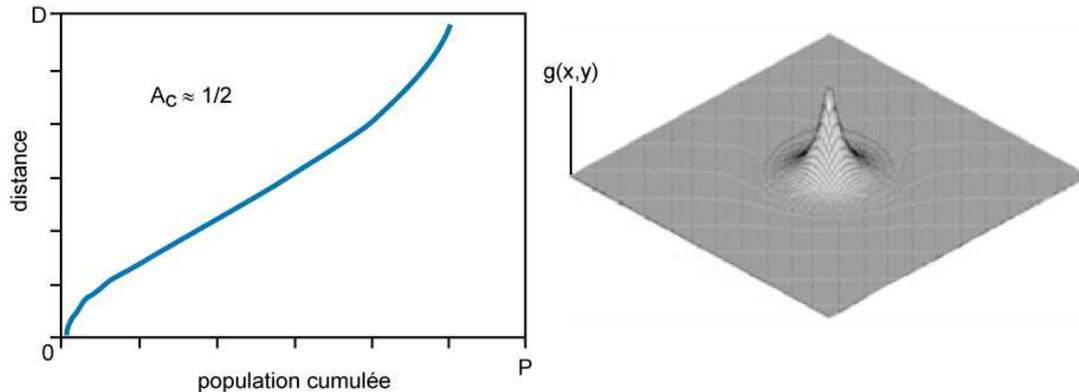


Figure 5. Courbe d'acentrisme et indicateur d'acentrisme pour une configuration monocentrique

La méthode décrite ci-dessus permet également d'obtenir des configurations polycentriques, en superposant plusieurs configurations monocentriques (Anas *et al.*, 1998) : si $(E_k)_{1 \leq k \leq N}$ sont N centres dans la ville, on obtient la population de la cellule $[p, p+h] \times [q, q+h]$ par l'équation 3.3 :

$$P(p, q) = \sum_{k=1}^N \int_q^{q+h} \int_p^{p+h} e^{-b \sqrt{(x-x_{E_k})^2 + (y-y_{E_k})^2}} dx dy \quad (\text{Équation 3.3})$$

La figure 6 montre la courbe d'acentrisme d'une configuration polycentrique particulière, obtenue avec la formule 3.3 – les centres G_k étant disposés aléatoirement dans un carré au centre de la ville, et les populations totales des distributions de Bussière $(\frac{2\pi A_k}{b_k^2})$ décroissant selon une loi puissance similaire à l'équation 1.4 (loi rang-taille). Notons la valeur proche de 0,9 de l'indicateur d'acentrisme dans ce cas.

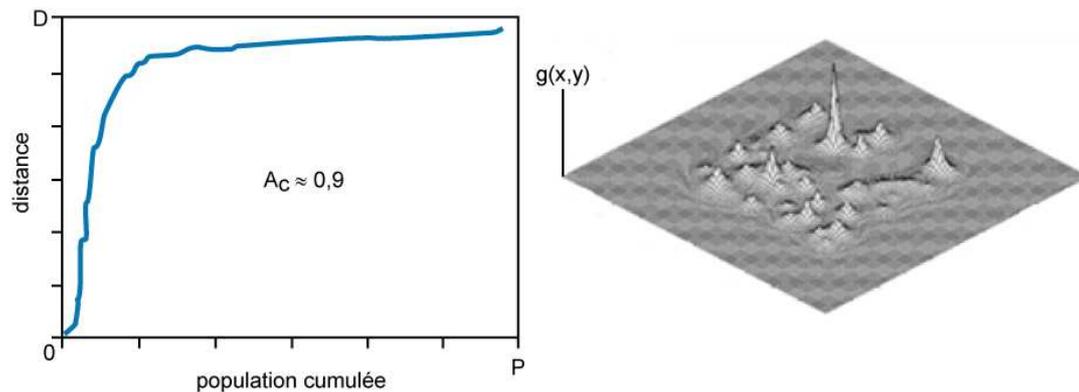


Figure 6. Courbe d'acentrisme et indicateur d'acentrisme pour une configuration polycentrique

L'indicateur d'acentrisme vaut 1 dans le cas d'une distribution uniforme (figure 7) et dans le cas d'une distribution aléatoire. L'indicateur d'acentrisme est positif, la valeur 0 pouvant être atteinte, par exemple dans le cas d'une distribution comprenant une seule cellule occupée, dont la courbe

d'acentrisme est la droite nulle. Enfin, des valeurs supérieures à 1 peuvent être atteintes, par exemple pour des distributions hypothétiques en « cuvette », c'est-à-dire avec une densité plus faible au centre géométrique de la grille, que près des bords.

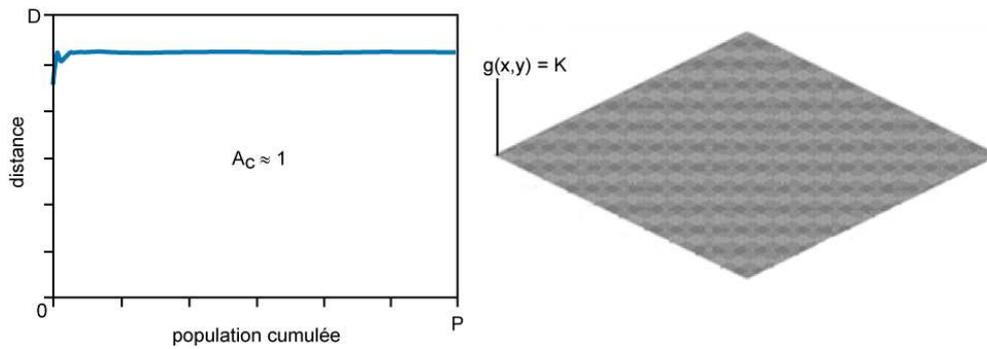


Figure 7. Courbe d'acentrisme et indicateur d'acentrisme pour une configuration uniforme

3.2. Comparaison des indicateurs pour l'étude de configurations spatiales monocentriques

Pour tester la robustesse de l'indicateur d'acentrisme et le comparer à d'autres indicateurs classiques au regard de leur pertinence à quantifier l'éloignement de la structure spatiale étudiée au modèle monocentrique, nous avons choisi de tester leur sensibilité au phénomène d'étalement urbain. Pour prendre en compte ce phénomène, on utilise le modèle de Bussière, modifiant, à population constante, le paramètre b du modèle (cf. équation 2.1 ; la nouvelle valeur de A est alors fixée par l'équation 2.3, de sorte que $\frac{2\pi A}{b^2}$ soit constant). Une diminution

de la valeur de b traduit un affaiblissement du centre, et correspond ainsi à un étalement urbain. Comme on l'observe sur la figure 8 (gauche), la courbe d'acentrisme conserve la forme d'une droite passant par l'origine, au moins dans sa partie centrale. Ainsi, l'indice d'acentrisme est quasiment invariant par cette transformation (6% d'amplitude), au contraire des autres indicateurs, qui

varient d'au moins 20% entre les configurations extrêmes (tableau 1).

Indice	Variation
Acentrique	6%
Hoover	22%
Distance ⁴	35%
Entropie	40%
Moran	62%
Rang-taille ⁵	102%

Tableau 1. Sensibilité des indicateurs à l'étalement urbain d'une configuration monocentrique théorique

La figure 8 (droite) montre la variabilité des différents indicateurs avec la valeur de b . On peut donc dire que l'indicateur d'acentrisme capture la dimension monocentrique d'une distribution de Bussière, ce que ne font pas les autres indicateurs.

⁴ Il s'agit de la distance moyenne entre deux habitants dans la région urbaine (équation 1.3).

⁵ Pente de la loi rang-taille (coefficient α de l'équation 1.4).

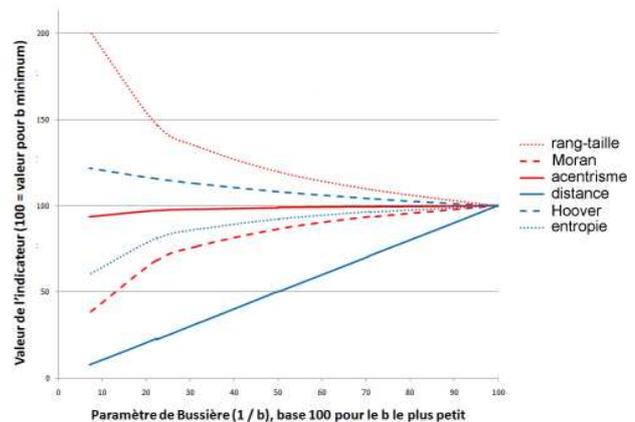
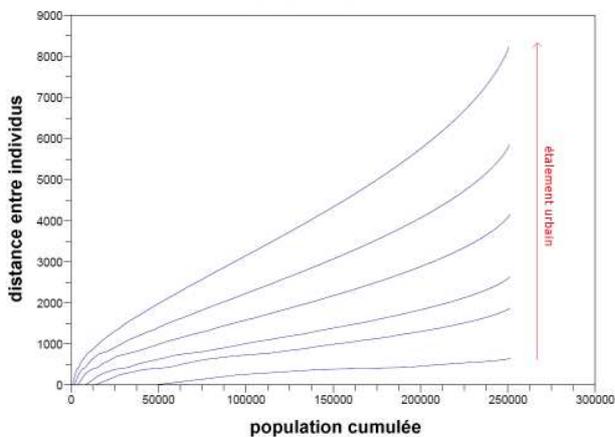


Figure 8. Sensibilité à l'étalement urbain d'une configuration monocentrique théorique : courbe d'acentrisme (à gauche) et différents indicateurs quantifiant la structure urbaine (à droite)

3.3. Comparaison des indicateurs pour différencier des configurations monocentrique et bicentrique

La transition d'une configuration bicentrique vers une configuration monocentrique est ensuite testée (figure 9). Deux méthodes sont utilisées, débouchant toutes deux sur la configuration monocentrique de la figure 5. D'abord, rapprocher les deux centres par translations successives jusqu'à obtenir un centre unique. Ensuite, diminuer l'importance du centre de gauche par rapport à celui de droite, par homothéties successives, jusqu'à ce que celui-ci contienne toute la population.

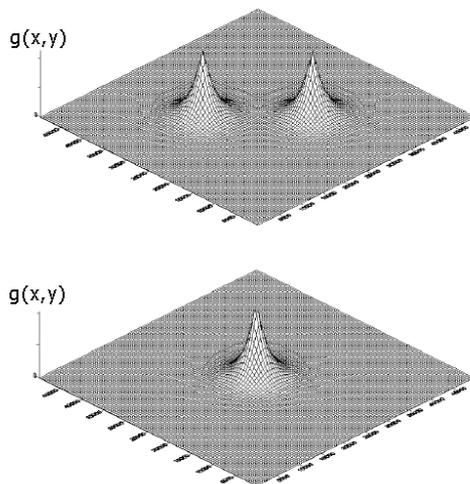


Figure 9. Ville bicentrique (en haut) et ville monocentrique (en bas)

La figure 10 montre les transitions obtenues dans le premier cas, où on fait varier la distance entre les deux centres. L'indice de Moran varie de façon non monotone dans cet exemple, et surtout est quasiment identique pour la configuration initiale (bicentrique) et pour la configuration finale (monocentrique), ce qui soulève des doutes quant à

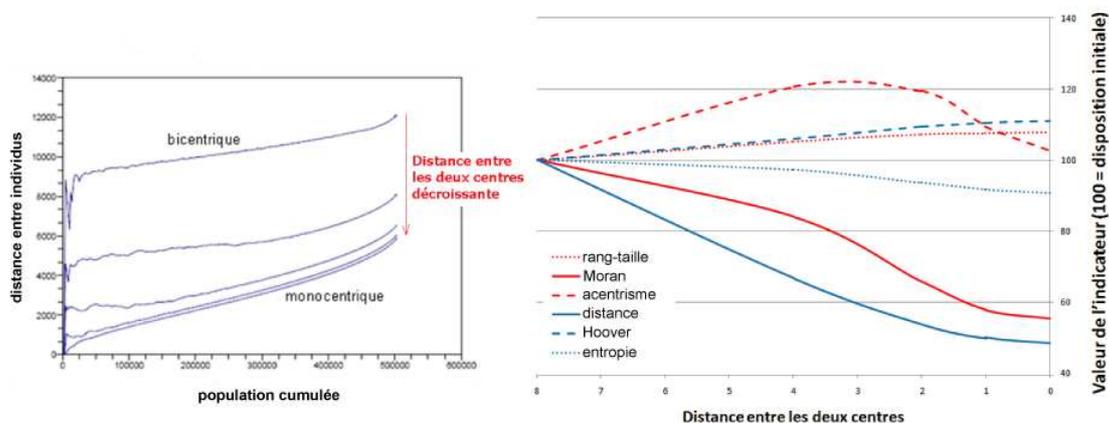


Figure 10. Transition d'une ville bicentrique à une ville monocentrique par translations successives

sa capacité à quantifier l'éloignement au modèle monocentrique. Tous les autres indicateurs évoluent de manière monotone.

La figure 11 donne les variations des indicateurs étudiés avec le ratio de population des deux centres considérés. On observe cette fois que l'indicateur d'acentrisme évolue de façon non monotone, même s'il baisse globalement. La déformation de la courbe d'acentrisme du fait de ces homothéties successives est intéressante et semble suggérer une formulation mathématique plus complexe que l'approximation linéaire, ou sous forme d'une fonction puissance suggérée précédemment.

4. Étude de la structure spatiale de vingt-cinq villes européennes

4.1. Description de l'échantillon de villes

Pour l'étude empirique présentée ici, on utilise le découpage fourni par l'Agence Européenne de l'Environnement (2006), basé sur la typologie d'utilisation du sol de Corine Land Cover, et donnant une grille de densité de population à une échelle fine sur l'ensemble de l'espace européen (Guérois, 2003 ; Gallego, 2008). Vingt-cinq villes ou régions urbaines ont ainsi été analysées, utilisant un carroyage de 500 mètres de côté. Les délimitations utilisées sont celles de la base de données UITP⁶ (base de données de mobilité qui sera utilisée dans d'autres travaux), pour vingt-trois d'entre elles, et des délimitations de l'auteur pour deux régions métropolitaines plus larges : la Randstad et la région Rhin-Ruhr, en Allemagne. L'hétérogénéité de cet échantillon ne pose pas de problème majeur, la Randstad (Pays-Bas) et la région Rhin-Ruhr servant la plupart du temps à illustrer le cas de la métropole polycentrique.

⁶ Union Internationale des Transporteurs Publics

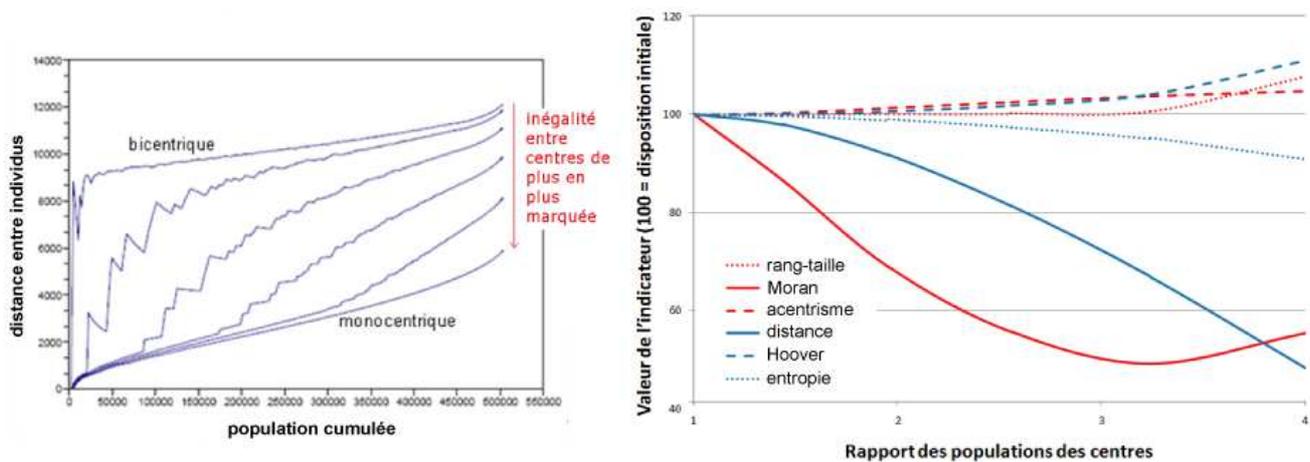


Figure 11. Transition d'une ville bicentrique à une ville monocentrique par homothéties successives

La figure 12 donne ainsi les courbes d'acentrisme de trois villes, représentant les configurations monocentriques (Stockholm), polycentriques (Randstad) et intermédiaires (Stuttgart).

Le tableau 2 répertorie pour chaque ville étudiée les indices de Hoover, Moran et d'acentrisme. Comme évoqué dans la partie 2, on constate que l'indicateur d'acentrisme est inférieur à 1 pour toutes les villes de l'échantillon, étant particulièrement fort pour les cas de Rhin-Ruhr et la Randstad (ces régions étant polycentriques), Lille (la communauté urbaine est une conurbation reliant Lille, Roubaix et Tourcoing), Manchester et Londres. Dans ce dernier cas, le terme « acentrisme » correspond effectivement à une situation sans aucun centre, puisque la délimitation prise en compte (le Grand Londres) est tellement urbanisée qu'elle a une densité de population presque uniforme ; le modèle monocentrique plus traditionnel étant plus pertinent pour la région métropolitaine de Londres (Appert, 2005).

Les villes les plus monocentriques sont celles pour lesquelles la valeur de l'indice d'acentrisme est proche de 0,5 (interprétation due à la similarité des courbes d'acentrisme à celle d'une distribution de Bussière, ici prise comme référence). Ressortent en particulier des régions historiquement monocentriques comme Paris (Ile-de-France), Barcelone, voire Munich. Des villes intermédiaires, comme Hambourg et Madrid, viennent compléter ce tour d'horizon, qui semble correspondre à peu près aux qualificatifs classiques de ces villes européennes (même si on peut citer quelques cas surprenants, comme Marseille qui apparaît monocentrique en raison du territoire d'étude limité à la commune).

Notons enfin que les indices de Hoover et de Moran ne semblent pouvoir être simplement reliés à

l'indicateur d'acentrisme, qui renvoie ainsi à des dimensions différentes de la structure urbaine.

Nom	Pop. (M)	Densité (hab/ha)	Hoover	Moran	Acentrisme
Stockholm	1,80	2,36	0,806	0,062	0,452
Barcelona	4,81	5,98	0,856	0,087	0,469
Nantes	0,55	9,42	0,614	0,097	0,483
Marseille	0,79	26,28	0,608	0,171	0,488
Paris	10,95	8,84	0,769	0,126	0,516
Bilbao	1,12	4,67	0,882	0,065	0,518
Krakow	0,76	20,05	0,650	0,105	0,522
Copenhague	1,80	5,88	0,703	0,105	0,526
Munich	1,21	33,56	0,493	0,149	0,534
Lyon	1,16	21,19	0,553	0,110	0,538
Praha	1,17	20,96	0,540	0,102	0,553
Vienna	1,55	33,04	0,600	0,191	0,565
Hamburg	2,71	5,42	0,730	0,083	0,572
Warsaw	1,70	28,47	0,573	0,107	0,575
Budapest	1,78	30,38	0,497	0,095	0,608
Bruxelles	0,97	50,25	0,466	0,123	0,638
Berlin	3,38	34,30	0,472	0,109	0,639
Rotterdam	1,34	9,02	0,725	0,132	0,664
Stuttgart	2,36	7,39	0,693	0,050	0,674
Madrid	5,42	6,48	0,868	0,063	0,699
London	7,13	45,27	0,325	0,119	0,737
Lille	1,09	15,92	0,586	0,108	0,772
Randstad	7,16	7,79	0,737	0,065	0,792
Manchester	2,48	18,04	0,476	0,089	0,858
Rhin-Ruhr	11,53	10,28	0,631	0,038	0,882

Tableau 2. Trois indicateurs pour les vingt-cinq villes étudiées, classées par ordre croissant d'« acentrisme »

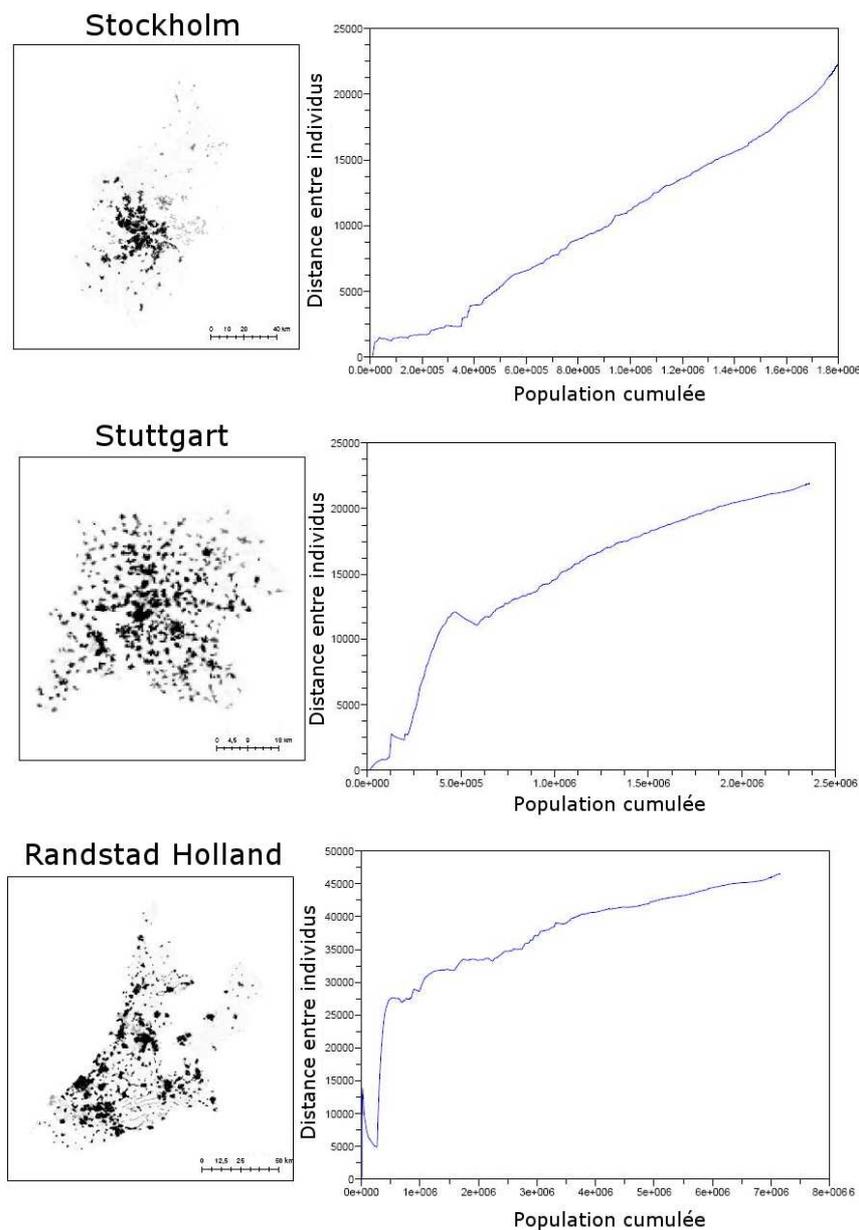


Figure 12. Courbes d'acentricité de trois villes européennes : Stockholm (région monocentrique), Stuttgart (situation intermédiaire), Randstad Holland (région acentrique)

Nous allons maintenant comparer plus en détail les régions Ile-de-France et Rhin-Ruhr, puis étudier pour les régions urbaines de Lille et de Paris la stabilité des différents indicateurs vis-à-vis de deux transformations géographiques possibles : la transformation de l'unité spatiale élémentaire (modification de la taille et de la forme de la maille) (*Modifiable Areal Unit Problem*, Openshaw, 1984), et la variation de la taille de l'aire d'étude.

4.2. Comparaison entre l'Ile-de-France et la région Rhin-Ruhr

Les régions Ile-de-France et Rhin-Ruhr (Allemagne) sont de taille similaire, avec environ dix millions d'habitants répartis sur un peu plus de 10 000 km². Pourtant comme on le voit sur la figure 13, l'organisation spatiale des deux régions est très différente. À ce titre, la comparaison d'indicateurs de structure urbaine paraît particulièrement pertinente entre les deux régions.



Figure 13. Densités de population des régions Ile-de-France et Rhin-Ruhr

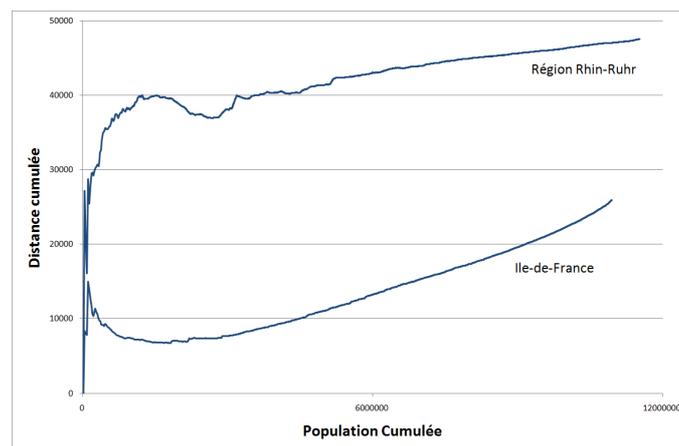


Figure 14. Courbes d'acentrisme des régions Ile-de-France et Rhin-Ruhr

Les courbes d'acentrisme (figure 14) correspondent respectivement aux modèles monocentrique et polycentrique précédemment évoqués.

Le tableau 3 résume quelques caractéristiques de ces régions. On observe que parmi les indicateurs calculés, les indices de Moran, de distance, et d'acentrisme capturent le mieux la différence de structure, avec un écart supérieur à 50% entre les deux situations. L'indice de Hoover, par exemple, est seulement 20% plus élevé en Ile-de-France qu'en Rhin-Ruhr. Les autres indicateurs calculés (population, surface, et pente de la loi rang-taille⁷) ne permettent pas de distinguer clairement les deux

structures. Cependant, la pente de la loi rang-taille est plus proche de 0 pour la région allemande, traduisant bien une répartition plus homogène de la population.

Zone	Ile-de-France	Rhin-Ruhr	% diff
Population	10,95	11,53	5,14
Rang-taille	1,98	1,81	9,11
Surface	12389 km ²	11212 km ²	9,98
Hoover	0,77	0,63	19,73
Acentrisme	0,52	0,88	52,4
Distance	25,94 km	47,58 km	58,86
Moran	0,13	0,04	106,48

Tableau 3. Comparaison de la structure urbaine des régions Ile-de-France et Rhin

La population et la surface sont rappelées à titre indicatif

⁷ La qualité des ajustements est bonne pour ces deux régions ($r^2 = 0,91$ pour l'Ile-de-France et $r^2 = 0,79$ pour la région Rhin-Ruhr respectivement), ainsi que globalement pour les vingt-cinq villes européennes (r^2 est supérieur à 0,8 pour la moitié de l'échantillon, et inférieur à 0,6 pour six villes).

4.3. Sensibilité des indicateurs à des modifications du maillage de l'espace

Test de différentes tailles de mailles pour la communauté urbaine de Lille

Le découpage de Lille en cellules a été l'objet d'une analyse plus fine, testant l'effet de la taille de la cellule sur les indicateurs. La figure 15 présente quatre des onze grilles étudiées. On observe qu'au pas le moins fin (cellules de 4 900 ha, soit des carrés de 7 km de côté), la communauté urbaine de Lille apparaît monocentrique.

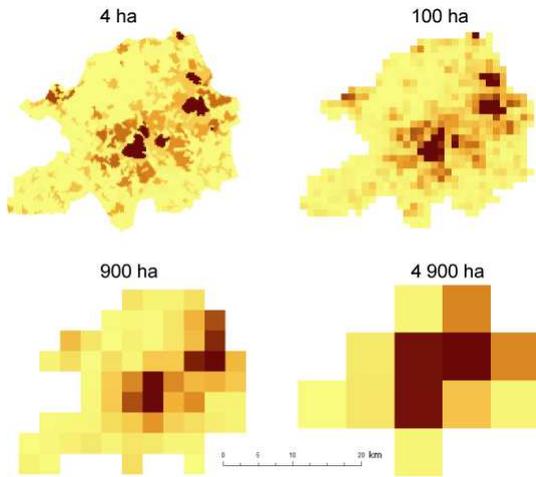


Figure 15. Grilles de densité de population dans la Communauté Urbaine de Lille

Ce résultat est confirmé par l'étude de l'indicateur d'acentrisme, passant de 0,79 à 0,50 entre les deux précisions extrêmes (figure 16).

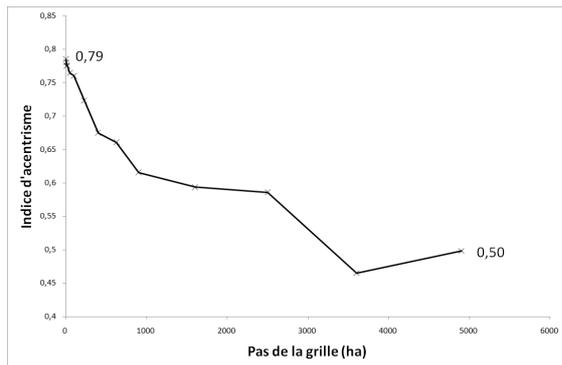


Figure 16. Sensibilité de l'indicateur d'acentrisme au pas de la grille (Communauté Urbaine de Lille)

Les autres indicateurs varient également (figure 17), même si la distance moyenne entre deux individus apparaît particulièrement stable, comme l'indiquait Grasland (2008). L'indice de Moran est particulièrement sensible à cette transformation.

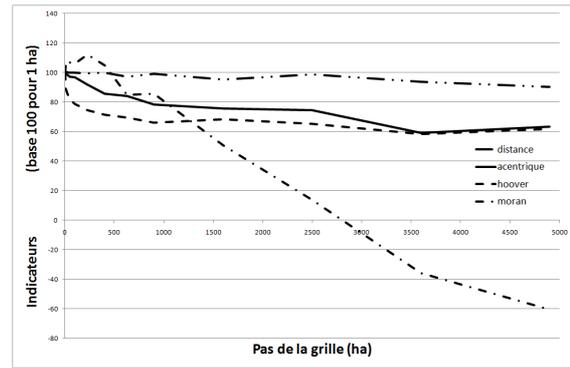


Figure 17. Sensibilité de quatre indicateurs au pas de la grille (Communauté Urbaine de Lille)

Dans cette étude de sensibilité, la forte variabilité de l'indice de Moran, et dans une moindre mesure des indices de Hoover et d'acentricité ne doit pas être nécessairement interprétée comme un biais statistique, mais plutôt comme mesure d'un changement dans la nature de l'information elle-même (Mathian et Piron, 2001). L'étude suivante est plus classique, étudiant succinctement l'influence de la forme de la maille sur les valeurs des indicateurs.

Test de variation de la forme de la maille pour la région Ile-de-France

Dans le cas de l'Ile-de-France, on constate que la courbe d'acentricité (figure 18) est légèrement modifiée par les zones utilisées, selon que les calculs ont été effectués à partir du découpage communal (1 300 communes en séparant Paris en ses vingt arrondissements), ou en fonction de la grille utilisée, constituée de près de 50 000 cellules.

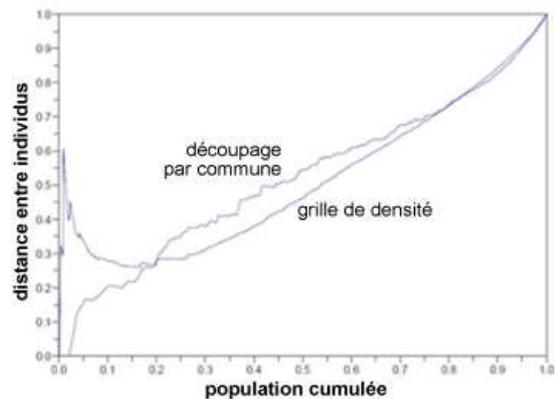


Figure 18. Sensibilité du graphe de distance au type de découpage utilisé (Ile-de-France)

À l'exception de l'indice de Moran, et de la pente de la loi rang-taille (degré d'inégalité), les indicateurs de structure urbaine sont stables relativement à ce changement de découpage (tableau 4).

Indicateur	Grille de densité	Communes	% diff
Population	10,95 M	10,96 M	0,06
Distance	25,9 km	26,1 km	0,59
Acentrisme	0,516	0,521	1,07
Surface	1239 km ²	1200 km ²	3,20
Hoover	0,77	0,70	9,89
Rang-taille	1,98	1,67	16,8
Moran	0,126	0,174	32,1

Tableau 4. Sensibilité des indicateurs au découpage utilisé, dans le cas de l’Ile-de-France (communes ou grille de densité)

4.4. Sensibilité des indicateurs à la taille de la zone d’étude

La figure 19 montre la densité de population dans un rayon de 170 km autour du centre de Paris (pris au Louvre).

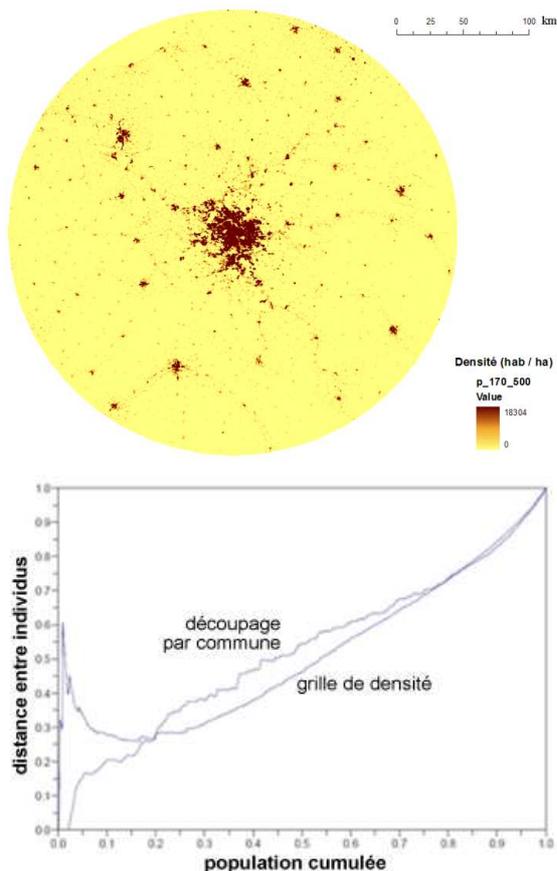


Figure 19. Densité de population dans un rayon de 170 km autour de Paris

À très courte portée, le Bassin Parisien apparaît acentrique (ce qui est logique compte tenu de ce que la population est presque uniformément répartie

dans Paris, au moins par rapport aux inégalités de densité existant à l’échelle de la métropole), puis monocentrique à quelques dizaines de kilomètres du centre. À partir de 120 kilomètres autour de Paris, l’indice d’acentrisme croît. C’est la distance à laquelle se trouvent les villes du « Grand contournement de Paris » : Amiens, Reims, etc. (figure 20). Sans chercher à interpréter ce résultat, on retiendra que la structure spatiale de la région de Paris apparaît différente (du point de vue de l’éloignement au modèle monocentrique) selon qu’on considère l’agglomération dense, la région Ile-de-France ou une région plus proche du Bassin Parisien.

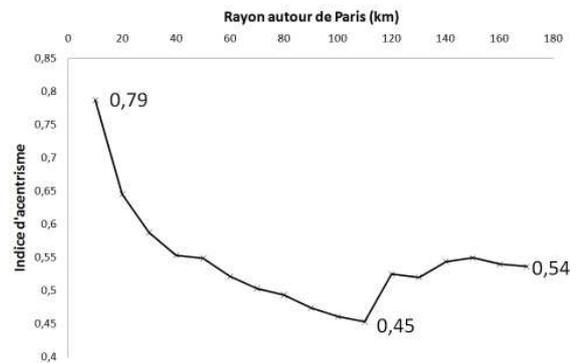


Figure 20. Évolution de l’indice d’acentrisme en fonction du rayon du disque partant du centre Paris

L’indice de Moran présente un maximum à 30 kilomètres autour du centre (figure 21), ce qui pourrait indiquer l’extension spatiale de la zone dense (induisant une forte autocorrélation spatiale). Les autres indicateurs varient de façon monotone.

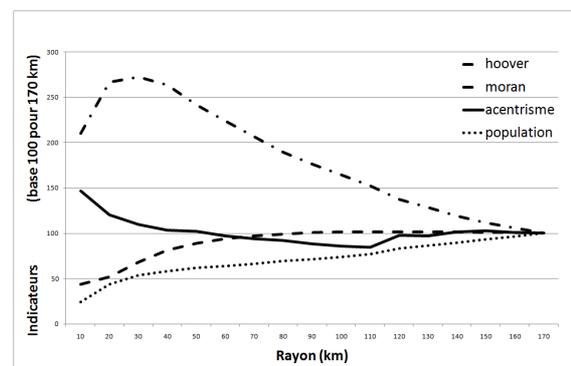


Figure 21. Sensibilité de quatre indicateurs au rayon du disque partant du centre de Paris

5. Discussion et perspectives

Cet article a mis en évidence le besoin thématique de quantifier l'éloignement au modèle monocentrique, celui-ci étant largement utilisé comme référence dans le cadre de débats d'aménagement à plus ou moins grande échelle. Cet article propose un indicateur d'acentrisme, en le comparant explicitement à d'autres indicateurs de la littérature utilisés pour quantifier des formes urbaines étalées, dispersées, éclatées. L'indicateur d'acentrisme que nous proposons apparaît pertinent pour capturer la dimension « monocentrique » d'une distribution, étant par exemple le seul de l'échantillon à demeurer stable lors de la transformation dite « d'étalement urbain » (partie 3.b). L'indice de Moran, utilisé explicitement par Tsai (2005) pour quantifier le degré de polycentrisme d'une distribution, apparaît dans cette étude critiquable de ce point de vue. Il capture mal la transformation entre une ville bicentrique et une ville monocentrique (partie 3.c) et semble particulièrement sensible à la maille des données disponibles (partie 4.c), ce qui est problématique dans la perspective d'une comparaison entre plusieurs villes, de taille (voire de maille) différente. La loi rang-taille, indicateur classiquement utilisé pour quantifier le degré de polycentrisme d'une région donnée, présente dans une moindre mesure le même défaut de sensibilité à la maille d'étude, et est celui variant le plus lors de la transformation d'« étalement urbain » de la partie 3.b.

Nous éloignant désormais de la problématique fixée au départ (la construction d'indicateurs répondant à une problématique précise), nous terminons cette étude par les corrélations entre les différents indicateurs de structure spatiale dans les vingt-cinq villes européennes étudiées.

Tsai (2005), étudiant les deux cent dix neuf MSA⁸ américaines de moins de trois millions d'habitants, concluait à la complémentarité des indicateurs de Hoover, de Moran, de population et de densité ; les coefficients de corrélation étant entre eux faibles.

Le tableau 5 donne la matrice des corrélations entre six indicateurs de structure urbaine, pour les vingt-cinq villes européennes.

On peut noter que l'indicateur d'acentrisme apparaît indépendant des cinq indicateurs de l'échantillon (population, densité, Hoover, Moran et distance). Le faible nombre de villes étudiées -vingt-cinq - nuit à la significativité statistique des résultats. Par

⁸ Metropolitan Statistical Areas : territoires réunissant centres urbains et zones fortement attirées par ces centres (en terme de mobilité quotidienne).

ailleurs, la grille utilisée provient en partie du découpage NUTS 5, qui a une précision suffisante pour les grandes agglomérations étudiées, mais peut-être pas pour les plus petites (Cracovie, Nantes, Marseille). Enfin, ces résultats ne sont pas en accord avec ceux trouvés par Tsai (2005), notamment du fait de la corrélation observée dans notre étude entre l'indice de Hoover et l'indice de Moran.

Variables	Pop.	Densité	Hoover	Moran	Acentrisme
Pop.					
Densité	-0,182				
Hoover	0,150	-0,845***			
Moran	-0,330	0,584***	-0,409**		
Acentrisme	0,190	0,078	-0,243	-0,141	
Distance	0,787***	-0,533***	0,406**	-0,634***	0,258

Tableau 5. Matrice des corrélations entre six indicateurs calculés pour 25 villes européennes
(*** indique $p < 0,01$; ** indique $p < 0,05$)

Malgré ces limitations, il ressort de cette étude que la dimension monocentrique ou « acentrique » d'une ville est une notion importante à prendre en compte dans l'étude des structures urbaines, et de leurs conséquences sociales, économiques, ou environnementales. L'indicateur d'acentrisme proposé permet une quantification de cette dimension, bien qu'une analyse plus fine de la courbe d'acentrisme puisse conduire à la formalisation d'autres indicateurs complémentaires. La prise en compte des dimensions multiples de la structure urbaine pourrait être renforcée par des indicateurs s'affranchissant de la référence explicite à un centre.

Cette étude a été réalisée en préambule à une confrontation entre des indicateurs de structure urbaine et plusieurs indicateurs de mobilité quotidienne, dans le contexte européen. Une suite possible à ces travaux serait de quantifier la structure spatiale de villes d'autres régions du monde (Amérique, Afrique, Asie), pour étudier la persistance éventuelle de la forme de la courbe d'acentrisme. Enfin, l'étude de l'ensemble des aires urbaines françaises (au nombre de 354) pourrait permettre d'augmenter significativement le nombre d'observations, tout en demeurant dans un cadre géographique satisfaisant (c'est-à-dire à la même échelle d'analyse). On aurait alors une meilleure image des interrelations d'une part entre les mesures de la structure urbaines, et d'autre part entre des interrelations entre mesures de la structure urbaine et mesures de la mobilité quotidienne.

6. Références

- Anas A., Arnott R., Small K. A., 1998, Urban Spatial Structure, *Journal of Economic Literature*, 36(3), 1426-1464.
- Appert M., 2005, L'art du grand écart: maîtriser la mobilité dans la région métropolitaine de Londres, *Mappemonde*, 78(2), 1-18.
- Batty M., Kim K., 1992, Form follows function: reformulating urban population density function, *Urban Studies*, 29(7), 1043-1070.
- Batty M., 2001, Polynucleated Urban Landscapes, *Urban Studies*, 38(4), 635-655.
- Berroy S., Mathian H., Saint-Julien T., Sanders L. 2007, La mobilité dans la construction du polycentrisme métropolitain, in Thériault M., Des Rosiers F., *Information géographique et dynamiques urbaines*, Lavoisier, Paris, 31-58.
- Bertaud A., Malpezzi S. 2003, The spatial distribution of population in 48 world cities: implications for economies in transition, Founded by World Bank.
- Bonnafous A., Tabourin E., 1998, Modélisation de l'évolution des densités urbaines, in Mattei M.-F. Pumain D. (dir.), *Données urbaines 2*, Anthropos, Paris, 166-180.
- Bontje M., Burdack J., 2005, Edge Cities, European style: examples from Paris and the Randstad, *Cities*, 22(4), 317-330.
- Bussière R., 1972, Modèle urbain de localisation résidentielle, *Annales du Centre de Recherche et d'Urbanisme*.
- Camagni R., Gibelli M. C., Rigamonti P., 2002, Urban mobility and urban form: the social and environmental costs of different patterns of urban expansion, *Ecological Economics*, 40, 199-216.
- Clark C., 1951, Urban Population Densities, *Journal of the Royal Statistical Society (série A)*, 114, 490-496.
- Dupuy G., 1999, *La dépendance automobile - Symptômes, analyses, diagnostic, traitements*, Anthropos, Paris.
- Enault C., 2003, Densité, population cumulée, et temps d'accès, *Actes des Sixièmes Rencontres de Théo Quant*, Besançon.
<http://thema.univ-fcomte.fr/theoq/pdf/2003/TQ2003%20ARTICLE%2016.pdf>
- European Environment Agency, 2006, *Urban sprawl in Europe - The ignored challenge*.
- Fouchier, 1998, La densité humaine nette: un indicateur d'intensité urbaine, in Mattei M.-F. Pumain D. (dir.), *Données urbaines 2*, Anthropos, 181-189.
- Gallego F. J., 2008, Downscaling population density in the European Union with a land cover map and a point survey, European Environment Agency.
http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/research_methodology/documents/S14P3_JAVIER_GALLEGO_DOWNSCALED_POPULATION_DENSITY.pdf
- Galster G., Hanson R., Ratcliffe M.R., Wolman H., Coleman S., Freihage J., Wrestling, 2001, Sprawl to the Ground: Defining and Measuring an Elusive Concept, *Housing Policy Debate*, 12(4), 681-717.
- Garreau J., 1991, *Edge Cities, life on the new frontier*, AnchorBooks, New York.
- Ghorra-Gobin C., 2005, De la ville à l'Urban Sprawl. La question métropolitaine aux Etats-Unis, *Cercles*, 13, 123-138.
- Glaeser E. L., Kahn M. E., 2001, Decentralized employment and the transformation of the american city, Harvard Institute of Economic Research, discussion paper 1912.
- Gordon P., Richardson H. W., 1989, Gasoline consumption and cities: A reply, *Journal of the American Planning Association*, 55(3), 342-345.
- Gordon P., Richardson H.W., 1996, Beyond polycentricity: the dispersed metropolis, Los Angeles, 1970-1990, *Journal of the American Planning Association*, 57(4), 416-420.
- Grasland C., 2008, Analyse spatiale des phénomènes démographiques, in « Apports de l'analyse spatiale en sciences sociales », Séminaire INED - Les rencontres de la statistique appliquée, 17 octobre 2008, Paris.
- Guérois M., 2003, *Les formes des villes européennes vues du ciel*, Thèse sous la direction de Denise Pumain, Paris I, 307 p.
- Johnson G.T., Silver C. 1997, Alternative Views of Sprawl, *Apa Journal*, 94-126.
- Julien P., 2005, L'évolution des périmètres des aires urbaines 1968-1999, in *Actes des XVI^e Entretiens Jacques Cartier, coordination scientifique, décembre 2003, collection les Colloques de l'INRETS*, Octobre 2005.
- Lang R. E., 2003, Edgeless Cities: exploring the elusive metropolis, *Greater Philadelphia Regional Review*, Summer 2003.
- Mathian H., Piron M., 2001, Échelles géographiques et méthodes statistiques multidimensionnelles, in Sanders L. (dir.), *Modèles en analyse spatiale*, Hermès-Lavoisier, Paris, 61-103.
- Meijers E., 2004, Polycentric urban regions and the quest for synergy: is a network of cities more than the sum of the parts? *Urban Studies*, 42(4), 765-781.
- Mignot D., Aguilera A., Bloy D., 2004, Permanence des formes de la métropolisation et de l'étalement urbain, Programme de recherche financé par l'ADEME.
- Newman P. G., Kenworthy J. R., 1989, *Cities and Automobile Dependence: An International Sourcebook*, Gower, Aldershot.

- Newman P. G., Kenworthy J. R., 1999, *Sustainability and Cities*, Island Press, New York.
- Orfeuil J.-P., 2008, *Mobilités Urbaines, l'âge des possibles*, Les Carnets de l'info, Paris.
- Parr J. B., 2007, Spatial Definitions of the City: Four Perspectives, *Urban Studies*, 44(2), 381-392.
- Pumain D., 2003, Les formes des systèmes de villes : dynamique ou évolution?, in Première journée complexité, Paris, 27 novembre 2003.
- Shen G., 2002, Fractal dimension and fractal growth of urbanized areas, *International Journal of Geographical Information Science*, 16(5), 437-519.
- Tabourin E., Andan O., Routhier J.-L. 1995, Les formes de la croissance urbaine; le modèle de René Bussière appliqué à l'agglomération Lyonnaise, CdR PIR-Ville-Densités.
- Thomas L., Frankhauser P., De Keersmaecker, M., 2007, Fractal dimension versus density of the built-up surfaces in the periphery of Brussels, *Papers in Regional Science*, 86(2), 287-307.
- Tsai Y.-H., 2005, Quantifying Urban Form: Compactness versus 'Sprawl', *Urban Studies*, 42(1), 141-161.
- Wegener M., Fürst F., 1999, *Land Use Transport Interaction: State of the Art*, Deliverable 2a of the project TRANSLAND of the 4th RTD Framework Programme of the European Commission.
- Wiel M., 1999, *La transition urbaine, ou le passage de la ville pédestre à la ville motorisée*, Mardaga, Paris.
- Wiel M., 2008, Le retour de l'injonction de densifier, *Urbanissimo*, 108, 14-22.
- Zipf G.K., 1949, *Human Behavior and the Principle of Least Effort*, Addison-Welsey, Cambridge.