



HAL
open science

Ségrégation et formes d'emploi à Paris

Elisabeth Tovar

► **To cite this version:**

Elisabeth Tovar. Ségrégation et formes d'emploi à Paris. Revue d'économie régionale et urbaine, 2010, pp.111-134. 10.3917/reru.101.0111 . hal-02303474

HAL Id: hal-02303474

<https://hal.parisnanterre.fr/hal-02303474>

Submitted on 2 Oct 2019

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

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

SÉGRÉGATION ET FORMES D'EMPLOI À PARIS

Élisabeth Tovar

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

2010/1 mars | pages 111 à 134

ISSN 0180-7307

ISBN 9782200926083

Article disponible en ligne à l'adresse :

<https://www.cairn.info/revue-d-economie-regionale-et-urbaine-2010-1-page-111.htm>

Distribution électronique Cairn.info pour Armand Colin.

© Armand Colin. Tous droits réservés pour tous pays.

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

Ségrégation et formes d'emploi à Paris

Segregation and forms of employment in Paris

Elisabeth TOVAR

Université de Paris Ouest Nanterre La Défense, EconomiX
Centre d'Études de l'Emploi
etovar@u-paris10.fr

Mots-clés : ségrégation, pauvreté, approche par les capacités, formes de l'emploi, Paris

Keywords : segregation, poverty, capability well-being, employment characteristics, Paris

Classification JEL : C43, I32, R12, R23.

Résumé

Nous proposons une mesure multidimensionnelle de la pauvreté fondée sur l'approche par les capacités d'A. Sen. En appliquant cet indicateur au contexte particulier de Paris élargi à sa petite couronne, nous montrons que le recours à une telle mesure de la pauvreté plutôt qu'au seul critère monétaire permet d'élargir le périmètre des zones identifiées comme très défavorisées. Par ailleurs, en étudiant l'autocorrélation et l'association spatiales de la pauvreté capabiliste avec différents marqueurs de l'accès au marché du travail (catégorie socio-professionnelle, type d'emploi occupé, accessibilité au bassin d'emploi...), nous apportons des conclusions nuancées à la question de savoir si la différenciation socio-spatiale marquée de la zone étudiée est plutôt le fait de la "ghettoïsation des riches" ou de la "relégation des pauvres".

Summary

In this paper, we study the spatial distribution of poverty in Paris (extended to its close suburbs) on the grounds of a spatialized capabilist well-being informational basis. Using multidimensional poverty indicators as well as global and local autocorrelation measures, we show that some Parisian neighbourhoods were indeed segregated in 1999. By studying the spatial association of poverty and some characteristics of the labour market (labour accessibility, durability of the labour contract, profession...) we then show that the zone's socio-spatial differentiation results as much from the secession of the rich than from the relegation of the disadvantaged.

- 1 -

Introduction

De nombreux travaux récents interrogent la réalité du sentiment d'aggravation de la différenciation socio-spatiale à Paris sous l'angle de la mixité sociale¹. On parle alors de ségrégation sociale si les groupes sociaux (catégories socioprofessionnelles, groupes ethniques) ne cohabitent plus dans les mêmes espaces. Ces travaux établissent que la mixité sociale des pauvres ne s'est pas globalement dégradée et que ce sont les catégories socioprofessionnelles les plus favorisées qui se caractérisent par les niveaux de ségrégation les plus élevés. Cela étant, ils montrent également l'apparition d'un type d'évolution résidentielle qualifié « *d'appauvrissement social absolu* » : il s'agit des classes populaires qui résident dans les espaces populaires où le chômage et la précarité sur le marché du travail ainsi que de nouvelles formes d'emploi comme les services aux particuliers ont augmenté et où toutes les catégories d'actifs ayant un emploi ont diminué. S'il ne peut être confondu avec un processus de relégation généralisé « *qui englobe les banlieues populaires, voire l'ensemble des banlieues* » selon PRÉTECEILLE (2006), ce décrochage de certains territoires populaires est d'autant plus marquant qu'il contraste avec le constat général de stabilité de la mixité sociale.

Dans cet article, on s'intéresse dans un premier temps à l'identification de ces territoires défavorisés. Par contraste avec l'approche précédente, notre point de vue est asymétrique : il ne s'agit plus de comparer la proportion relative des catégories sociales présentes sur chaque territoire ni l'intensité des contacts entre ces catégories prises deux à deux, mais de se concentrer sur la distribution dans l'espace de la frange la plus défavorisée de la population. En cela, on s'inscrit dans la lignée des réflexions de HERPIN *et al* (1997) sur la nature multidimensionnelle de la pauvreté et des travaux de SAGOT (2001) sur la construction d'indicateurs multidimensionnels de pauvreté dans

le contexte francilien. Pour identifier ces espaces, on utilise les indicateurs de pauvreté multidimensionnelle récemment développés dans la littérature (BOURGUIGNON *et al*, 2003, CHAKRAVARTY *et al*, 2008) dont on étudie l'autocorrélation spatiale globale (I de MORAN) et locale. Cela nous permet de dresser une typologie de la zone de Paris élargie à sa petite couronne et d'identifier les « massifs » de communes dotées de niveaux de pauvreté extrêmes : zones ségréguées ou, à l'inverse, très favorisées.

Dans un deuxième temps, on cherche à savoir si ces zones, singulières au regard de la distribution de la pauvreté dans l'espace, se distinguent également de par les caractéristiques de leurs résidents sur le marché du travail (catégorie socio-professionnelle, statut, distance au stock d'emplois...) : peut-on identifier des formes particulières d'association spatiale de la pauvreté et de certains de ces « marqueurs » de l'accès à l'emploi ? Pour ce faire, on utilise la version bidimensionnelle de l'indicateur d'association spatiale locale LISA d'ANSELIN.

L'article est organisé de la façon suivante. Dans la première partie, on argumente le choix d'une mesure du bien-être multidimensionnel fondé sur l'approche par les capacités d'A. SEN, ainsi que des variables statistiques utilisées pour le spécifier. Dans la partie suivante, on présente l'indicateur multidimensionnel utilisé pour agréger cette information sous la forme d'une mesure de la pauvreté et on discute sa spécification. Dans la troisième partie, on applique cet indicateur au contexte particulier de la zone de Paris élargi à sa petite couronne pour l'année censitaire de 1999. La quatrième partie est consacrée à la conclusion.

- 2 -

Une mesure du bien-être fondée sur l'approche par les capacités

2.1. La nécessité de tenir compte de la localisation pour apprécier le bien-être

Dans ce travail, on propose de mesurer le bien-être et la pauvreté selon une métrique fondée sur l'approche par les capacités de SEN. Pourquoi ce choix ?

Premièrement, il paraît important que le bien-être soit apprécié à l'aune des conséquences des états du monde sur les individus et non, par exemple, sur le système des droits formels respectés par la société : par opposition aux constructions procédurales de l'évaluation du bien-être (comme par exemple celle de RAWLS) le point de vue est ici individualiste et conséquentialiste.

Deuxièmement, il semble nécessaire d'évaluer ce bien-être d'un point de vue au moins partiellement objectif. En cela, on s'inscrit en rupture avec la tradition welfariste dans laquelle le bien-être individuel (l'utilité) est de nature subjective. Cette divergence découle du fait que l'on considère que si l'individu est un *homo oeconomicus* rationnel, il est aussi un *homo geographicus* (SACK, 1997) physiquement

situé dont l'environnement socio-spatial conditionne notamment l'appréciation de son propre bien-être. Soumis au principe de réalité, nous faisons l'hypothèse que des individus par ailleurs en tous points semblables mais qui vivent dans des environnements socio-spatiaux qualitativement inégaux ajustent différemment leurs désirs et leurs préférences aux objectifs qu'ils considèrent réalisables. Dans ces conditions, valoriser le bien-être d'un point de vue exclusivement subjectif conduirait à surestimer le bien-être de ceux qui vivent au sein des environnements les plus défavorisés.

Troisièmement, on postule qu'au-delà des seules réalisations des individus (traditionnellement mesurées à l'aune du revenu), il est pertinent de tenir compte de la liberté d'accomplir des individus pour apprécier leur bien-être. Là encore, il s'agit de mieux prendre la mesure de l'insertion des individus dans un environnement socio-spatial donné, car celui-ci conditionne l'étendue, la diversité et la richesse de l'ensemble des accomplissements potentiels qu'ils peuvent réaliser.

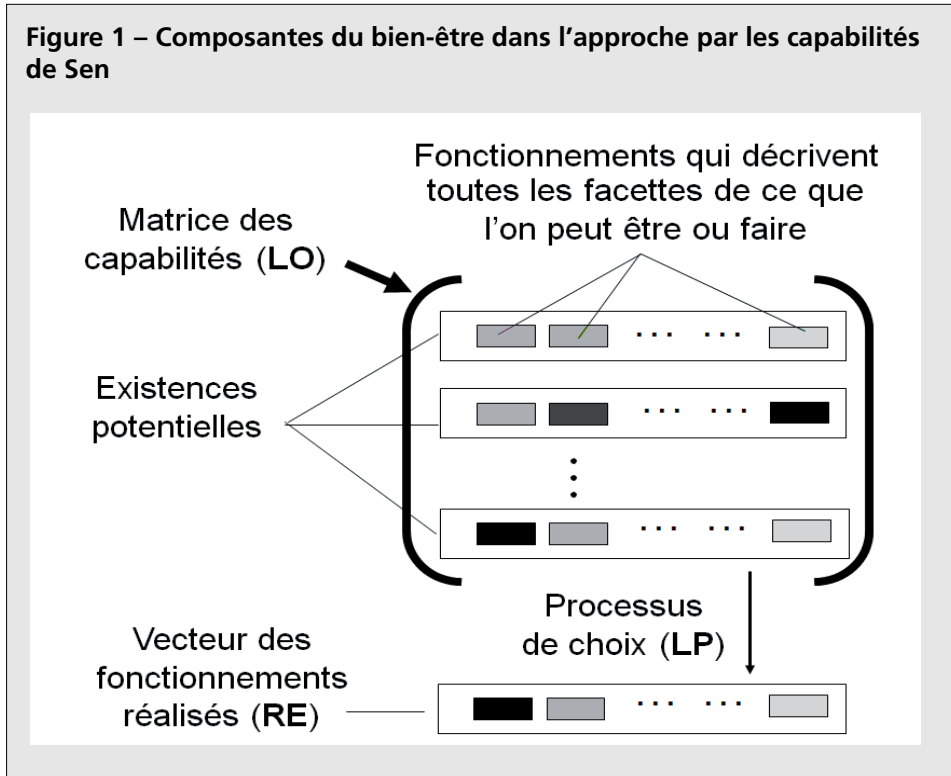
Nous avons choisi d'adopter l'approche par les capacités d'A. SEN parce qu'elle met précisément l'accent sur l'importance de la liberté d'accomplir dans la mesure du bien-être (cf. figure 1 pour une présentation schématique des différents éléments du bien-être dans l'approche par les capacités). Ainsi, on propose d'utiliser une métrique « capabiliste » du bien-être notée $B_{Cap}(R, O, P)$ composée de deux éléments : les réalisations effectives (R) recouvrent les *fonctionnements* des individus, c'est-à-dire, « les différentes choses que les individus peuvent aspirer à faire ou à être »². Le deuxième élément est la liberté effective dont disposent des individus d'atteindre leurs aspirations rationnelles. Elle recouvre deux dimensions : l'opportunité (O) d'atteindre ses objectifs légitimes appréciés grâce à l'ensemble des capacités, qui reprend l'ensemble des fonctionnements potentiellement accessibles à un individu (SEN, 1985a), et la liberté procédurale (P) qui rend compte de l'emprise des individus sur le choix de l'ensemble des fonctionnements qu'ils réalisent (SEN, 1985b).

2.2. Choix et spécification des fonctionnements³

Pour passer de cette définition théorique de B_{Cap} à sa mesure, il faut tout d'abord déterminer la liste des fonctionnements qui décrivent le bien-être dans un contexte spatialisé⁴. Ensuite, il faut sélectionner les variables statistiques qui permettront de les valoriser concrètement.

Pour valoriser les réalisations effectives, on mobilise trois fonctionnements. Le fonctionnement « avoir un revenu décent » (RE1) permet d'apprécier la satisfaction des individus en termes de consommation et d'épargne. Il est mesuré à l'aide du revenu médian par unité de consommation (données INSEE-DGI). Le fonctionnement « avoir un logement dont le confort et les dimensions sont décentes » (RE2) donne une indication de l'environnement physique immédiat dans lequel évolue l'individu, et on le mesure à l'aide de données tirées du Recensement Général de la Population (RGP 1999) sur le confort du logement (présence d'une salle d'eau et/ou de toilettes à l'intérieur du logement), sur la surpopulation éventuelle du logement (nombre de personnes par pièce) et sur le type de logement occupé (selon

Figure 1 – Composantes du bien-être dans l'approche par les capacités de Sen



une gradation allant de la maison individuelle au local impropre à l'habitation cependant occupé à l'époque du recensement). Le fonctionnement « avoir un accès immédiat aux aménités urbaines dans le lieu de résidence » (RE3) est apprécié à l'aide du fichier Connaissance Locale de l'Appareil Productif de l'INSEE qui fournit des informations, à l'échelle communale, sur le nombre d'établissements qui se rapportent à cinq aspects de la vie courante des individus⁵.

Pour apprécier la liberté d'opportunité, en reprenant l'argumentation de BASU (1987), on infère une approximation de la valeur de l'ensemble des capacités à partir de l'espace des fonctionnements réalisés. On postule ainsi que l'ensemble des capacités d'un individu est d'autant plus élevé qu'il dispose des moyens lui permettant de chercher et de saisir les différentes opportunités qui s'offrent à lui. Dans cet article, on propose d'apprécier la liberté d'opportunité à l'aide de trois fonctionnements. En premier lieu, le fonctionnement « avoir une éducation suffisante » (LO1) est mesuré à l'aide du niveau diplôme obtenu par les individus sortis du système éducatif. Ensuite, en faisant écho à l'approche de la ségrégation fondée sur la mixité sociale et les travaux qui en économie urbaine se concentrent sur les effets de voisinage⁶, on choisit le fonctionnement « avoir accès à un tissu social diversifié et favorable ». (LO2). Ce choix repose sur deux arguments. Le premier reprend l'hypothèse qui sous-tend les travaux sur les effets de voisinage, et suppose qu'un individu aura d'autant plus de chances d'atteindre une condition sociale élevée dans l'échelle des valeurs sociales que son environnement sera peuplé d'individus

favorisés. Le second propose de considérer le rôle de la localisation sur la capacité des individus de mettre en œuvre des trajectoires variées, et suppose qu'il sera d'autant plus facile à un individu de poursuivre des opportunités diverses qu'il sera confronté dans son environnement quotidien à de nombreuses trajectoires différentes éloignées de sa situation. Au total, l'indicateur permettant de mesurer pratiquement ce fonctionnement LO2 s'inspire de l'indicateur de mixité sociale proposé par Piron (2001) qui tient compte à la fois de la dispersion des conditions sociales et de la proportion de personnes défavorisées. Enfin, on ajoute le fonctionnement « avoir accès aux opportunités offertes par la ville » (LO3). Le choix de ce fonctionnement reflète l'intérêt croissant porté à la question de l'accessibilité à la ville en relation avec la question des inégalités urbaines. Pour l'apprécier, on utilise le nombre d'établissements se rapportant à la vie courante accessibles en moins de 45 minutes du domicile. On se fonde sur les temps de déplacement à l'heure de pointe du matin (en véhicule particulier et en transports en commun) fournis par la DREIF.

La spécification de la liberté procédurale implique de trouver des indicateurs statistiques capables de rendre compte du degré de contrôle qu'un individu peut exercer sur ses choix. La liberté procédurale concerne tout d'abord l'immunité de l'individu, c'est-à-dire l'absence d'interférences de la part du reste du monde dans la procédure de choix. SEN parle de « l'élément de contrôle dans la liberté » (« *control element in freedom* »). Au-delà de cet élément qui concerne les droits dont disposent les individus de prendre leurs propres décisions, il faut également rendre compte du pouvoir effectif dont disposent les individus de prendre leurs décisions. Ce second élément concerne l'autonomie du choix individuel, et reflète le rôle opératif, actif, des agents dans le processus de décision.

L'une des caractéristiques qui semble essentielle lorsque l'on cherche à définir la ségrégation urbaine est précisément de rendre compte du rôle joué par la localisation sur la possibilité de choisir (son emploi, ses loisirs...) d'un individu. Si l'accessibilité aux emplois et aux biens et services est importante en termes de liberté d'opportunité, le fait d'avoir les moyens de transformer cette accessibilité potentielle en contact réel l'est tout autant. Il faut donc valoriser le fonctionnement « avoir les moyens de l'accessibilité » (LP1), qui dépend de la mobilité des individus (localisation à proximité d'une station de transports en commun, possession d'un véhicule particulier...). On mesure le fonctionnement LP1 via le pourcentage d'individus qui appartiennent à un ménage ne disposant pas d'un véhicule individuel⁷.

Sur un autre plan, nous nous intéressons au fonctionnement « ne pas être discriminé » (LP2). En l'absence de données géo-localisées sur les facteurs de discrimination individuelle (sexe, âge, origine, handicap...), nous nous intéressons à la discrimination par le lieu de résidence : rien ne sert d'avoir les moyens de se rendre à un entretien d'embauche si l'on sera mis à l'écart à cause de la réputation du quartier où l'on vit. Une façon très indirecte de procéder est d'utiliser une indicatrice renseignant sur le fait que la commune de résidence

est une zone-cible de la politique urbaine⁸. Cela signifie qu'elle a été identifiée par les pouvoirs publics comme présentant des difficultés suffisamment notables pour justifier des mesures de politique publique spécifiques. Le fait de résider dans une zone cible de la politique de la ville n'est qu'une proxy très approximative du risque de subir une discrimination fondée sur le lieu de résidence, que nous utilisons faute de données géo-localisées plus abondantes.

D'une façon plus générale, on peut également argumenter que le degré de maîtrise de son existence dépend, pour chaque individu, de son emprise sur la régulation du système social dans lequel il est inséré, de sorte qu'il pourrait être intéressant de tenir compte d'un fonctionnement « être intégré à la vie sociale et politique » (LP3). Pour apprécier ce fonctionnement, une solution simple est d'indiquer la proportion d'individus résidant dans chaque unité spatiale et qui disposent du droit de vote (individus de nationalité française et de plus de 18 ans).

Au terme de cette étape de spécification, nous disposons de 9 indicateurs x_{ij} qui définissent le bien-être capabiliste de chaque unité spatiale i dans chacune des $j = 1, \dots, k$ dimensions du bien-être. Le tableau 1 résume les fonctionnements que l'on propose d'inclure dans la mesure d'un bien-être capabiliste « spatialisé ».

Tableau 1 – Fonctionnements choisis pour décrire le bien-être en milieu urbain

	Facteurs individuels	Facteurs locaux
Réalisations effectives	RE1 « avoir un revenu décent » RE2 « avoir un logement décent »	RE3 « avoir un accès immédiat aux aménités urbaines »
Liberté d'opportunité	LO1 « avoir une éducation suffisante »	LO2 « avoir un accès à un tissu social favorable » LO3 « avoir accès aux opportunités offertes par la ville »
Liberté procédurale	LP1 « avoir les moyens de la mobilité »	LP2 « ne pas être discriminé » LP3 « être intégré à la vie sociale et politique »

- 3 -

Indicateur multidimensionnel du niveau de pauvreté capabiliste

On utilise des données agrégées à l'échelle des n communes et arrondissements municipaux i de la zone qui comprend Paris et sa petite couronne. L'indicateur multidimensionnel de pauvreté choisi est l'extension multidimensionnelle de

l'indicateur FGT de FOSTER *et al* (1984) développé par CHAKRAVARTY *et al* (1997). Cet indicateur renvoie le cumul des déficits de pauvreté enregistrés par les n unités spatiales dans l'ensemble des dimensions j du bien-être. Nous retenons ici la spécification proposée par BOURGUIGNON *et al* (2003) car sa forme additive garantit sa décomposabilité en sous-groupe et par attribut du bien-être : l'indicateur de pauvreté de FGT multidimensionnel (P^{FGT-M}), qui varie de 0 à 1, s'écrit

$$P_{\alpha,\beta,b}^{FGT-M}(X,z) = \frac{1}{nk} \sum_{i=1}^n \left[\sum_{j=1}^k b_j v(x_{ij}, z_j)^\beta \right]^{\frac{\alpha}{\beta}}$$

avec

$b_j \geq 0 \forall j = 1, \dots, k$ le poids accordé à la $j^{\text{ème}}$ dimension du bien-être

$$v_{ij}(x_{ij}, z_j) = \begin{cases} 1 - \frac{x_{ij}}{z_j} & \text{si } x_{ij} < z_j \\ 0 & \text{si } x_{ij} \geq z_j \end{cases}$$

une fonction de valorisation du bien-être de type FGT ; lorsque le score x_{ij} obtenu par une unité spatiale dans une dimension j du bien-être est inférieur au seuil de pauvreté z_j dans cette dimension, elle mesure le déficit de bien-être comme l'écart en pourcentage entre x_{ij} et z_j . Lorsque le score x_{ij} est supérieur au seuil de pauvreté (unité spatiale non pauvre dans la dimension j du bien-être), elle renvoie zéro.

$\alpha \geq 1$ un paramètre d'aversion à la pauvreté

$\beta > 1$ un paramètre de complémentarité entre les dimensions du bien-être

3.1. Seuils de pauvreté

On considère qu'une unité spatiale est pauvre relativement à un indicateur donné si son score est inférieur à la médiane des scores obtenus par l'ensemble des communes de la zone de Paris et sa petite couronne⁹. On choisit ce seuil de pauvreté afin de pouvoir mener des comparaisons avec la pauvreté monétaire : si l'on utilisait le seuil standard de la demi-médiane, seule 2 communes (La Courneuve et Clichy-sous-Bois en Seine-Saint-Denis) pourraient être considérées comme pauvres d'un point de vue monétaire¹⁰ en 1999.

3.2. Pondération des dimensions du bien-être capabiliste

Pour spécifier les scalaires $b_j \geq 0$ du vecteur $b = (b_1, \dots, b_j, \dots, b_k)$ qui informent sur la pondération accordée à chacune ces composantes j du bien-être, plusieurs solutions ont été discutées dans la littérature¹¹. Dans cet article, on suit la méthode proposée par Betti *et al* (2008). Les poids affectés à chaque dimension du bien-être sont définis par $b_j = b_j^1 \times b_j^2$, où b_j^1 reflète la distribution de la composante j parmi

les communes franciliennes et b_j^2 reflète la corrélation entre jet les $k - 1$ autres composantes du bien-être. Après normalisation (de sorte que $\sum_{j=1}^k b_j = 1$), on obtient les poids présentés dans le tableau 2.

	RE1	RE2	RE3	LO1	LO2	LO3	LP1	LP2	LP3
b_j^1	1,354	2,062	1,293	1,34	1,238	1,307	1,578	1,465	1,522
b_j^2	0,168	0,19	0,188	0,136	0,136	0,194	0,182	0,224	0,141
b_j (normalisé)	0,099	0,171	0,106	0,079	0,073	0,11	0,125	0,143	0,093

3.3. Choix des paramètres α et β : une discussion axiomatique

Le choix des paramètres de l'indicateur de pauvreté affecte ses propriétés axiomatiques ; il conditionne notamment le respect des principes relatifs à l'inégalité parmi les pauvres.

Le paramètre α est un paramètre d'aversion à la pauvreté. La nature additive de l'indicateur P^{FGT-M} assure que le respect du principe de décomposabilité en sous-groupes (DSG) est vérifié, car la pauvreté globale d'une population donnée est bien une moyenne pondérée des niveaux de pauvreté au sein de chaque sous-groupe de cette population. Étant donné cela, la condition $\alpha \geq 1$ qui garantit la convexité de la fonction de valorisation individuelle de la pauvreté $v(x_{ij}, z_j) =$

$\sum_{j=1}^k b_j \left(1 - \frac{x_{ij}}{z_j}\right)^\alpha$ implique que l'indice P^{FGT-M} respecte aussi le principe des transferts

multidimensionnels (PTM)¹². Étant donné α , la condition $\beta \geq 1$ étend à son tour cette propriété aux k dimensions du bien-être, de sorte que l'indicateur respecte un principe des transferts multidimensionnels.

Le paramètre β permet d'apprécier le degré de complémentarité ou de substituabilité entre les dimensions de la pauvreté. Ainsi, l'élasticité σ de la substitution possible entre les différentes dimensions est donnée par $\sigma = \frac{1}{\beta - 1}$. Bourguignon et Chakravarty (2003) montrent que sous la condition (DSG), les composantes m et l du bien-être sont substituables si $\partial^2 P / \partial x_{im} \partial x_{il} > 0$ et complémentaires si $\partial^2 P / \partial x_{im} \partial x_{il} < 0$. Avec la forme fonctionnelle P^{FGT-M} , sachant que $\alpha > 0$, si $\alpha > \beta$ alors $\partial^2 P / \partial x_{im} \partial x_{il} > 0$, les composantes du bien-être sont substituables

et l'indicateur respecte un axiome de non-décroissance de la pauvreté après une augmentation de la corrélation entre les dimensions (NDPAC). À l'inverse, si $\alpha < \beta$, alors $\partial^2 P / \partial x_{im} \partial x_{il} < 0$ et l'indicateur respecte un axiome de non-croissance de la pauvreté après une augmentation de la corrélation entre les dimensions (NCPAC) dans le cas où la pauvreté est bidimensionnelle. Pour plus de deux dimensions, il faut ajouter l'hypothèse que l'élasticité de substitution entre les dimensions prises deux à deux reste identique quelles que soient les dimensions. Comme dans cet article on souhaite permettre un certain degré de substituabilité entre les dimensions, la condition d'origine axiomatique qui pèse sur les paramètres α et β est donc : $\alpha > \beta \geq 1$.

Pour encadrer plus précisément le choix de ces paramètres, on s'inspire de la méthode proposée par DUCLOS *et al* (1998) dans le cadre de la mesure de niveaux de bien-être multidimensionnels que l'on adapte ici au cas des indicateurs de pauvreté. On suppose que l'on effectue un transfert redistributif qui s'accompagne d'une « perte sociale » de ressources proportionnelle à un paramètre λ donné. On fait ensuite l'hypothèse que l'attitude éthique des individus conditionne le montant de la perte sociale qu'ils sont susceptibles de tolérer afin de permettre un transfert redistributif. En posant comme constant le niveau de pauvreté pour un montant transféré donné, on établit une correspondance entre la valeur des paramètres α et β et la perte d'efficacité maximale λ causée par la redistribution. En se donnant une valeur « raisonnable » de λ , on peut encadrer de manière relativement précise le choix des paramètres¹³. Au total, on choisit $\alpha = 2,5$ et $\beta = 1,5$, qui sont les valeurs les plus élevées compatibles avec une perte d'efficacité ne dépassant pas 75 % du transfert¹⁴.

- 4 -

Résultats

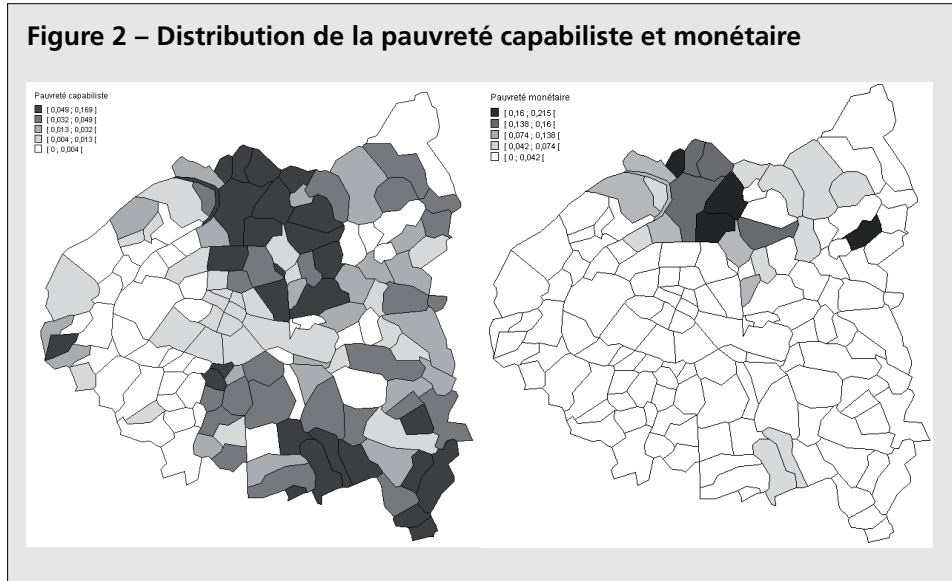
4.1. La pauvreté de la zone Paris et sa petite couronne en 1999

Le tableau 3 présente la valeur de l'indicateur multidimensionnel de pauvreté pour Paris élargi à sa petite couronne ainsi que la décomposition géographique de cet indicateur.

Tableau 3 – Niveaux de pauvreté à Paris et sa petite couronne en 1999

	Pauvreté	
	capabiliste	monétaire
Paris + petite couronne	0,0267	0,0219
Paris (75)	0,0021	0,0005
Hauts-de-Seine (92)	0,0015	0,0021
Seine-Saint-Denis (93)	0,0117	0,0169
Val-de-Marne (94)	0,0113	0,0024

À l'échelle de la zone tout entière, mais aussi pour Paris et le Val-de-Marne, on constate que le niveau de pauvreté capabiliste est nettement supérieur au niveau de pauvreté monétaire¹⁵, alors que cette dernière est très légèrement supérieure dans les Hauts-de-Seine et la Seine-Saint-Denis.



En utilisant une représentation cartographique pour étudier la distribution des niveaux de pauvreté dans l'espace, on constate que quel que soit son étalon de mesure, elle apparaît comme étant irrégulièrement répartie dans l'espace parisien, avec des groupes de communes caractérisés par des niveaux de pauvreté élevé qui se démarquent nettement du reste de l'espace francilien. Ainsi, le caractère très défavorisé de l'ouest de la Seine Saint-Denis apparaît nettement sur les deux cartes. Par ailleurs, on remarque que l'utilisation d'une mesure capabiliste de la pauvreté permet d'identifier des unités spatiales pauvres qui n'auraient pas été détectées avec l'approche monétaire et unidimensionnelle : on peut ainsi identifier la vaste zone défavorisée qui s'étend de la rive industrielle de la Seine au sud de Paris.

Les cartes de la figure 2 donnent l'impression d'une nette différenciation de l'espace parisien selon les niveaux de pauvreté. Pour obtenir une confirmation statistique de cette impression, on calcule le coefficient d'autocorrélation I de MORAN des niveaux de pauvreté capabiliste et monétaire. Le I de MORAN, qui peut être interprété comme le rapport de la covariance entre observations contiguës à la variance totale observée de l'échantillon (cf. JAYET, 2001, AUBRY, 2000), est donné par :

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \times \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (p_i - \bar{p})(p_j - \bar{p})}{\sum_i (p_i - \bar{p})^2}$$

où $\bar{p} = \frac{1}{n} \times \sum_i p_i$ est la moyenne des niveaux de pauvreté p_i des n communes et arrondissements municipaux i de Paris élargi à sa petite couronne. Et où w_{ij} est un poids qui rend compte de la proximité géographique des unités spatiales i et j .

L'interprétation de l'indice de MORAN repose sur la comparaison de la valeur I avec sa valeur attendue $E[I] = -(n-1)^{-1}$ sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale. Lorsque $I > E[I]$ (resp. $I < E[I]$), les valeurs prises par les niveaux de pauvreté des unités spatiales ne sont pas disposées au hasard dans l'espace des zones étudiées, mais sont proches pour deux unités spatiales voisines (resp. éloignées). Les unités spatiales géographiquement proches sont aussi statistiquement proches (resp. éloignées), et on conclut à la présence d'une autocorrélation spatiale positive (resp. négative). Lorsque I est proche de $E[I]$, on conclut à l'absence d'autocorrélation spatiale : aucun lien significatif ne peut être établi entre la proximité statistique et la proximité géographique des unités spatiales.

Le calcul de l'indice I de MORAN étant sensible à la définition de la matrice de voisinage $W(w_{ij})$, on présente dans le tableau 4 les coefficients d'autocorrélation de la pauvreté capabiliste et de la pauvreté monétaire obtenus pour plusieurs types de matrices de voisinage¹⁶.

Tableau 4 – Coefficient de MORAN de la pauvreté monétaire et capabiliste

Matrice des distances	I de Moran (p-value entre parenthèses, E[I] = -0;0070)	
	pauvreté capabiliste	pauvreté monétaire
de type « Reine »	0,4069 (0,001)	0,5809 (0,001)
de type « Tour »	0,4059 (0,001)	0,5828 (0,001)
plus proche voisin	0,5393 (0,001)	0,4545(0,001)

Degré de contiguïté = 1 pour les matrices de voisinage Reine et Tour. Calculs réalisés sur le logiciel GeoDa. L'utilisation d'une matrice de voisinage de type « Reine » est la plus appropriée dans le cas de l'Île-de-France compte tenu de l'hétérogénéité de la forme et de la taille des communes franciliennes.

Quel que soit le type de matrice des distances, on constate que les niveaux de pauvreté présentent une autocorrélation spatiale significative positive relativement élevée. L'éloignement socio-économique des communes riches et pauvres se double donc d'un éloignement géographique. De plus, on peut remarquer que cette coïncidence des proximités géographique et statistique est légèrement plus forte

lorsque l'on mesure la pauvreté d'un point de vue capabiliste et non plus seulement monétaire.

Pour autant, peut-on dire que la zone de Paris élargi à sa petite couronne est ségrégée ? La statistique de MORAN globale ne dit rien sur l'association spatiale locale des niveaux de pauvreté et ne permet pas d'identifier des îlots d'unités spatiales significativement plus pauvres que le reste de la zone étudiée.

4.2. Mise en lumière de zones ségrégées

La statistique d'association spatiale LISA (ANSELIN, 1995) permet d'étudier le regroupement spatial significatif de valeurs similaires ou dissimilaires autour de

chaque unité spatiale. Elle s'écrit $I_i = \frac{\sum_j w_{ij} (p_i - \bar{p})(p_j - \bar{p})}{\sum_i (p_i - \bar{p})^2}$, avec :

- p_i et p_j les niveaux de pauvreté standardisés des unités spatiales i et j telles que i et j sont considérées comme voisines compte tenu de la mesure de leur degré de voisinage,
- \bar{p}_i le niveau de pauvreté moyen des unités spatiales
- w_{ij} une mesure de la proximité des unités spatiales i et j)

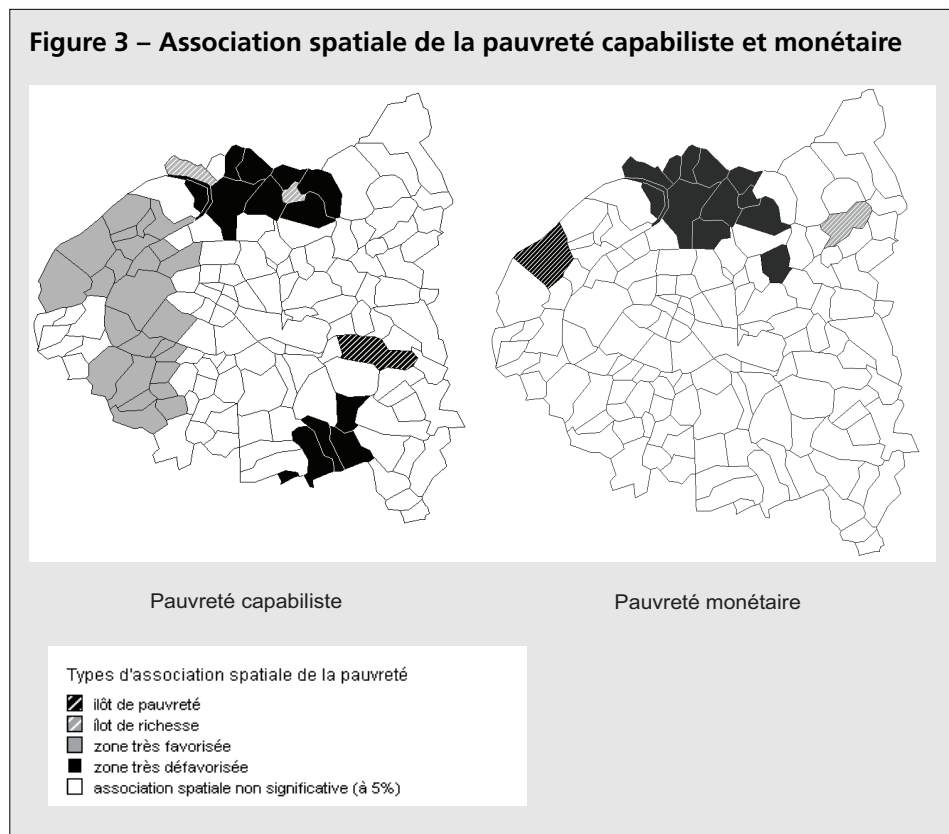
Cinq types d'association spatiale peuvent être identifiés, qui combinent le niveau de pauvreté des unités spatiales et de leurs voisins (voir tableau 5).

Tableau 5 – Typologie des formes d'association spatiale

Niveau de pauvreté p_i		de l'unité spatiale i	
		Significativement faible	Significativement élevé
de ses voisins	Significativement faible	LISA < 0 (îlot de pauvreté)	LISA > 0 (zone favorisée)
	Significativement élevé	LISA > 0 (zone défavorisée)	LISA < 0 (îlot de richesse)

- Zone ségrégée¹⁷ : unités spatiales significativement plus pauvres que celles de la zone étudiée dans son ensemble entourées d'unités spatiales également significativement plus pauvres que les autres unités spatiales de la zone
- Zone très favorisée : unités spatiales non pauvres entourées d'unités spatiales non pauvres
- Îlot de pauvreté : unités spatiales pauvres entourées d'unités spatiales non pauvres
- Îlot de richesse : unités spatiales non pauvres entourées d'unités spatiales pauvres
- Autres : association spatiale statistiquement non significative (à 5 %)

Les cartes de la figure 3 présentent la distribution des cinq types d'association pour les niveaux de pauvreté capabiliste et monétaire des communes

Figure 3 – Association spatiale de la pauvreté capabiliste et monétaire

de Paris élargi à sa petite couronne en 1999. Ici, une mise en garde s'impose : compte tenu de la sensibilité de la mesure de la statistique LISA à la définition du voisinage, les cartes de la figure 3 doivent être interprétées comme donnant une indication de la localisation dans la zone étudiée de « massifs » de communes caractérisées par tel ou tel type d'association spatiale avec leurs voisines ; il est plus problématique de les utiliser pour identifier nominalement des communes renvoyant à tel ou tel type d'association spatiale.

À la lecture de ces cartes, il apparaît que certaines portions de l'espace francilien peuvent être qualifiées de ségréguées : ce sont les portions du territoire de Paris élargi à sa petite couronne où des communes marquées par des niveaux de pauvreté élevés sont entourées d'autres communes également très défavorisées. Sans surprises, que l'on mesure la pauvreté à l'aune du bien-être capabiliste ou du seul revenu, l'ouest de la Seine-Saint-Denis peut être qualifié de ségrégué (zone très défavorisée Nord). Il est frappant de constater que, si on mesure la pauvreté d'un point de vue capabiliste, l'on identifie également une zone très défavorisée au Sud le long de la Seine (zone très défavorisée Sud). Par ailleurs, un autre résultat notable est la présence, à l'autre extrême du spectre de la ségrégation et localisée à l'ouest de Paris, d'une zone très favorisée, constituée par des communes possédant des niveaux

de pauvreté capabiliste très faibles et entourées par des communes également très favorisées.

4.3. Pauvreté et caractéristiques de l'emploi

Une fois identifiées les zones très défavorisées de Paris élargi à sa petite couronne, on cherche maintenant à savoir si ce statut de zones ségréguées peut être associé à des caractéristiques particulières de l'accès à l'emploi de la population résidante dans ces zones : catégorie socioprofessionnelle, statut sur le marché du travail, type et temporalité du contrat de travail, accessibilité au bassin d'emplois...

Pour étudier la distribution spatiale comparée de la pauvreté et de ces éléments, on mesure tout d'abord l'autocorrélation spatiale globale croisée des niveaux de pauvreté et des caractéristiques de l'accès à l'emploi.

On constate tout d'abord que les coefficients de MORAN présentés dans le tableau 6 sont globalement plutôt élevés, qu'il s'agisse d'une forte autocorrélation spatiale positive (proximité géographique d'unités spatiales dont les niveaux de pauvreté et le pourcentage de la population active possédant tel ou tel type de caractéristique d'accès à l'emploi sont proches) ou négative (éloignement géographique d'unités spatiales dont les niveaux de pauvreté et le pourcentage de la population active possédant tel ou tel type de caractéristique d'accès à l'emploi sont dissemblables). Les unités spatiales où la proportion de cadres, de professions intermédiaires et de retraités sont les plus élevées (resp. faibles) ont tendance à être géographiquement éloignées des unités spatiales où les taux de pauvreté sont les plus élevés (resp. faibles). On retrouve ce même résultat de « tri géographique opposé » des niveaux de pauvreté et des catégories socioprofessionnelles les plus favorables pour les travailleurs indépendants et les employeurs.

À l'inverse, les unités spatiales où la proportion de chômeurs (et plus particulièrement les chômeurs de moins de 25 ans¹⁸), d'employés, d'ouvriers, de salariés en emploi aidé et de la fonction publique est la plus élevée (resp. faibles) ont tendance à être géographiquement proches d'unités spatiales où les niveaux de pauvreté sont élevés (resp. faibles). On fait donc plutôt le constat d'un tri géographique symétrique de la pauvreté et des catégories socioprofessionnelles les moins favorables.

Ces résultats font écho au commentaire de PRÉTECEILLE sur l'identification de quartiers « en décrochage » marqués par une mauvaise insertion sur le marché du travail : ici, la pauvreté est bien spatialement corrélée avec les catégories extrêmes de la hiérarchie socioprofessionnelle (cadres et employeurs vs. employés et ouvriers) et par les formes les plus précaires de l'emploi (emplois aidés).

L'utilisation d'une mesure d'autocorrélation globale ne permet cependant pas de savoir si ces résultats globaux sont plus influencés par l'association spatiale de niveaux faibles de la pauvreté et des caractéristiques favorables de l'accès à l'emploi (autocorrélation globale « tirée par les zones favorisées ») ou par l'association spatiale

Tableau 6 – Coefficient d'autocorrélation spatiale globale de MORAN entre le niveau de pauvreté et les caractéristiques de l'accès à l'emploi (en % de la population active)

Matrice de voisinage	Coefficient d'autocorrélation spatiale I de Moran		
	Plus proche voisin	Reine	Tour
Chômeur			
total	0,3179 ***	0,3812 ***	0,3841 ***
de 15 à 24 ans	0,3908 ***	0,2990 ***	0,3017 ***
de 25 à 49 ans	- 0,0434	- 0,0096	- 0,0074
de 50 ans et plus	- 0,2456 ***	- 0,2027 ***	- 0,2110 ***
Catégorie socioprofessionnelle			
agriculteurs	0,1243	0,1240 **	0,1040 **
artisans, commerçants chefs d'entreprises	- 0,1334	- 0,1290 ***	- 0,1310 ***
cadres, professions intellectuelles supérieures	- 0,4520 ***	- 0,3964 ***	- 0,3984 ***
professions intermédiaires	- 0,1557 *	- 0,1664 ***	- 0,1665 ***
employés	0,3791 ***	0,3292 ***	0,3305 ***
ouvriers	0,4660 ***	0,4170 ***	0,4188 ***
retraités	- 0,2390 ***	- 0,1814 ***	- 0,1760 ***
étudiants, personnes sans activité professionnelle	0,1167	0,1009 **	0,1033 **
Type de contrat de travail			
salariés à durée indéterminée	- 0,0471	- 0,0505	- 0,0491
salariés à durée déterminée	- 0,0969	- 0,0014	0,0027
salariés en intérim	0,0802	0,1099 ***	0,1104 **
salariés en emploi aidé	0,2202 **	0,2267 ***	0,2283 ***
salariés apprentis	0,0736	0,0930 **	0,0862 **
salariés de la fonction publique	0,2280 ***	0,1660 ***	0,1704 ***
indépendants	- 0,1789 **	- 0,1366 ***	- 0,1402 ***
employeurs	- 0,1874 **	- 0,1202 ***	- 0,1263 ***
aides familiaux	0,2330 ***	0,1926 ***	0,1901 ***
Part des actifs occupés résidant et travaillant			
dans deux communes différentes	0,1602 *	0,1175 **	0,1144 ***
dans deux départements différents	0,1292	0,1230 ***	0,1192 ***
Part des emplois accessibles en moins de 45 min			
en véhicule particulier	- 0,2885 ***	- 0,1730 ***	- 0,1648 ***
en transports en commun	- 0,2776 ***	- 0,1564 ***	- 0,1494 ***

Coefficients de MORAN significatifs *** à 1 % ** à 5 % * à 10 %

Source des données : INSEE (RGP1999) et DREIF (temps de déplacement de commune à commune)

Calculs réalisés avec GeoDa

de niveaux élevés de la pauvreté et des caractéristiques défavorables de l'accès à l'emploi (autocorrélation globale « tirée par les zones défavorisées »). Pour le savoir, nous calculons les indicateurs d'association spatiale LISA d'ANSELIN entre la pauvreté (capabiliste) et les différentes caractéristiques de l'accès à l'emploi.

Les résultats sont contrastés selon les catégories socioprofessionnelles. Pour les catégories « extrêmes » et pour le chômage, la forte autocorrélation spatiale avec la pauvreté capabiliste est tirée à la fois par les zones très favorisées et les zones très défavorisées : les zones identifiées comme très défavorisées dans la section 4.2. (hachures verticales sur les cartes de la figure 4) sont également caractérisées par une faible proportion de cadres (gris clair sur la carte 4a) et une proportion élevée d'employés, d'ouvriers et de chômeurs (gris foncé sur les cartes 4b, 4c et 4d) alors que, dans le même temps, la zone très favorisée de l'ouest parisien rassemble une proportion élevée de cadres (gris foncé sur la carte 4a) et une proportion faible d'employés, d'ouvriers et de chômeurs (gris clair sur les cartes 4b, 4c et 4d).

Figure 4 – Types d'association spatiale de la pauvreté et caractéristiques de l'emploi

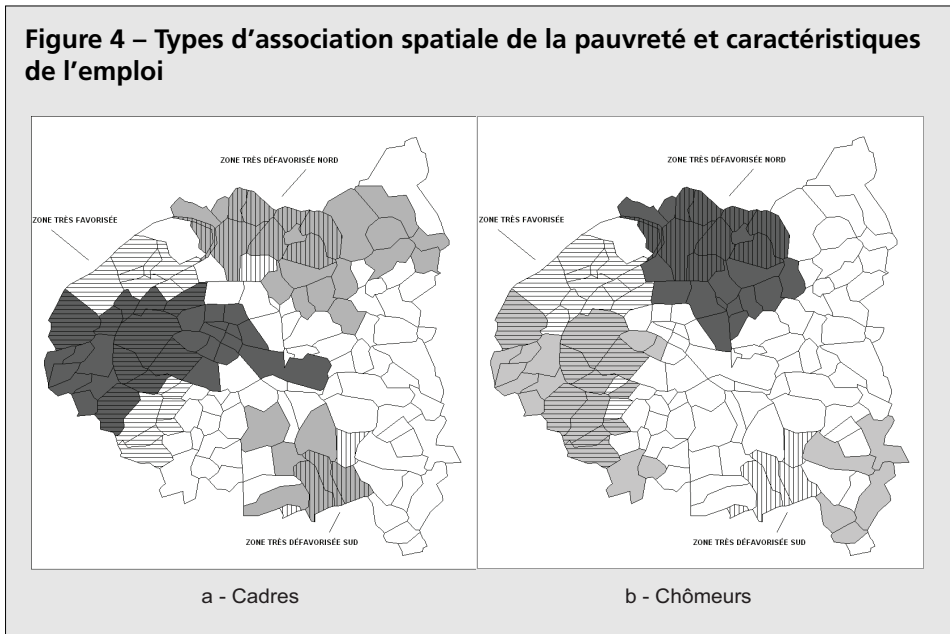
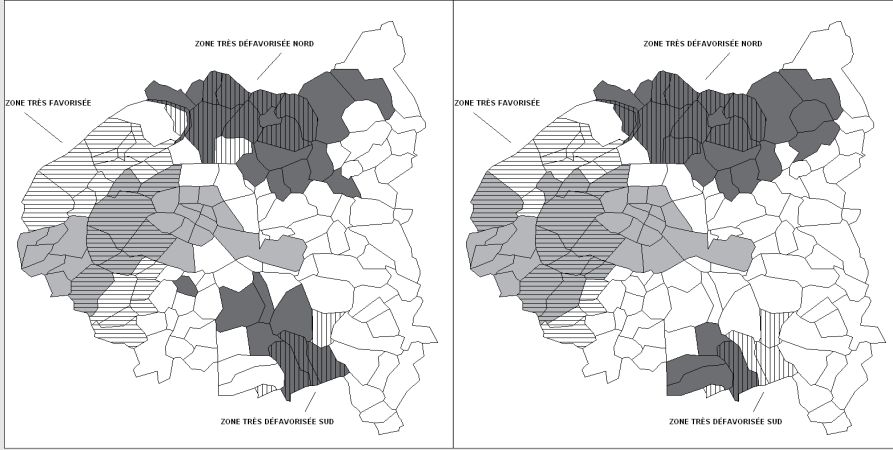


Figure 4 – (suite)



c - Employés

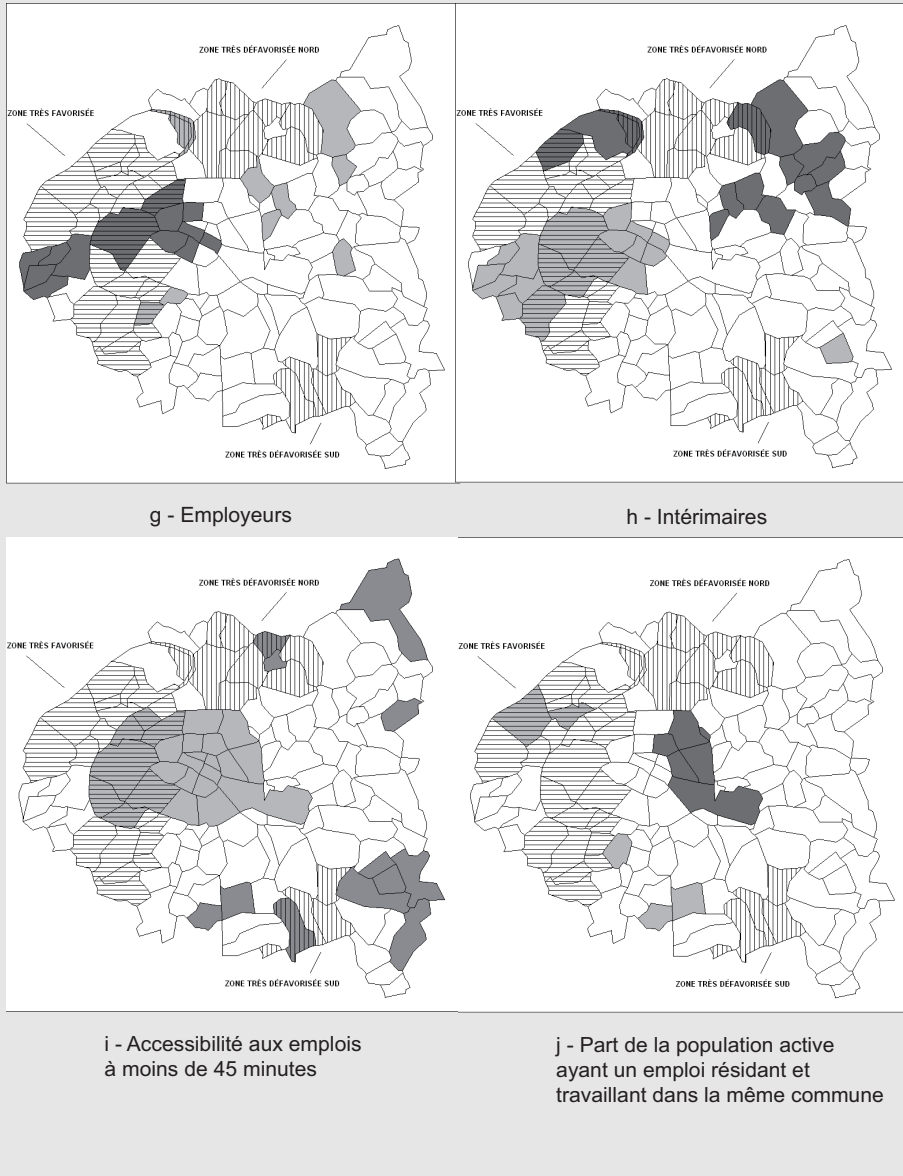
d - Ouvriers



e - Contrats à durée déterminée

f - Contrat aidé

Figure 4 – (suite)



On ne retrouve pas ce résultat lorsque l'on s'intéresse aux statuts sur le marché du travail des actifs occupés. Ainsi, par exemple, les types d'association spatiale de marqueurs comme la proportion de la population active employée CDD s'articulent plutôt sur une opposition Paris intra muros / petite couronne, et ne se superpose pas au tracé des zones très favorisées et très défavorisées (carte 4e)

De manière plus contre-intuitive, il apparaît que la forte autocorrélation spatiale globale enregistrée entre la pauvreté et la proportion de la population en emploi aidé est surtout déterminée par la faiblesse de cette dernière dans la zone la plus favorisée ; l'association spatiale d'unités géographiques caractérisées par des taux élevés d'emplois aidés ne correspond pas réellement au périmètre des zones très défavorisées (carte 4f).

D'une manière plus évidente, la forte autocorrélation spatiale négative entre proportion d'employeurs et niveaux de pauvreté est surtout le fruit de la très forte concentration des employeurs dans la zone très favorisée, phénomène qui ne s'accompagne pas pour autant d'une sous-représentation de ce type de statut sur le marché du travail dans les zones les plus défavorisées¹⁹ (carte 4g). Dans ce cas, c'est davantage la « ghettoïsation des riches » qui crée la distance sociale que la « relégation des pauvres ». Ce résultat est à rapprocher du cas des salariés de la fonction publique et des intérimaires (carte 4h), dont la sous-représentation dans la zone très favorisée ne s'accompagne pas d'une sur-représentation dans les zones très défavorisées.

Enfin, un dernier résultat concerne les marqueurs « spatialisés » de l'accès à l'emploi : proportion d'emplois accessibles à moins de 45 minutes et part de la population active occupée travaillant et résidant dans une même commune. Alors qu'une fois encore c'est une structure de type centre/périphérie qui détermine l'association spatiale de l'accessibilité au volume d'emploi (carte 4i), aucune association spatiale particulière ne peut être identifiée pour le marqueur de mobilité domicile-travail (carte 4j).

- 5 -

Conclusion

Dans cet article, pour étudier la différenciation socio-spatiale de l'espace urbain, nous argumentons en faveur d'une mesure multidimensionnelle de la pauvreté fondée sur l'approche par les capacités d'A. SEN, dont nous proposons une spécification où le bien-être est explicitement affecté par la localisation résidentielle.

En étudiant l'autocorrélation spatiale globale et locale de cette pauvreté capabiliste à Paris élargi à sa petite couronne, nous identifions deux zones (ouest de la Seine-Saint-Denis et amont de la Seine) où la pauvreté est significativement supérieure au reste de la zone étudiée. L'utilisation d'une métrique multidimensionnelle, en élargissant le spectre de la mesure du bien-être, nous permet de détecter des zones pauvres (notamment au sud de Paris) qui n'auraient pas été identifiées à l'aide d'une mesure de la pauvreté fondée uniquement sur le revenu.

Ensuite, nous montrons que, comme cela avait été avancé par PRÉTECEILLE (2006), la concentration spatiale de la pauvreté se superpose avec la concentration spatiale des caractéristiques les plus extrêmes de la hiérarchie socio-professionnelle. En revanche, l'autocorrélation spatiale est plus faible entre la pauvreté et les indicateurs

du statut sur le marché du travail, à l'exception notable de l'emploi aidé. En 1999, la ségrégation reste donc davantage une question de catégorie socioprofessionnelle que d'insertion sur le marché du travail, et notamment d'accessibilité physique aux emplois.

Enfin, nous constatons que l'autocorrélation spatiale locale entre pauvreté et marqueurs de l'insertion sur le marché du travail n'est pas systématiquement « tirée » par le côté défavorisé de l'échelle sociale. Au contraire, nos résultats montrent à plusieurs reprises la superposition des zones identifiées comme très favorisées avec la concentration spatiale des attributs d'une bonne insertion sur le marché du travail (forte proportion de cadres et d'employeurs, sous-représentation des personnes en emploi aidé...). La ségrégation reste donc un processus global qui concerne tant la « relégation des pauvres » que la « ghettoïsation des riches ».

Bibliographie

- ALKIRE S., 2008, "Choosing dimensions: the capability approach and multidimensional poverty", *MPRA Working Paper*, n° 8862, 29 p.
- ANSELIN L., 1995, "Local indicators of spatial association – LISA", *Geographical Analysis*, vol. 27, pp. 93-115.
- ANSELIN L., SYABRI I., KHO Y., 2006, "Geoda: an introduction to spatial data analysis", *Geographical Analysis*, vol.38, pp. 5-22.
- AUBRY P., 2000, *Le Traitement des variables régionalisées en écologie. Apports de la géomatique et de la géostatistique*, Thèse de Doctorat, Université Claude Bernard, Lyon 1, 509 p.
- BASU K., 1987, "Achievements, capabilities and the concept of well-being", *Social Choice and Welfare*, vol. 4, pp. 69-76.
- BÉNABOU R., 1993, "Workings of a city, location, education and production", *Quarterly Journal of Economics*, vol 108, pp. 619-652.
- BETTI G., CHELI B., LEMMI A., VERNA V., 2008, "The Fuzzy St Approach to Multidimensional Poverty: the Case of Italy in the 1990s", in KAKWANI N. et SILBER J. (eds.), *Quantitative Approaches to Multidimensional Poverty Measurement*, Palgrave-Macmillan, London, pp. 30-48.
- BIBI S., 2003, "Measuring Poverty in a Multidimensional Perspective: A Review of Literature", *Document de travail du CIRPÉE*, 40 p.
- BOURGUIGNON F., CHAKRAVARTY S.R., 2003, "The Measurement of Multidimensional Poverty", *Journal of Economic Inequality*, 1, pp. 25-49
- BRANDOLINI A., D'ALESSIO G., 1998, *Measuring well-being in the functioning space* (<http://www.stedmunds.cam.ac.uk/~vhi/sen/papers/brandoli.pdf>)
- CHAKRAVARTY S., MUKHERJEE D., RANADE R., 1998, "On the subgroup and factor decomposable measures of multidimensional poverty", *Research on Economics Inequality*, vol. 8, pp.175-194.
- CHAKRAVARTY S.R., SILBER J., 2008, "Measuring Multidimensional Poverty: The Axiomatic Approach", in KAKWANI N. et SILBER J. (eds.), *Quantitative Approches to Multidimensional Poverty Measurement*, Palgrave-Macmillan, Londres, pp. 192-209
- COMIM F., 2001, *Operationalizing Sen's Capability Approach*, Justice and Poverty : Examining Sen's Capability Approach Conference, 5-7 juin 2001
- CRANE J., 1991, "An epidemic theory of ghettos and neighborhood effects on dropping out the teenage childbearing", *American Journal of Sociology*, vol. 96, pp. 1226-1259.

Ségrégation et formes d'emploi à Paris

- DUCLOS J.-Y., TABI M., 1998, « Inégalité et redistribution du revenu, avec une application au Canada », *Cahiers de recherche de l'Université de Laval*, n° 9821, 42 p.
- FOSTER J.E., GREER J., THORBECKE E., 1984, "A Class of Decomposable Poverty Indices", *Econometrica*, vol. 52, pp.761-766.
- HERPIN N., VERGER D., 1997, « La Pauvreté une et multiple » *Économie et Statistique*, vol 308-309-310, pp 3-22.
- JAYET H., 2001, « Économétrie et données spatiales : une introduction à la pratique », *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, n° 58-59, pp.105-129.
- KOLM S.-C., 1976, "Unequal Inequalities I", *Journal of Economic Theory*, vol. 12, pp. 416-442.
- LACHAUD P., 1999, « Le différentiel spatial de pauvreté au Burkina Faso : "Capabilities" versus dépenses », *Revue Africaine des Sciences Économiques et de Gestion*, vol. 1, pp. 5-38.
- MARTIN-HOUSSART G., TABARD N., 1999, « Inégalités et disparités entre les quartiers en 1999 », *Données sociales 2002-2003*, pp. 489-500.
- MAURIN E., 2004, *Le ghetto français. Enquête sur le séparatisme social*, Le Seuil, Paris.
- MUSTERD S. MURIE A., KESTELOOT C. (éds.), 2006, *Neighborhoods of Poverty, Urban Social Exclusion and Integration in Europe*, Palgrave Macmillan, Houndmills.
- PIRON O., 2001, «Vers un indice de mixité sociale », *note du PUCA*, 19 novembre 2001, <http://gridauh.univparis1.fr/sites/fr/fichier/3f05b96458bae.pdf>
- PRÉTECEILLE E., 2005, « Définir et analyser la ségrégation sociale », in BUFFET, F.-N. et al (dirs.), *Les mécanismes fonciers de la ségrégation*, ADEP, Paris.
- PRÉTECEILLE E., 2006, « La ségrégation contre la cohésion sociale : la métropole parisienne », in LAGRANGE Y. (éd.) *L'épreuve des inégalités*, PUF, Paris, pp. 195-245.
- ROBEYNS I., 2000, "An unworkable idea or a promising alternative? Sen's capability approach re-examined", *Center for Economic Studies Discussion paper*, n° 00.30 (<http://www.ingridrobeyns.nl/Downloads/unworkable.pdf>)
- SACK R.D., 1997, *Homo geographicus*, The John Hopkins University Press, Baltimore.
- SAGOT M., 2001, *Géographie sociale et pauvreté 2 - l'évolution des disparités sociales entre les communes de l'Île-de-France*, Contrat d'objectifs État-IAURIF, IAURIF, Paris.
- SELOD H., ZENOU, Y., 2001, « Social interactions, ethnic minorities and urban unemployment », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 63-64, pp. 183-214.
- SEN A.K., 1985a, "Commodities and Capabilities", *Professor Dr. Hennipman Lectures in Economics*, vol. 7, North-Holland, Amsterdam.
- SEN A.K., 1985b, "Well-being, agency and freedom - the Dewey lectures 1984", *Journal of Philosophy*, vol. 82, pp. 169-221
- SEN A. K., 2000, *Repenser l'inégalité*, Seuil, Paris.
- SEN A.K., 2004, "Capabilities, lists, and public reason: continuing the conversation", *Feminist Economic*, vol. 10, pp. 77-80.
- TOVAR E. (2009) « Mesurer la pauvreté et la ségrégation en Île-de-France : une approche capabiliste », *Document de travail du Centre d'Etudes de l'Emploi*, n° 116, 31 p.

Notes

- 1 - Voir notamment MARTIN-HOUSSARD et TABARD (1999) et PRÉTECEILLE (2005, 2006).
- 2 - Par exemple, « avoir accès au marché du travail », « avoir accès aux services publics », « être intégré à la vie sociale et politique »... sont des fonctionnements.
- 3 - Pour une discussion des limites méthodologiques liées à toute opérationnalisation de l'approche par les capacités, voir ROBEYNS (2000), COMIM (2001) et ALKIRE (2008). Pour la discussion du choix des indicateurs statistiques, voir TOVAR (2009)

- 4 - La liste des fonctionnements nécessaires pour rendre compte de façon complète des « *beings* » et des « *doings* » des individus est potentiellement infinie (pour une tentative de définition d'une liste exhaustive et universelle, voir NUSSBAUM, 2000). Dans cette contribution, on préfère suivre SEN (2004) et sélectionner une liste courte de fonctionnements adaptés au domaine de l'application proposée.
- 5 - Consommation de biens et services, santé, éducation, culture et divertissement et administration et gestion courante.
- 6 - Le postulat qui sous-tend les modèles d'économie urbaine avec effets de voisinage est qu'à localisation résidentielle donnée, le voisinage peut affecter les paramètres de décision des agents économiques, influençant ainsi leurs performances économiques en termes de revenu, de chômage ou d'accès aux marchés urbains. Ces modèles montrent comment les effets de pairs (*peer effects*) rendent le comportement des agents économiques fortement co-dépendant, ce qui les conduit à mettre en œuvre des décisions similaires. Lorsque cette dépendance mutuelle est suffisamment forte et repose sur la base de la proximité géographique, les comportements auto-renforçants qu'elle engendre sont suffisants pour être, seuls, à l'origine de la différenciation sociale de l'espace urbain (citons par exemple CRANE, 1991, BÉNABOU, 1993 et SELOD *et al*, 2001).
- 7 - Il est évident que, compte tenu de la densité du réseau de transports en commun dans les arrondissements parisiens et dans les communes de la petite couronne limitrophes à Paris, la proportion de ménages possédant une voiture particulière sera beaucoup plus faible dans ces unités spatiales que pour les communes de la petite couronne les plus éloignées du centre de la zone étudiée. Malgré tout, nous conservons cet indicateur de mobilité car, au-delà de cette différence centre/périphérie, ce qui nous intéresse ce sont d'éventuels contrastes entre des communes localisées à une distance équivalente du centre et du réseau de transport en commun.
- 8 - ZUS, ZRU, ZFU, contrat de ville signé avant 1999.
- 9 - En ce qui concerne le fonctionnement "avoir une éducation suffisante", le seuil de pauvreté est différencié par tranche d'âge (par cohortes de 5 ans), ce qui permet de mesurer les déficits d'éducation en tenant compte de la structure par âge de la population.
- 10 - La pauvreté monétaire est mesurée à l'aide d'un indicateur P^{FGT-M} où l'on ne tient compte que de la seule dimension RE1 du bien-être capabiliste.
- 11 - Voir notamment BRANDOLINI *et al* (1998) et COMIM (2001) pour une présentation des différentes pistes proposées : mise en ordre par intersection, pondération identique des fonctionnements, méthodes d'inférence statistique...
- 12 - Le principe des transferts de multidimensionnels (PTM) qui découle des travaux de KOLM (1977), établit que la pauvreté n'augmente pas si elle est obtenue en redistribuant les attributs des individus en situation de pauvreté selon une matrice de transformation bi-stochastique (matrice bi-stochastique dont toutes les composantes sont positives ou nulles, et dont la somme des composantes de chaque ligne et de chaque colonne est égale à 1). Pour comprendre les implications de cet axiome, on pourra se référer à l'exemple développé par BIBI (2003) dans le cas d'une distribution bidimensionnelle du bien-être dans une population composée de deux individus.
- 13 - Pour le détail de la méthode suivie, se reporter à TOVAR (2009). On considère deux types de transferts : entre un pauvre et un non pauvre et, pour un même individu, entre deux dimensions du bien-être.
- 14 - Les résultats présentés dans la section suivante restent valables lorsque l'on fait varier les paramètres α et β de 1 à 100.
- 15 - La pauvreté monétaire est mesurée en appliquant l'indicateur P^{FGT-M} à une métrique du bien-être limitée au seul revenu, c'est-à-dire au fonctionnement RE1. La pondération de cet élément unique est égale à 1 ; les autres paramètres de l'indicateur sont identiques à ceux utilisés dans le cadre multidimensionnel.

- 16- Les calculs ont été réalisés à l'aide du logiciel d'analyse exploratoire des données spatiales GeoDa (ANSELIN *et al*, 2006), que l'on peut se procurer gratuitement pour un usage non commercial à l'adresse <https://geoda.uiuc.edu>.
- 17- Nous nous limitons ici à une définition statique de la ségrégation : il s'agit d'identifier des « massifs » d'unités spatiales significativement plus pauvres que le reste des unités spatiales de la zone étudiée. Pour caractériser pleinement la ségrégation urbaine, il faudrait s'intéresser à l'aggravation de ce phénomène au cours du temps.
- 18- Ce résultat est intéressant parce qu'il concerne a priori une population qui est davantage contrainte pour le choix de son lieu de résidence (résidence majoritaire chez les parents). Cette autocorrélation spatiale globale positive et élevée du taux de chômage des jeunes et des niveaux de pauvreté est particulièrement dommageable car elle renforce le déficit de liberté d'opportunité des jeunes résidant dans les zones identifiées comme très défavorisées.
- 19- Une interprétation est que des populations susceptibles d'être fortement discriminées de par leur origine ethnique ou sociale sont désincitées à chercher un statut de salarié et peuvent se tourner vers des formes d'auto-entreprenariat.