



**HAL**  
open science

## Un Résumé méthodologique sur les indicateurs de ségrégation résidentielle urbaine 9 pp.

Olivier Barbary, Hector Fabio F Ramirez

► **To cite this version:**

Olivier Barbary, Hector Fabio F Ramirez. Un Résumé méthodologique sur les indicateurs de ségrégation résidentielle urbaine 9 pp.. Séminaire méthodologique de l'UR 013 tenu à Bondy les 27-28 novembre 2001, Nov 2001, Bondy, France. hal-02482741

**HAL Id: hal-02482741**

**<https://hal.science/hal-02482741v1>**

Submitted on 18 Feb 2020

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

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

# Un Résumé méthodologique sur les indicateurs de ségrégation résidentielle urbaine

O. Barbary\* et H. F. Ramirez\*\*

## Introduction

L'objet de cette note de synthèse du séminaire de l'UR 013 sur la mesure de la ségrégation tenu au centre I.R.D. de Bondy les 27 et 28 novembre 2001 est de présenter un aide mémoire des principaux indicateurs classiques utilisés pour évaluer et comparer les niveaux de *ségrégation résidentielle urbaine* d'une ou plusieurs catégorie(s) sociale(s) de population.

Dès son énoncé, un tel objectif suppose une définition implicite de la ségrégation. D'une part nous nous limitons à une acception socio-spatiale et statistique du terme : une catégorie sociale déterminée est ségréguée dans la mesure ou sa répartition *résidentielle* dans la ville se différencie – en un sens qu'il faudra définir – d'une équirépartition également définie. Ainsi sont écartés les phénomènes de ségrégation dans les 'marchés urbains' autres que celui du logement (travail, éducation, consommation etc.), bien que plusieurs des mesures que nous présenterons ici puissent se généraliser immédiatement. D'autre part, tous les indicateurs examinés reposent sur un découpage du milieu urbain en un certain nombre (assez grand) d'unités spatiales élémentaires, au sein desquelles on connaît la composition de la population résidente selon le critère social retenu (généralement par un recensement). Par leur construction même, ces indicateurs ont la signification d'écarts moyens à une distribution spatiale homogène de la population dans la ville entière, ou du moins dans de grandes parties de celle-ci. Il en résulte que leur intérêt réside dans la comparaison des valeurs qu'ils prennent pour différents contextes urbains et non dans la valeur particulière que l'on obtient pour une ville donnée. Autrement dit, ces indicateurs n'ont pas de portée heuristique concernant le processus socio-spatial intra urbain qui conduit à l'état de ségrégation résidentielle qu'ils permettent seulement de résumer. Ce sont en revanche des outils précieux pour l'analyse comparatiste. Cette limitation volontaire du champ conceptuel et méthodologique n'a pour sens que de nous maintenir à l'examen d'un objet statistique précis. Il ne faut y voir aucun choix épistémologique excluant d'autres approches statistiques ou plus qualitatives de la ségrégation - éventuellement entendue en un sens plus large - ; au contraire, l'intention est essentiellement de clarifier la définition d'une 'boîte à outils' de statistique descriptive, dont l'emploi est à l'évidence complémentaire de démarches statistiques ou socio-anthropologiques plus explicatives.

La revue d'indicateurs que nous présentons dans les tableaux suivants prend pour guide un article de synthèse de D. S. Massey et N. A. Denton parut en 1988 dans 'Social Forces' sous le titre 'The dimensions of segregation', devenu depuis une référence dans le débat théorique et méthodologique. Sans être exhaustif, cet article a le grand mérite d'examiner un assez grand nombre de mesures (20 au total), en fournissant d'abord la définition mathématique et une interprétation statistique claire, pour en évaluer ensuite les performances sur des données empiriques provenant du recensement de 1980 aux Etats Unis, qui concernent 60 des plus grandes villes du pays dans lesquelles figurent tous les principaux centres urbains de concentration des minorités ethniques. A partir des résultats d'une analyse statistique multidimensionnelle des 20 séries de 60 de valeurs obtenues pour chaque indicateur (A.C.P), les auteurs justifient le classement de ces mesures selon ce qu'ils appellent cinq dimensions de la ségrégation, et choisissent pour chacune d'elle ce qu'ils jugent être le meilleur indicateur.

---

\* : Statisticien IRD, UR 013, obarbary@ehess.cnrs-mrs.fr

\*\* : Statisticien CIDSE, chercheur associé IRD - UR 013, hframire@yahoo.es

Ces cinq dimensions sont les suivantes : *evenness* (parité), *exposure* ou *interaction* (exposition ou interaction), *concentration* (concentration), *centralization* (centralisation) et *clustering* (regroupement) ; nous les reprendrons dans cet exposé en en donnant des définitions précises.

Dans le cadre conceptuel qu'ils se fixent, la classification de Massey et Denton n'est ni arbitraire ni spéculative ; ils en donnent en effet une justification statistique solide. Mais le cadre conceptuel fixés à priori (les 20 mesures de ségrégation proposées au départ) n'en reflète pas moins, comme on le verra, les tenants et aboutissants du débat (historique et actuel) sur la ségrégation raciale aux Etats-Unis et particulièrement le soucis d'apporter des éléments à l'appuis ou au détriment des différentes politiques économiques et sociales mises en œuvre aux échelons local, des états ou fédéral, en mesurant statistiquement leur effet ségrégationniste ou déségrégationniste. Peut-on pour autant parler, comme on le fait souvent dans le débat français sur la question, de 'marquage idéologique' de l'approche anglo-saxonne de la ségrégation ? L'expression est trop forte pour ne désigner que l'évidence selon laquelle toute tentative de catégorisation de la réalité sociale (et la mesure statistique qui l'accompagne) sont le produit d'une construction idéologique située dans l'espace et le temps et n'ont donc qu'une portée relative. Elle est plus discutable encore si elle vise à évacuer de tout autre champ d'application que les Etats-Unis ces mesures de ségrégation résidentielle, sous prétexte que le contexte de leur définition et de leur emploi est irréductiblement spécifique. Il y a au contraire tout à gagner à multiplier leur application à des contextes urbains où la question de la ségrégation sociale ou ethnique se pose en d'autres termes, pour prendre honnêtement la mesure de leur intérêt comme de leur limite.

Références utilisées

M. Barbut	1984 a	Note sur quelques indicateurs globaux de l'inégalité : C. Gini, V. Pareto, P. Levy – Rev. Franç. Sociol. XXV n°4, 1984, pp. 609-622
M. Barbut	1984 b	Sur quelques propriétés élémentaires des fonctions de concentration de C. Gini – Math. Sci. Hum. 22° année, n° 88, 1984, pp. 5-19
M. Barbut	1985	Sur les indicateurs de l'inégalité : croissance logistique et mesure de l'inégalité, et de quelques effets 'paradoxaux' dans la comparaison des inégalités – Math. Sci. Hum. 23° année, n° 90, 1985, pp. 5-17
M. Barbut	1990	Introduction à l'analyse mathématique des inégalités – Archives de Psychologie n° ?, pp. ? (Genève)
L. Bates, G. Hayes and British Materials Handling Board	1997	User guide to segregation
M. P. Bayol and H. Le Bras	1987	Essai d'une mesure de la ségrégation spatiale des étrangers : son application sur 2 arrondissements parisiens
N. Boumaza and S. Ebermeyer	1997	La ségrégation ethno-résidentielle dans les villes françaises au recensement de 1990 : étude statistique
R. Breen, C. Garcia-Penalosa and Nuffield College Oxford	1997	A rational learning model of gender segregation in labour markets
A. Bretagnolle	1996	Etude des indices de concentration d'une population
P. B. Coulter	1989	Measuring Inequality. A methodological handbook

O. D. Duncan and B. Duncan	1955	A Methodological Analysis of Segregation Indexes
O. D. Duncan and B. Duncan	1955	Residential Distribution and Occupational Stratification
J. F. Jakubs	1981	A Distance Based Segregation Index
H. Le Bras	1994	Echelle et ségrégation
S. Lieberman	1980	Asymmetrical Approach to Measuring Residential Segregation
D. Mackay and University of Aberdeen. Department of Economics	1994	Occupational segregation and the immigrant worker in the UK : an ordered probit approach
M. Marpsat	1999	La modélisation des "effets de quartier" aux Etats-Unis : une revue des travaux récents
D. S. Massey	1979	Residential segregation of Spanish Americans in united states urbanised areas
D. S. Massey	1985	Ethnic Residential segregation: a theoretical synthesis and empirical Review
D. S. Massey and N. A. Denton	1988	The dimensions of residential segregation
D. S. Massey and N. A. Denton	1989	Hypersegregation in U.S. Metropolitan areas : black and hispanic segregation along five dimensions
D. S. Massey	1990	American apartheid : segregation and the making of the underclass
D. S. Massey and N. A. Denton	1995	American apartheid
D. S. Massey	1996	The age of extremes : concentrated affluence and poverty in the twenty-first century
D. S. Massey, M. J. White and V. C. Phua	1996	The dimensions of Segregation Revisited
B. S. Morgan and King's College. Department of Geography	1980	The measurement of residential segregation
B. S. Morgan	1983	A temporal perspective on the properties of the index of dissimilarity
N. Morrill	1991	On the measure of geographic segregation
D. Pumain	1991	Spatial analysis and population dynamics
T. C. Schelling	1969	Models of segregation
L. B. Stearns and J. R. Logan	1986	Measuring trends in segregation : three dimensions, three measures
M. Watts and University of Newcastle. Department of Economics	1995	The use and abuse of measures of occupational gender segregation : a review
M. Watts	1997	Occupational gender segregation : index measurement and econometric modelling
M. J. White	1983	The Measurement of Spatial Segregation
M. J. White	1986	Segregation and diversity measures in population distribution
H. H. Winsborough	1974	A note on the decomposition of indexes of dissimilarity

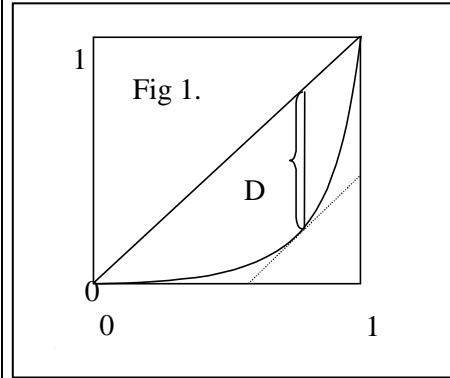
**1a). La 'parité' résidentielle et l'indice de dissimilarité : mesures de l'inégalité des distributions résidentielles dans la ville**

<i>Expression mathématique de l'indicateur</i>	<i>Interprétation</i>	<i>Propriétés et conditions de validité</i>	<i>Discussion</i>
<p>1. La dissimilarité entre les distributions de deux populations 1 et 2</p> $D = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I \left  \frac{n_{1,i}}{N_1} - \frac{n_{2,i}}{N_2} \right $ <p>où:  <i>i</i>, variant de 1 à I, décrit les unités spatiales dans lesquelles s'inscrivent les données (îlots, secteurs, quartiers etc.) ;  <i>N</i><sub>1,i</sub> et <i>N</i><sub>2,i</sub> sont les populations totales des groupes 1 et 2 dans la ville ;  <i>n</i><sub>1,i</sub> et <i>n</i><sub>2,i</sub> sont les populations totales des groupes 1 et 2 dans l'unité <i>i</i>.</p> <p>1. La dissimilarité d'une distribution par rapport à la distribution moyenne</p> $D = \sum_{i=1}^I \left[ \frac{n_i  p_i - P }{2NP(1-P)} \right]$ <p>où :  <i>n</i><sub><i>i</i></sub> et <i>p</i><sub><i>i</i></sub> sont le total et la proportion de population 'minoritaire' dans l'unité <i>i</i>, <i>N</i> et <i>P</i> sont le total et la proportion de population 'minoritaire' dans la ville entière.</p>	<p>L'indice s'interprète comme la proportion de population du groupe 1 (ou du groupe 2) qui devrait déménager depuis des unités où elle est sur représentée dans des unités où elle est sous représentée (par rapport à la moyenne), pour que l'ensemble des unités aient une même composition (la composition moyenne de la ville).</p> <p>Il prend sa valeur minimum (0) quand toutes les unités ont la composition moyenne, et sa valeur maximum (1), lorsque les deux groupes ne partagent aucune unité (homogénéité totale des unités).</p> <p><i>D</i> est aussi la moyenne pondérée des valeurs absolues des écarts entre la proportion de population minoritaire dans l'unité et la proportion moyenne, rapportée à son maximum théorique, <math>2NP(1-P)</math>, lequel correspond à la situation de ségrégation totale. <i>D</i> s'interprète donc comme une sorte de 'proportion' de la ségrégation totale.</p>	<p>1. L'indice de dissimilarité ne vérifie pas le 'principe de transfert', c'est-à-dire qu'il n'est sensible qu'à une redistribution de population entre zones de sur et sous représentation, et non au sein de ces zones (voir fiche suivante). De ce point de vue, l'indice de Gini (ou, plus encore, les fonctions de concentrations) sont de meilleurs indicateurs de la ségrégation, néanmoins peu utilisés.</p> <p>2. <i>D</i> est bien sûr très sensible à l'échelle de mesure, c'est-à-dire à la définition spatiale et démographique des unités à partir desquelles il est calculé. Il suffit pour s'en convaincre de ne considérer qu'une unité : dans la ville entière, l'indice est bien sûr nul. On voit que zéro est la limite de l'indicateur lorsque les unités grandissent et que leur composition tend nécessairement vers la composition moyenne. <i>D</i> est donc une mesure totalement relative à un découpage donné. Par conséquent sa valeur n'a pas grand sens pour elle-même sinon pour comparer, avec un même découpage, les distributions de différentes populations. Dans le débat nord-américain, plus qu'une déficience méthodologique, les chercheurs considèrent cette propriété de <i>D</i> comme 'attendue' et s'en servent parfois, en jouant sur des agrégation successives des unités, pour évaluer l'échelle à laquelle opère la ségrégation résidentielle (Duncan &amp; Duncan 1955).</p>	<p>Dans l'acceptation la plus générale du terme, la ségrégation résidentielle est le degré de séparation physique, au sein du milieu urbain, de sous populations déterminées. L'apparente simplicité de cette définition masque une grande variété des 'formes spatiales' que peut prendre cette séparation et une complexité considérable des processus sociaux qui y aboutissent. L'usage, longtemps exclusif, de l'indice de dissimilarité pour mesurer <u>la ségrégation</u> a évidemment contribué à instaurer une vision réductrice de cette notion, centrée uniquement sur la mesure globale du phénomène de <u>concentration différentielle des aires de résidence</u> à une échelle imposée par les données disponibles.</p> <p>D'une part, cette approche gomme la géographie réelle de la distribution des populations dans la ville alors qu'on s'accorde à dire, par exemple, qu'il n'est pas équivalent, pour une même valeur de <i>D</i>, qu'une population soit 'enfermée' dans une aire unique de résidence (ghetto) ou bien distribuée en 'paquets', également homogènes, mais dispersés dans l'espace. D'autre part, comme on va le voir, on peut s'intéresser à bien d'autres dimensions du phénomène ségrégatif et associer à chacune des indicateurs spécifiques. Il est donc clair que le seul indice de dissimilarité ne rend pas compte du phénomène de manière complète, même à l'échelle de la ville entière.</p>

**1b). Interprétation géométrique de l'indicateur en liaison avec la courbe de concentration de Lorenz et l'indice de Gini**

La courbe de concentration de Lorenz appliquée à la mesure de 'l'inégalité' de la distribution d'une population

Les fonctions de concentrations proposées par M.O. Lorenz et C. Gini d'une part et V. Pareto d'autre part, et théorisées par P. Levy dans les années trente, constituent des instruments d'analyse des inégalités sociales et économique de portée très générale (cf. M. Barbut, 1984 a&b, 1985, 1990). Comme nous allons le voir, elles peuvent s'appliquer à l'étude de la ségrégation résidentielle.



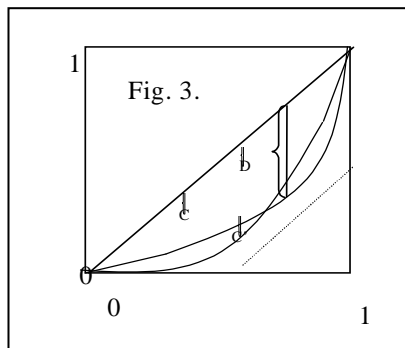
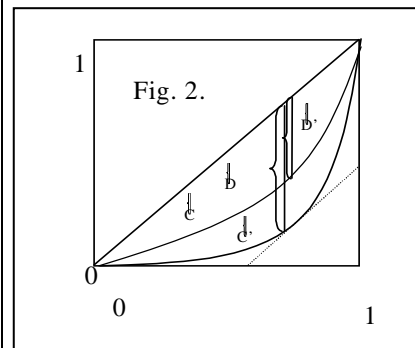
Considérons les  $I$  zones du recensement d'une ville et soient  $N_i$  et  $B_i$ , respectivement, les effectifs de population noire et blanche (par exemple) et  $T_i = N_i + B_i$  l'effectif total recensé dans la  $i$ ème zone. On pose :  $\sum_{i=1}^I N_i = N$  ;

$\sum_{i=1}^I B_i = B$  ;  $\sum_{i=1}^I T_i = T$ . Dans la zone  $i$ , la proportion de population noire est :  $q_i = N_i / T_i$  (la proportion moyenne est  $q = N / T$ ).

On ordonne alors les zones selon les  $q_i$  décroissants et on calcule, zone après zone, les proportions cumulées de population noire et blanche,  $X_i$  et  $Y_i$  :

$X_i = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^i N_j$  ;  $Y_i = \frac{1}{B} \sum_{j=1}^i B_j$ . La fonction de concentration, qui donnera ici la courbe de 'ségrégation' représentée dans la figure 1 est :  $Y_i = f(X_i)$ .  $D$ ,

l'indice de dissimilarité de Duncan et Duncan défini algébriquement dans la page précédente, a alors une interprétation géométrique simple : c'est la plus grande distance verticale entre la courbe de concentration et la première diagonale. En d'autres termes, s'il y a  $s$  zones dans lesquelles  $q_i \geq q$ , alors  $D = X_s - Y_s$ , c'est-à-dire la proportion de population noire qui doit déménager vers des zones où elle est sous représentée pour que  $q_i = q$  pour tout  $i$  (la courbe de concentration se confond alors avec la diagonale et  $D=0$ ). On comprend mieux, à partir de cette interprétation, pourquoi un transfert de population entre zone où cette population est sur ou sous représentée (c'est-à-dire entre zones situées d'un même côté du rang  $s$ ) n'affecte pas la valeur de  $D$  puisqu'elle ne change que l'allure de la courbe de concentration de ce côté de  $s$ , sans changer la valeur de  $s$ . C. Gini propose de retenir comme indice synthétique de la courbe l'aire séparant la courbe de la diagonale, qui est alors sensible à de tels transfert. A première vue, donc, l'indice de Gini paraît un meilleur indicateur synthétique de la ségrégation que  $D$ .



Mais, comme le remarque justement M. Barbut (1984), cet avantage ne résiste pas à une analyse plus fine. Considérons en effet deux situations de ségrégations traduites respectivement par les courbes  $C$  et  $C'$ . Si les courbes ne se coupent pas et si la courbe  $C$  est intérieure à l'aire limitée par  $C'$  (fig.2), on s'accordera à juger la situation  $C$  moins ségréguée que  $C'$ . Par contre si les courbes se coupent (fig. 3), la comparaison est beaucoup plus délicate ; n'importe quelle mesure de l'écart entre les courbes et la bissectrice peuvent prendre des valeurs différentes (ou égales) pour  $C$  et  $C'$  sans que cela autorise à considérer l'une des situations plus 'égalitaire' que l'autre. Seul les deux courbes dans leur ensemble permettent de comparer les deux situations qui, en réalité, ne sont pas 'ordonnables'.

## 2. L'interaction résidentielle (ou exposition) : mesures de probabilité de voisinage intra et inter groupe

Expression mathématique de l'indicateur	Interprétation	Propriétés et conditions de validité
<p>Soient <math>k</math> et <math>l</math> deux groupes sociaux donnés dans la ville. On définit comme suit les indices d'isolement du groupe <math>k</math> et d'interaction entre les groupes <math>k</math> et <math>l</math> :</p> ${}_k P_k = \sum_{i=1}^I \left( \frac{n_{i,k}}{N_k} \right) \left( \frac{n_{i,k}}{n_i} \right) \text{ et } {}_k P_l = \sum_{i=1}^I \left( \frac{n_{i,k}}{N_k} \right) \left( \frac{n_{i,l}}{n_i} \right), \text{ où}$ <p><math>n_{i,k}</math> (resp. <math>n_{i,l}</math>) est la population du groupe <math>k</math> (resp. <math>l</math>) dans la <math>i</math>ème zone, <math>n_i</math> la population totale de la zone et <math>N_k</math> la population totale du groupe <math>k</math> dans la ville.</p> <p>Les indices d'interaction et d'isolement, introduits en sociologie par Bell en 1954, ne sont autres que l'extension de l'indice d'interaction entre populations de Simpson, utilisé en écologie. Dans l'analyse de la diversité écologique, la somme de toutes les interactions entre espèces donne le niveau global d'interaction de l'écosystème.</p> <p>Lorsqu'on normalise l'indice d'isolement par les population totales, on obtient le coefficient de corrélation <math>R^2</math> (ou écart type quadratique) :</p> ${}_k P_k^* = \frac{({}_k P_k - N_k)}{(1 - N_k)} = \frac{\sum_{i=1}^I \left( \frac{n_{i,k}}{N_k} \right) \left( \frac{n_{i,k}}{n_i} \right) - N_k}{(1 - N_k)} = \frac{\sum_{i=1}^I \left( \frac{n_{i,k}}{n_i} \right)^2 (n_i) - \frac{N_k}{(1 - N_k)}}{N_k (1 - N_k)} = R^2$	<p>Le quotient <math>n_{ik}/n_i</math> s'interprète comme la probabilité qu'un individu du groupe <math>k</math> résidant dans la zone <math>i</math> soit voisin d'un autre membre du groupe alors que <math>n_{il}/n_i</math> est la probabilité qu'il soit voisin d'un membre du groupe <math>l</math>. Comme <math>n_{i,k}/N_k</math> est la proportion du groupe <math>k</math> vivant dans la zone <math>i</math> et, par conséquent, soumise à ces probabilités, l'indice <math>{}_k P_k^*</math> d'isolement est la somme pondérée des probabilités de voisinage des membres du groupe <math>k</math> entre eux. Il s'interprète donc comme la probabilité moyenne pour que les membres du groupe <math>k</math> voisinent tandis que l'indice <math>{}_k P_l^*</math> d'interaction est la probabilité pour qu'ai lieu un voisinage entre membres des groupes <math>k</math> et <math>l</math>.</p> <p>Puisque l'indice d'isolement prend des valeurs élevées dans les situations de forte ségrégation, c'est lui qui est utilisé comme indicateur de ségrégation ; par exemple par Duncan et Duncan (1955 b) ou encore, sous le nom de 'statistique de ségrégation' par Zoloth (1976), dans une étude de la ségrégation scolaire.</p> <p>Malgré une interprétation conceptuelle différente de celle de l'indice de dissimilarité - qui justifie la distinction faite par Massey et Denton entre ces deux 'dimensions' différentes de la ségrégation (parité et interaction) -, on saisit intuitivement que les deux indicateurs doivent être fortement corrélés, ce que confirment d'ailleurs toutes les études empiriques où ils sont mis en comparaison.</p>	<p>Les indicateurs <math>{}_k P_k^*</math> et <math>{}_k P_l^*</math> prennent leurs valeurs dans l'intervalle <math>[0,1]</math>.</p> <p>Une fois normalisé par les populations totales, l'indice d'interaction devient symétrique, c'est à dire que <math>{}_k P_l^* = {}_l P_k^*</math>.</p> <p>Contrairement à l'indice de dissimilarité <math>D</math>, les indice d'isolement et d'interaction vérifient tout deux le principe de transfert.</p> <p>Enfin il faut souligner que, de la même manière que l'indice <math>D</math>, ces mesure de probabilité de voisinage sont très sensibles au changement de définition spatiale des unités (zones) et que, par conséquent, leur valeur analytique est relative à l'échelle à laquelle on considère le phénomène ségrégatif.</p>

### 3. La concentration résidentielle et l'archétype du ghetto : mesure de l'aire occupée par une minorité

<i>Expressions mathématiques des indicateurs</i>	<i>Interprétation</i>
<p>Comme dans la fiche précédente, <math>k</math> et <math>l</math> sont deux groupes sociaux dans la ville. Pour compléter les notations déjà introduites, désignons par <math>a_i</math> la surface de la zones <math>i</math> et par <math>A</math> (<math>A = \sum_{i=1}^I a_i</math>) la surface totale de la ville. Le premier indice de concentration résidentielle fût proposé par Hoover en 1941 et adapté plus tard par Duncan, Cuzzort et Duncan (1961) sous le nom de <math>\Delta</math>.</p> <p><math>\Delta = 1/2 \sum_{i=1}^I \left  \frac{n_{ki}}{N_k} - \frac{a_i}{A} \right </math> est une mesure de la concentration résidentielle du groupe <math>k</math>, mais elle a l'inconvénient de considérer ce phénomène comme absolu, sans le rapporter au degré de concentration d'autres populations.</p> <p>Ordonnons maintenant les zones selon les surfaces croissantes et considérons dans la série ainsi constituée, deux rangs particuliers <math>i_1</math> et <math>i_2</math> : <math>i_1</math> est le rang de l'unité pour laquelle la population totale cumulée des zones 1 à <math>i_1</math> (les <math>i_1</math> plus petites zones), notée <math>N_1</math>, est égale à la population totale du groupe <math>k</math> et <math>i_2</math> le rang de l'unité pour laquelle la population totale cumulée des zones <math>i_2</math> à <math>I</math> (les <math>I-i_2</math> plus grandes zones), notée <math>N_2</math> est égale à la population totale du groupe <math>l</math>. Comme précédemment, <math>n_i</math> est la population totale de la zone <math>i</math> ; on a donc <math>N_1 = \sum_{i=1}^{i_1} n_i</math> et <math>N_2 = \sum_{i=i_2}^I n_i</math>. Massey et Denton (1988) proposent de mesurer la concentration relative du groupe <math>k</math> par rapport au groupe <math>l</math> par l'indice RCO (<i>relative concentration index</i>).</p> $RCO = \frac{\left\{ \frac{\sum_{i=1}^{i_1} \left( \frac{n_{k,i} a_i}{N_k} \right)}{\sum_{i=1}^I \left( \frac{n_{l,i} a_i}{N_l} \right)} - 1 \right\}}{\left\{ \frac{\sum_{i=1}^{i_1} \left( \frac{n_i a_i}{N_1} \right)}{\sum_{i=i_2}^I \left( \frac{n_i a_i}{N_2} \right)} - 1 \right\}}$	<p><b>Le concept :</b> La concentration résidentielle est définie par Massey et Denton (1988) comme la proportion d'espace physique occupé par le groupe minoritaire dans le milieu urbain. Ils introduisent cette notion en différenciant deux situations de ségrégation d'un groupe minoritaire de même importance démographique, où, à 'parité résidentielle' égale, il occupe dans le premier cas un petit nombre de zones de surfaces réduites et, dans le second, un grand nombre de grandes zones. On s'accorde alors à considérer la première situation plus 'ségréguée' que la seconde. Les auteurs justifient cette assertion en faisant référence à plusieurs travaux qui montrent qu'aux Etats Unis : « la discrimination résidentielle a traditionnellement assignée aux minorités un nombre limité de quartiers qui, dans leur ensemble, n'occupe qu'une petite part de l'espace urbain » (Massey et Denton, 1988, p. 289). La dimension de la concentration résidentielle apparaît donc comme constitutive et spécifique du ghetto ethnique.</p> <p><b>L'interprétation des indicateurs :</b> Construit sur le modèle de l'indice de dissimilarité, <math>\Delta</math> est la proportion du groupe <math>k</math> qui résident dans des zone où la densité de population du groupe est supérieur à la moyenne. Il s'interprète donc comme la fraction de population du groupe minoritaire qui doit déménager pour que la densité résidentielle du groupe devienne uniforme dans l'ensemble de la ville. A l'inverse, l'indicateur RCO prend comme références les situations de concentration ou de déconcentration extrêmes. Ainsi le quotient du numérateur s'interprète comme le ratio de concentration résidentielle des groupe <math>k</math> et <math>l</math>, c'est à dire le rapport des surfaces moyennes des zones occupées par les deux groupes; si ce rapport est supérieur à 1 le groupe <math>k</math> est moins concentré que le groupe <math>l</math>. En comparant ce rapport à 1, le numérateur de l'indicateur mesure donc l'écart à la situation d'égale concentration des deux populations. Le dénominateur correspond alors à la valeur maximale de cet écart. En effet il s'interprète comme le ratio obtenu lorsque le groupe <math>k</math> est dans la situation de concentration maximum (il constitue l'intégralité de la population des <math>i_1</math> plus petites zones), alors que le groupe <math>l</math> est au contraire dans la situation de déconcentration maximum (il occupe intégralement les <math>I-i_2</math> plus grandes zones). L'indice RCO varie donc de <math>-1</math> à <math>1</math>, la valeur zéro signifiant des degrés de concentration résidentielle égaux pour les deux groupes, la valeur <math>1</math> que la sur concentration du groupe <math>k</math> par rapport au groupe <math>l</math> est maximale et la valeur <math>-1</math> la situation inverse.</p>



#### 4. La centralisation relative : indicateur de concentration géographique dans le centre ville

<i>Expression mathématique de l'indicateur</i>	<i>Interprétation</i>
<p>Sous la condition de disposer pour l'ensemble des zones d'une mesure de distance à un point choisit comme centre de la ville, on peut ordonner les zones 1 à I selon la distance croissante à ce centre. Notons alors <math>P_{k,i}</math> et <math>P_{l,i}</math> les proportions de population cumulées des groupe <math>k</math> et <math>l</math> dans les zones 1 à <math>i</math> :</p> $P_{k,i} = \frac{1}{N_k} \sum_{j=1}^i n_{k,j} \quad \text{et} \quad P_{l,i} = \frac{1}{N_l} \sum_{j=1}^i n_{l,j} .$ <p>La centralisation relative du groupe <math>k</math> par rapport au groupe <math>l</math> peut alors être mesurée par :</p> $RCE = \left( \sum_{i=1}^I P_{k,i-1} \cdot P_{l,i} \right) - \left( \sum_{i=1}^I P_{k,i} \cdot P_{l,i-1} \right)$	<p>Des cinq dimensions du phénomène ségrégatif identifiées par Massey et Denton, sans doute la centralisation est-elle la plus spécifique du contexte nord-américain. Ce n'est en effet qu'une modalité particulière de concentration résidentielle près du centre ville. Ainsi, ces auteurs notent eux-mêmes « qu'un groupe ethnique pauvre peut fort bien n'occuper qu'une petite partie de l'espace urbain en étant toutefois situé en banlieue ou en périphérie, comme c'est le cas dans de nombreuses villes des pays en développement (...). Aux Etats-Unis cependant, la centralisation est habituellement une composante de la ségrégation car la discrimination confine les minorités dans les parties dégradées des centres ville».</p> <p>Le premier des indicateurs utilisés pour mesurer la centralisation fût la proportion de population du groupe considéré vivant à l'intérieur des limites du centre ville. En dehors de sa simplicité de calcul, il est superflu d'insister sur les défauts d'une mesure aussi simpliste et arbitraire. C'est la raison pour laquelle Duncan et Duncan (1955b) ont proposé l'indice de centralisation relative (RCE) défini ci-contre.</p> <p>L'indicateur prend des valeurs comprises entre -1 et 1, où les valeurs positives indiquent que le lieux de résidence moyen des membres du groupe <math>k</math> est plus proche du centre que pour le groupe <math>l</math>, tandis que les valeurs négatives indiquent la situations inverse. Une valeur nulle signale des niveaux de centralisation résidentielle équivalents.</p> <p>A nouveau, l'indice peut s'interpréter comme la proportion de population du groupe <math>k</math> qui doit déménager vers des zones plus éloignées du centre (resp. moins éloignées) pour atteindre le même degré de centralisation résidentielle que le groupe <math>l</math>.</p>

**5. Le regroupement : une ségrégation en forme d'échiquier**

<i>Expression mathématique de l'indicateur</i>	<i>Interprétation</i>
$DP^*_{xy} = \sum_{i=1}^I \left( \frac{x_i}{X} \right) \sum_{j=1}^I K_{ij} \frac{y_j}{t_j}$ <p>Donde :</p> $K_{ij} = \frac{t_j \cdot \exp(d_{ij})}{\sum_{i=1}^n t_j \cdot \exp(-d_{ij})}$ <p><math>x_i, y_j</math> = Son respectivamente las proporciones acumuladas de la población de los grupos X y Y en la zona o sector i , j.</p> <p>X = Total de individuos minoritarios en la ciudad</p> <p>Y = Total de individuos mayoritarios en la ciudad</p> <p><math>d_{ij}</math> Es la distancia entre el área y la unidad central y donde <math>d_{ij}</math> es estimada como <math>(.6a_i)^5</math> esta forma funcional es próxima a la continuidad (White 1983).</p>	<p>La distancia decay-P* puede ser interpretada como la probabilidad de que las proximas personas miembros del grupo minoritario X nunca se encuentren en la ciudad con miembros del grupo mayoritario Y. Para cada área i, la probabilidad de encuentro de miembros del grupo mayoritario Y es el estimador de la interacción con un residente del área j , sumado sobre j y ponderado por la proporción de miembros del grupo mayoritario Y viviendo en esa área. La probabilidad de interacción de los miembros del grupo mayoritario Y separada por cada unidad de área i , es entonces sumada y ponderada por la proporción de los miembros minoritarios del grupo X en cada unidad, para calcular el total X-Y probabilidades de interacción. La correspondiente distancia-decay índice de aislamiento para la interacción intra grupo se define así:</p>