



APPROCHE RÉSIDENTIELLE DES DISPARITÉS DE REVENUS EN LORRAINE

Christian CALZADA, Francis LE BLANC

Les inégalités de revenus des ménages en fonction de leur lieu de résidence ont connu une augmentation sensible entre 1999 et 2003 en Lorraine. En 2003, les « ménages pauvres » lorrains se concentrent en périphérie des aires urbaines et dans le rural. Près du quart des communes lorraines ont suivi une trajectoire « d'enrichissement relatif » entre 1999 et 2003. L'éloignement (distance et temps) à la ville-centre continue de jouer un rôle important dans la stratification sociale de l'espace lorrain.

Les travaux américains de la fin des années 50, ont montré qu'il existe une relation entre le lieu de résidence des ménages et leur niveau de vie. Au sein d'une même aire urbaine, des quartiers aisés peuvent côtoyer des quartiers dans lesquels les ménages cumulent les difficultés socio-économiques. Pourquoi assiste-t-on à la concentration de la population pauvre dans certains quartiers et à sa sous-représentation ailleurs ? Est-ce le niveau de vie des individus qui les conduit à habiter un quartier plutôt qu'un autre ? A contrario, les caractéristiques du quartier déterminent-elles le niveau de vie de ses résidents ? [cf. Encadré 1].

La théorie à l'épreuve des faits : application à la région Lorraine

Il s'agit ici de vérifier l'existence d'une stratification résidentielle de la région selon le « niveau de vie » de ses habitants et de caractériser l'évolution dans le temps de ce phénomène. Comparer les distributions de revenus fiscaux de plusieurs catégories de ménages revient à définir une nomenclature de référence.

L'analyse porte d'abord sur l'évaluation des disparités de revenus fiscaux entre ménages, liées à des caractéristiques individuelles, en particulier sur les inégalités qui existent entre les groupes et à l'intérieur de ceux-ci.

L'analyse peut aussi renvoyer au champ spatial. La nomenclature adoptée pour le découpage est alors une nomenclature territoriale. L'analyse a trait à la dimension spatiale des disparités de revenus.

En ce qui concerne le découpage géographique, l'échelon communal a été retenu. Deux raisons essentielles motivent ce choix : d'une part parce que la commune demeure un échelon de régulation des inégalités liées à la politique du logement et d'autre part, il est disponible dans le fichier Filocom (Fichier des logements à la commune).

L'analyse porte sur la totalité de l'échantillon lorrain (près de 900 000 foyers fiscaux en 2003), réparti en douze groupes (ménages occupants en trois statuts d'occupation - propriétaires occupants, locataires HLM ou SEM, locataires du secteur privé croisés avec les départements (54, 55, 57 et 88)). L'analyse est conduite au travers de l'indice de GINI¹.

Augmentation des disparités de revenus fiscaux entre ménages

L'année 1999 se caractérise ainsi par un indice de GINI Global (G) (0,341) moins élevé que celui de l'année 2003 (0,375). Les inégalités de revenus fiscaux ont donc connu une augmentation sensible de 10 % [cf. Figures 1 et 2].

La méthode multidimensionnelle permet d'appréhender le poids de chaque groupe à l'explication de l'inégalité totale des revenus par unité de consommation en 1999 et 2003².

¹ L'indice de GINI est décrit dans l'encadré 2.

² Les auteurs tiennent à remercier M. Malik Koubi (DARES, Département Salaires) pour son aide précieuse apportée dans la partie de cet article consacrée à l'indice de GINI multidimensionnel.



LOGEMENT

Figure 1 : Revenus fiscaux par département et statut d'occupation en 2003

Revenus en euros par Unité de Consommation

Départements	Meurthe-et-Moselle	Meuse	Moselle	Vosges
Ensemble des statuts d'occupation				
Moyenne	12 126	10 975	11 998	11 207
Ecart-type	15 675	17 441	57 929	17 109
Propriétaires				
Moyenne	14 183	12 239	13 861	12 716
Ecart-type	18 440	19 692	74 342	20 443
Locataires HLM				
Moyenne	7 335	6 895	7 345	7 059
Ecart-type	5 032	4 746	4 862	4 503
Locataires Privé				
Moyenne	10 107	9 168	10 197	9 382
Ecart-type	10 990	13 092	9 090	8 215

Source : METATM - FILOCOM d'après la DGI

Figure 2 : Décomposition de l'indice de GINI

Revenus en euros par Unité de Consommation

Mesures	1999		2003	
	Valeur	%	Valeur	%
Inter-groupes (Gb)	0,109	31,8	0,127	33,9
Intra-groupe (Gw)	0,052	15,3	0,060	16,1
Transvariation (Gt)	0,180	52,8	0,188	50,0
Total G = Gb + Gw + Gt	0,341	100,0	0,375	100,0

Source : METATM - FILOCOM d'après la DGI

La mesure intragroupe (Gw), regroupant les inégalités entre les 12 groupes a augmenté de 15,3 % entre 1999 et 2003. En particulier, les inégalités entre propriétaires dans les départements de Meurthe-et-Moselle et de la Moselle sont en progression de 0,8 point sur la période.

La part des inégalités intergroupes (Gb) a augmenté. Celle-ci est passée de 31,8 % de l'inégalité totale en 1999 à 33,9 % en 2003. L'élément Gb en 1999, comme en 2003, est principalement expliqué par des différences de revenus fiscaux entre les groupes suivants³ :

- les propriétaires et locataires HLM de la Moselle (13,0 %) ;
- les propriétaires de Meurthe-et-Moselle et les locataires HLM de la Moselle (11,7 %) ;
- les propriétaires et locataires du privé de la Moselle (8,2 %) ;
- les propriétaires de Meurthe-et-Moselle et les locataires du privé de la Moselle (6,8 %) ;
- les propriétaires de Moselle et locataires du privé de HLM de Meurthe-et-Moselle (5,0 %).

Quelque soit la période considérée, les inégalités inter-groupes (Gb + Gt) sont expliquées par une « transvariation » très importante.

Il existe donc une homogénéité des revenus fiscaux à l'intérieur des groupes, alors qu'il prévaut une hétérogénéité très importante entre les groupes⁴.

³ Chiffres 2003.

⁴ Cette dernière représente, par définition, les inégalités où les différences de revenus fiscaux entre deux groupes sont de signes opposés à la différence des moyennes des groupes correspondants. Elle définit les inégalités entre les sous-populations où les revenus fiscaux des groupes les plus pauvres sont plus élevées que ceux des sous-populations les plus riches.

LOGEMENT

Près du quart des communes lorraines ont suivi une trajectoire « d'enrichissement relatif »

Chaque commune de la région lorraine peut être caractérisée par la répartition de ses ménages occupants, en dix classes de revenus fiscaux par unité de consommation. Les bornes de ces dix classes correspondent aux valeurs des déciles de revenus de l'ensemble des ménages de la Lorraine⁵.

La répartition des ménages d'une commune donnée dans ces dix classes de revenus offre une image de la représentation d'une classe de revenus relativement au profil régional, autrement dit à la fréquence des 10 % [cf. Figure 3].

Figure 3 : Schéma de répartition des ménages de chaque commune selon les déciles de revenus par unité de consommation de la région

Déciles de revenus par UC		Répartition des ménages (%)			
Lorraine	Bornes supérieures en euros	Commune N°1	...	Commune N° 2338	Lorraine
1 ^{er}	21 100	F1 ₁	...	F1 ₂₃₃₈	10
2 ^{ème}	32 600	F1 ₂	...	F2 ₂₃₃₈	10
3 ^{ème}	41 100	F1 ₃	...	F3 ₂₃₃₈	10
4 ^{ème}	48 200	F1 ₄	...	F4 ₂₃₃₈	10
5 ^{ème}	56 100	F5 ₂₃₃₈	10
6 ^{ème}	65 100	10
7 ^{ème}	75 300	10
8 ^{ème}	89 100	10
9 ^{ème}	114 700	10
10 ^{ème}	> 114 700	F1 ₁₀	...	F10 ₂₃₃₈	10
Ensemble		100	100	100	100

En 2003, un peu plus du tiers (34,6 %) des ménages à bas revenus lorrains (décile 1) était locataire du parc HLM, contre 33,9 % en 1999.

L'évolution entre 1999 et 2003, des profils de répartition des ménages selon les déciles de revenus en euros courants, se traduit par un accroissement de la proportion de revenus plus élevés dans le parc et ce quelque soit le statut d'occupation.

L'analyse des communes, décrites par la distribution des ménages résidents selon leur revenu fiscal, fait apparaître un « continuum », le long duquel les communes se positionnent ; depuis celles qui concentrent le plus de revenus élevés, jusqu'à celles qui concentrent le plus de revenus faibles. Cinq sous-ensembles de communes peuvent être distingués⁶ [cf. Figures 4 et 5].

La carte des profils de communes en 2003 fait apparaître que c'est en périphérie des aires urbaines et dans le rural que se situent les communes qui concentrent majoritairement des ménages pauvres [cf. Carte 1].

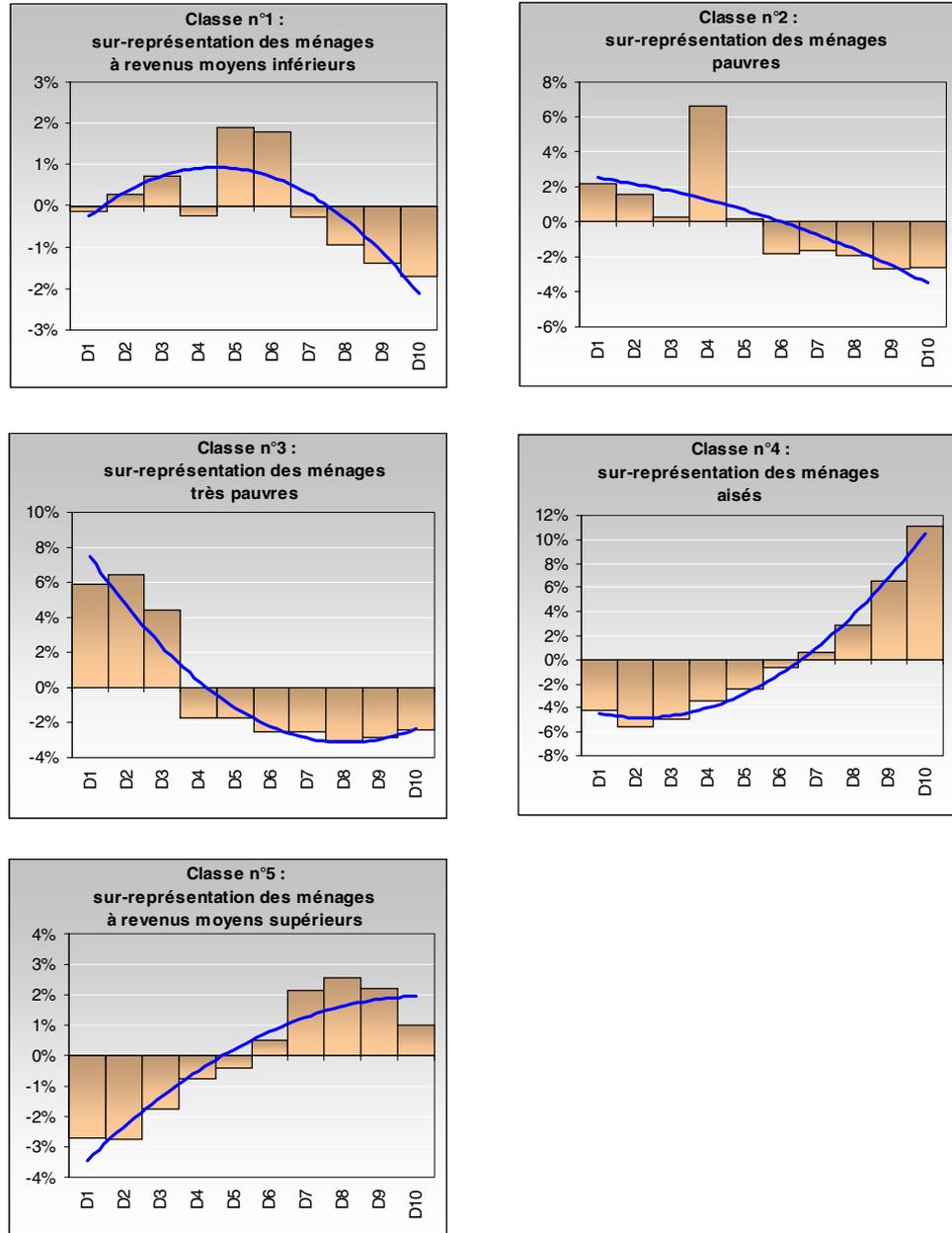
⁵ Chaque décile comprend 10 % des effectifs de la région, le 1^{er} décile regroupant les 10 % des ménages au revenu fiscal le plus faible de la région et le 10^{ème} décile rassemblant les 10 % des ménages au revenu fiscal le plus élevé. La borne supérieure du 5^{ème} décile correspondant au revenus fiscal médian des ménages lorrains.

⁶ A partir de la distribution du nombre de ménages par commune en 1999 et 2003, selon les déciles des revenus fiscaux par UC en 1999, une analyse en composantes principales (ACP) et une classification ascendante hiérarchique (CAH) a été menée, aboutissant à une partition en cinq classes des communes lorraines (chaque commune est comptabilisée deux fois, en 1999 et 2003).

LOGEMENT

Figure 4 : Profils des revenus des communes lorraines selon chaque type

Ecart entre la moyenne du profil dans la classe et sur l'ensemble des communes de la région



Source : METATM - Filocom d'après la DGI

Lecture : dans la classe n°1, on compte près de 2,5% de ménages de plus appartenant au cinquième décile que dans la région

Figure 5 : Profils de répartition des ménages par type* de commune en 2003, selon les déciles de revenus

En %

Types	Déciles de revenus*											Nombre de communes
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10	Ens.	
Très pauvres	17,1	16,1	13,7	9,2	8,4	7,6	6,6	5,9	10,0	5,3	100	352
Pauvres	11,2	13,4	12,7	11,3	9,2	8,8	7,3	6,0	15,4	4,7	100	300
RM** inférieurs	10,7	11,3	11,6	11,2	10,7	9,8	8,9	7,8	11,2	6,7	100	743
RM** supérieurs	9,2	9,1	9,2	9,8	10,2	10,7	11,0	11,0	9,5	10,3	100	725
Aisés	8,4	6,9	6,9	8,0	8,8	9,8	11,5	14,1	7,4	18,2	100	218
Ens.	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0	100	2 338

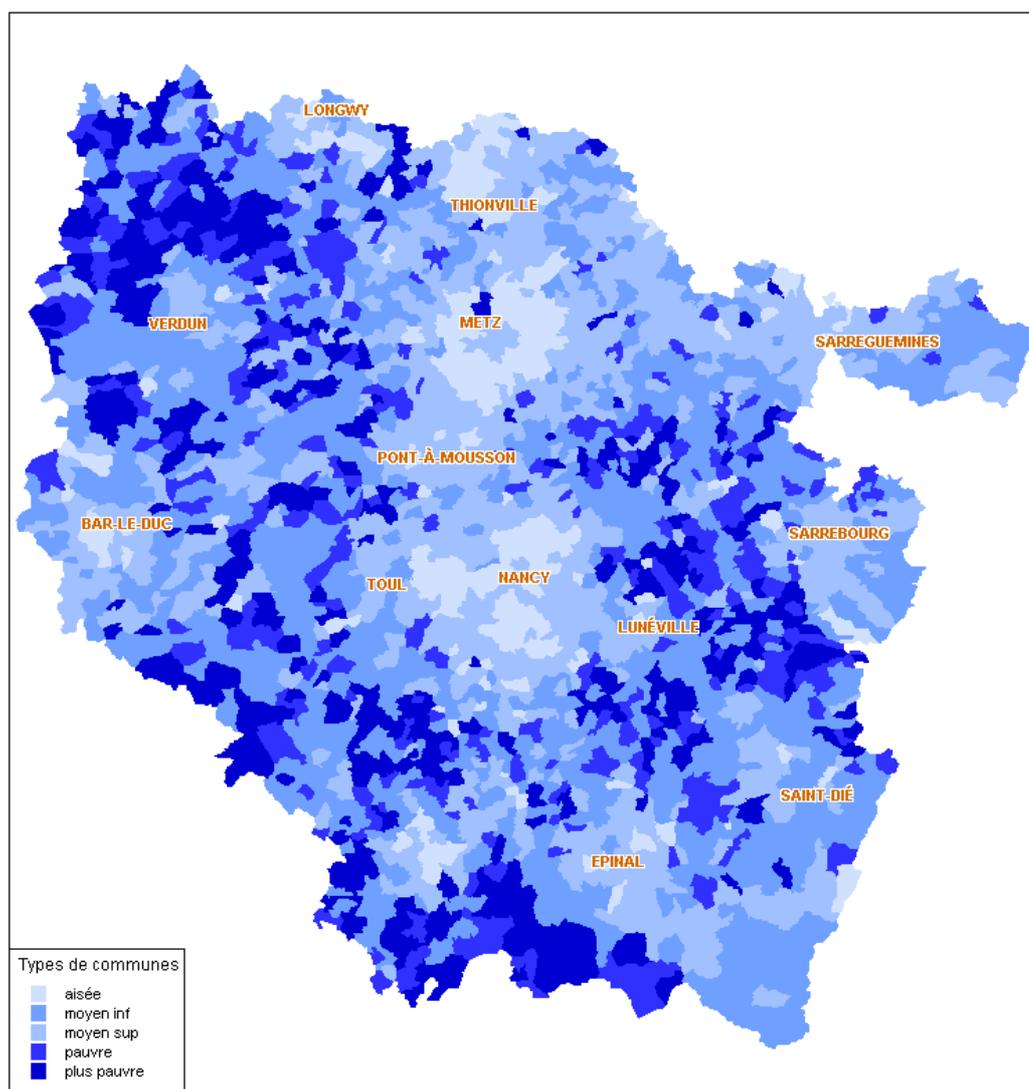
Source : METATM - Filocom d'après la DGI

* : déciles de revenus lorrains par UC en 1999

** RM : revenus fiscaux moyens inférieurs ou supérieurs

LOGEMENT

Carte 1 : Typologie des revenus fiscaux des ménages par commune en Lorraine en 2003



Source : METATM - Filocom d'après la DGI

L'analyse des trajectoires⁷ dans le temps des communes entre 1999 et 2003, montre que 60 % des communes seraient, aux deux dates, définies par le même profil, 17 % seraient passées dans un profil spécialisé dans la résidence de ménages moins favorisés, suivant une trajectoire d'appauvrissement relatif de leur population et à l'inverse 23 % auraient suivi une trajectoire « d'enrichissement relatif » [cf. Figure 6 et Carte 2].

Dans les communes qui se sont « enrichies » entre 1999 et 2003, près des ¾ des logements étaient occupés par des propriétaires.

⁷ Disposant des résultats de cette classification conjointe, les trajectoires suivies par les communes entre 1999 et 2003 ont pu être identifiées en considérant leur appartenance à une classe à chacune des dates. Si une commune relève du même type de classe aux deux dates, on peut en déduire qu'elle a conservé la même position relative dans la structure des disparités intercommunales de revenus durant la période. A l'inverse, selon le sens de la transition, on pourra diagnostiquer un « embourgeoisement » ou un appauvrissement relatif des résidents de la commune.

LOGEMENT

Figure 6 : Trajectoires des communes lorraines entre 1999 et 2003

*En nombre de communes
Entre parenthèses, milliers de logements en 1999*

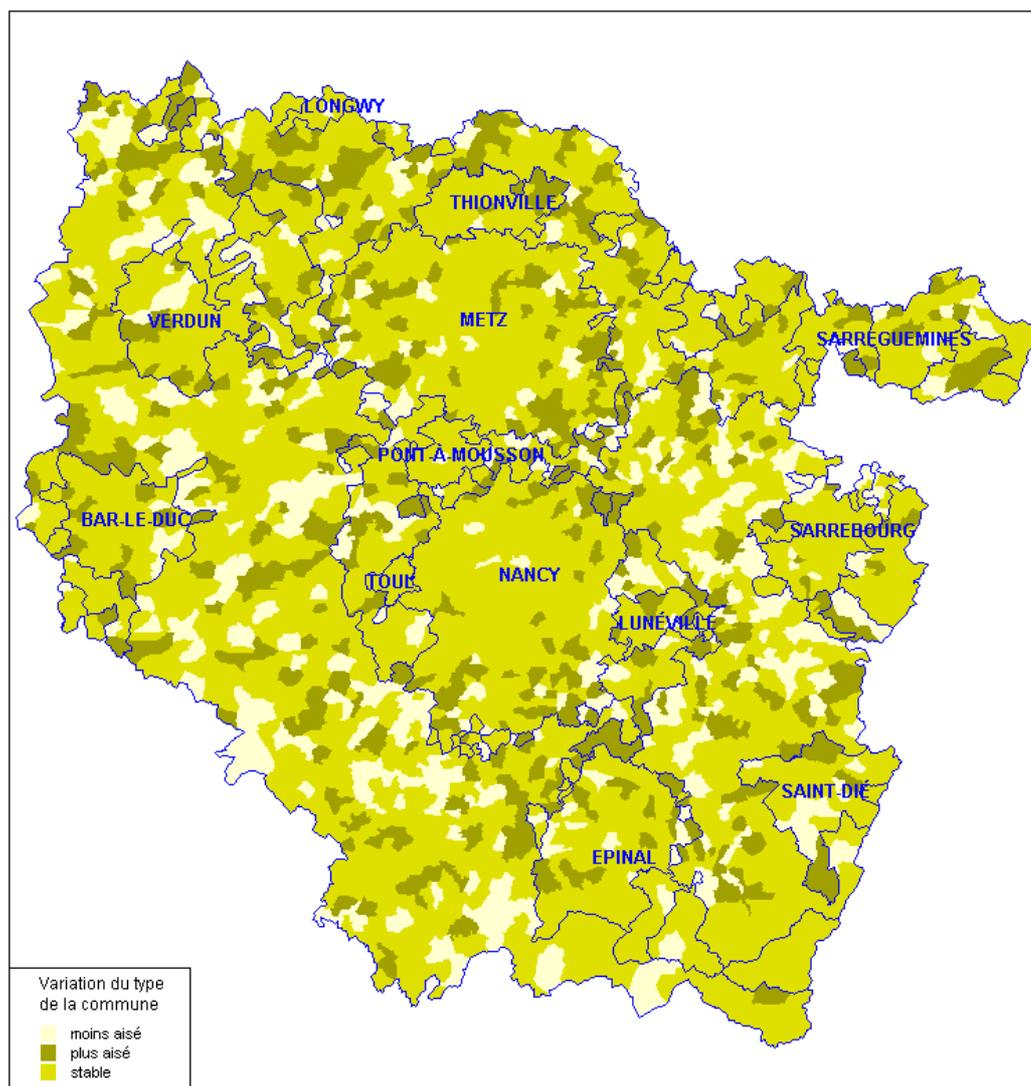
		2003					Total
		Aisés	RM* inf.	RM* sup.	Pauvres	Très pauvres	
1999	Aisés	159 (140,2)	1 (0,0)	21 (12,0)	4 (0,1)	1 (0,0)	186 (152,3)
	RM* sup.	51 (12,6)	103 (42,8)	516 (325,3)	22 (1,0)	9 (0,5)	701 (382,2)
	RM* inf.	1 (0,0)	440 (238,1)	147 (22,5)	106 (18,7)	49 (7,0)	743 (286,3)
	Pauvres	2 (0,1)	121 (14,1)	19 (1,1)	86 (15,9)	93 (9,5)	321 (40,6)
	Très pauvres	5 (0,3)	78 (5,7)	22 (1,7)	82 (5,0)	200 (26,5)	387 (39,1)
	Total	218 (153,1)	743 (300,7)	725 (362,7)	300 (40,6)	352 (43,5)	2 338 (900,6)

Source : METATM - FILOCOM d'après la DGI

* RM : revenus fiscaux moyens inférieurs ou supérieurs

Lecture : 106 communes, qui représentaient près de 19 000 logements en 1999, ont suivi une trajectoire "d'appauvrissement", transitant de la classe "RM inférieurs" en 1999 à la classe "Pauvres" en 2003. L'ensemble des communes dans la diagonale supérieure du tableau "s'appauvrissent".

Carte 2 : Trajectoires des communes lorraines entre 1999 et 2003



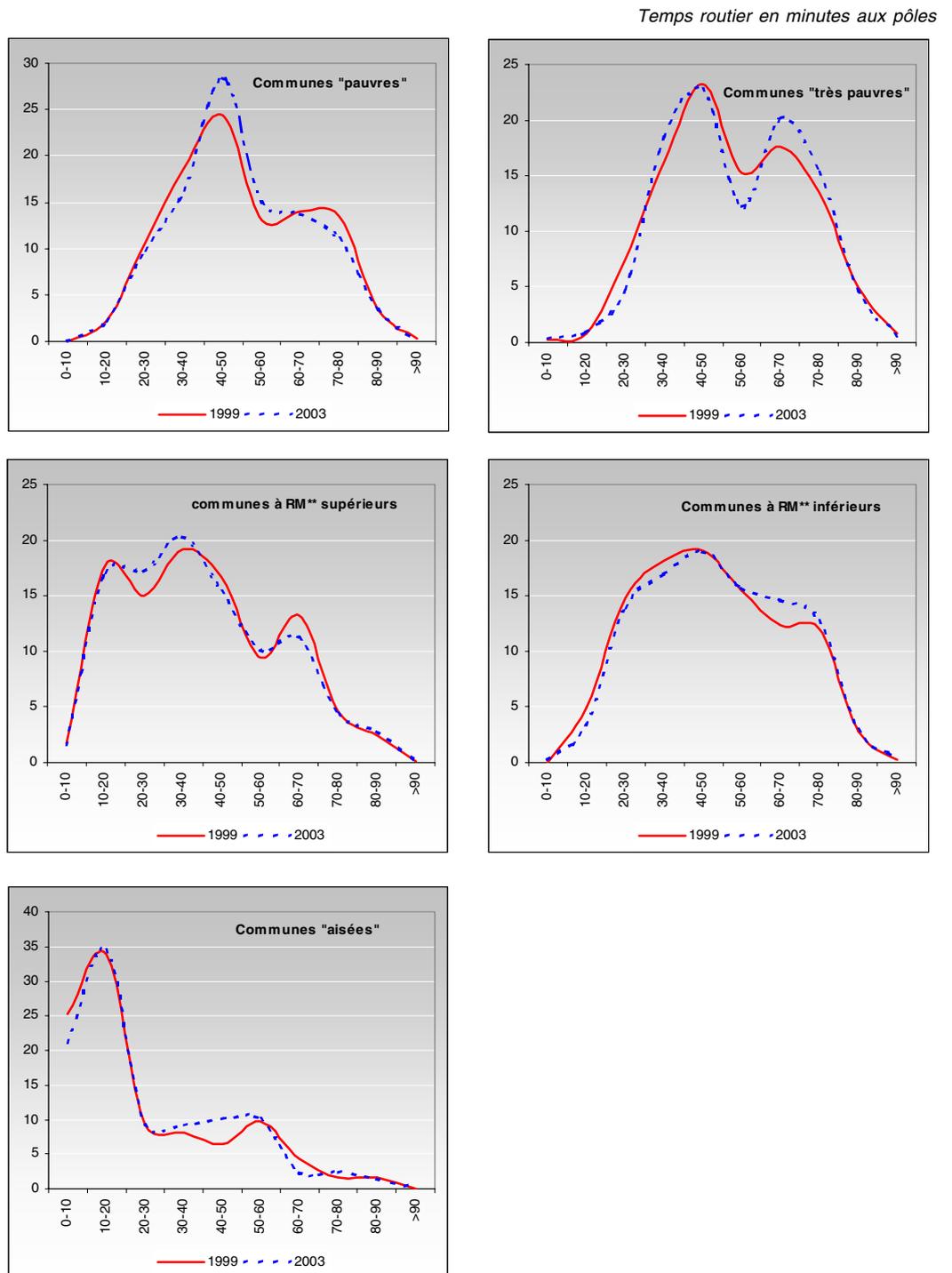
Source : METATM - Filocom d'après la DGI

LOGEMENT

L'analyse de la répartition des communes par type dans l'espace lorrain, selon le temps d'accès à la commune-centre de l'aire urbaine la plus proche, montre par exemple que plus de la moitié des communes « aisées » se situe à 20 minutes par le réseau routier de la ville-centre, alors que les communes « très pauvres » se concentrent en périphérie.

La répartition géographique évolue peu entre 1999 et 2003 [cf. Figure 7].

Figure 7 : Evolution des temps d'accès au pôle le plus proche par type de commune entre 1999 et 2003



Source : METATM - FILOCOM d'après la DGI

LOGEMENT

La taille du foyer reste l'élément déterminant du choix résidentiel

Le choix résidentiel est soumis au fonctionnement et à la structuration des marchés du logement et foncier locaux.

Les ménages se distinguent par des capacités budgétaires et des caractéristiques socio-démographiques qui ne leur garantissent pas la même liberté de choix pour la localisation de leur résidence.

Nous faisons ici l'hypothèse que les choix effectués par les ménages dépendent des critères qu'ils valorisent, mais également du profil du ménage (taille du foyer fiscal, âge de la personne de référence, situation familiale).

Afin de mettre en relation les caractéristiques individuelles des ménages et les critères exprimés par ceux-ci dans leur choix de statut d'occupation, nous avons utilisé une méthode de régression logistique multinomiale⁸.

Nous supposons qu'un ménage essaie de maximiser sa satisfaction, autrement dit choisir un type de résidence qui corresponde à ses préférences, tout en tenant compte de ses contraintes, notamment financières et familiales. Le choix résidentiel s'effectue alors parmi un éventail de variantes plus réduit que l'ensemble du marché immobilier.

On constate qu'en 2003, l'accroissement de la taille du foyer fiscal d'une unité augmente de 3,7 points, en moyenne, la probabilité d'être propriétaire, mais diminue de 3,4 points celle d'être locataire du secteur privé.

La durée d'occupation influe dans le même sens, mais avec une ampleur plus faible. Le facteur âge joue peu.

Les probabilités demeurent constantes dans le temps [cf. Figure 8].

Par ailleurs, un résident en centre-ville a sur un habitant en zone rurale, un avantage de 11 points dans la probabilité d'être locataire du parc social, toutes choses égales par ailleurs.

Plus on se situe bas dans l'échelle des revenus et plus « l'on a de chances » de résider en HLM.

En 1999, être marié accroissait de 3 points la probabilité d'être propriétaire, ce qui n'est plus le cas en 2003 [cf. Figure 9].

Figure 8 : Effets moyens des variables continues sur les probabilités de choix

		Locataire HLM	Locataire secteur privé	Propriétaire occupant	Autre
Taille du foyer	1999	+ 0,18	- 3,36	+ 3,62	- 0,45
	2003	+ 0,18	- 3,55	+ 3,73	- 0,36
Durée d'occupation ou de vacance	1999	- 0,08	- 0,94	+ 1,11	- 0,09
	2003	- 0,06	- 0,96	+ 1,06	- 0,05
Age de la personne de réf.	1999	- 0,10	- 0,33	+ 0,44	- 0,02
	2003	- 0,05	- 0,31	+ 0,39	- 0,02

Source : METATM - Filocom d'après la DGI

Lecture : l'accroissement de la taille du foyer fiscal d'une unité augmente de 3,7 points, en moyenne, la probabilité d'être propriétaire.

⁸Pour en savoir plus : « Les modèles logit polytomiques non ordonnés : théorie et applications », Cédric AFSA ESSAFI, Série des Documents de Travail, N° 0301, Insee.

LOGEMENT

Figure 9 : Effets moyens* des différentes caractéristiques sur les probabilités d'appartenance aux différents statuts d'occupation

En %

Statut d'occupation	Locataire HLM		Locataire secteur privé		Propriétaire occupant		Autre	
	1999	2003	1999	2003	1999	2003	1999	2003
Polarisation :								
Espace urbain monopolaire	+ 10,9	+ 10,5	+ 9,4	+ 8,3	- 17,8	- 16,4	- 2,6	- 2,4
Communes périurbaines	- 7,0	- 6,2	- 1,9	- 1,6	+ 9,1	+ 8,2	- 0,2	- 0,4
Espace à dominante urbaine	- 7,3	- 6,9	+ 3,1	+ 3,3	+ 3,9	+ 3,4	+ 0,4	+ 0,2
Espace à dominante rurale	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
Situation familiale :								
Marié	- 3,0	- 2,1	+ 0,7	+ 1,3	+ 3,1	+ 1,5	- 0,7	- 0,6
Célibataire	+ 2,6	+ 2,8	+ 9,2	+ 10,8	- 13,4	- 14,8	+ 1,6	+ 1,1
Divorcé	+ 4,7	+ 5,3	+ 5,9	+ 7,2	- 10,9	- 12,8	+ 0,2	+ 0,3
Pacsé(e)	-	+ 13,5	-	- 7,3	-	- 4,1	-	- 2,1
Veuf	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
Déciles de revenus par UCM :								
D1	+ 47,5	+ 49,3	- 1,8	- 2,5	- 44,6	- 46,0	- 0,7	- 0,7
D2	+ 40,4	+ 42,1	- 1,3	- 1,7	- 38,5	- 40,1	+ 1,6	- 0,4
D3	+ 35,9	+ 37,3	- 1,8	- 2,2	- 33,4	- 34,7	+ 0,2	- 0,4
D4	+ 32,3	+ 33,8	- 1,5	- 1,8	- 30,3	- 31,6	+ 0,0	- 0,3
D5	+ 29,5	+ 30,6	- 1,7	- 2,1	- 27,2	- 28,2	- 1,0	- 0,3
D6	+ 26,6	+ 28,0	- 2,2	- 2,7	- 23,8	- 25,0	- 0,7	- 0,3
D7	+ 23,2	+ 23,6	- 2,3	- 2,4	- 20,4	- 21,2	- 0,7	+ 0,0
D8	+ 19,0	+ 18,7	- 2,4	- 2,4	- 16,4	- 16,5	- 0,5	+ 0,2
D9	+ 11,4	+ 11,1	- 1,5	- 1,5	- 9,9	- 10,0	- 0,6	+ 0,4
D10	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.

Source : METATM - Filocom d'après la DGI

Lecture : un résident en centre-ville a sur un habitant en zone rurale, un avantage de 11 points dans la probabilité d'être locataire du parc social, toutes choses égales par ailleurs.

* Différences moyennes des probabilités prédites

Encadré 1

Les aspects théoriques

Le revenu, facteur explicatif de la localisation résidentielle des ménages

Un premier courant d'auteurs a mis l'accent sur le fait que le niveau de revenu est en mesure d'influencer la décision de localisation résidentielle des ménages, que se soit par le jeu du marché du logement ou l'influence des interactions sociales.

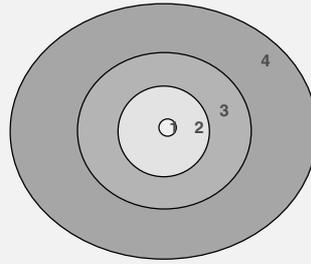
Les uns ont souligné le rôle joué par le marché du logement comme déterminant de la stratification sociale de l'aire urbaine. C'est le cas du modèle standard de l'économie urbaine, appelé aussi modèle ALONSO-MUTH-MILLS⁹ (AMM) et de ses extensions, qui étudie la localisation des ménages dans le cadre d'un équilibre partiel. Ce modèle est inspiré du modèle de VON THUENEN (1826) qui avait décrit un modèle similaire en économie de la localisation d'activités agricoles¹⁰. Le modèle AMM conçoit l'aire urbaine selon une représentation monocentrique. L'aire urbaine s'organise en fonction de la distance séparant les territoires du centre d'affaires. Le Central Business District (CBD) regroupant la totalité de la demande de travail. De ce fait, il en résulte une structure par cercles concentriques de l'aire urbaine, comme l'illustre le schéma réalisé par BURGESS¹¹ en 1925 sur la ville de Chicago.

⁹ ALONSO W. (1964), « Location and Land Use », Cambridge, Ed. Harvard University Press.

¹⁰ ROUCHAUD D., SAUVANT A., (2004), « Prix des logements et coûts de transports : un modèle global d'équilibre en Île-de-France », Notes de synthèse du SES n° 154, juillet-août.

¹¹ Source : CAMAGNI R. (1996), « Principes et modèles de l'économie urbaine », Economica.

LOGEMENT



Zones

Centre (1),
Zone de transition (2),
Zone de résidence des travailleurs (3),
Zone résidentielle riche (4).

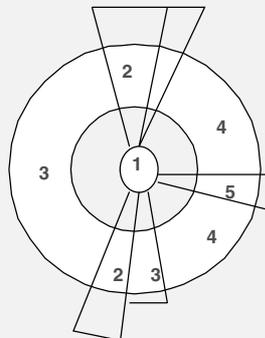
Lorsqu'un agent économique choisit son emplacement résidentiel, il évalue à la fois le coût monétaire et le coût en temps pour se rendre de son logement à son lieu de travail. Le choix de l'agent économique est le fruit d'un arbitrage entre l'élasticité revenu de la demande de logements et l'élasticité revenu du coût marginal du transport.

Ainsi, si la demande de logements croît plus vite avec le revenu, que le coût du trajet domicile-travail, les ménages aisés préféreront résider en périphérie afin de bénéficier d'une surface habitable plus importante.

En revanche, si le temps de transport pèse plus que les coûts monétaires dans la composition du coût du trajet et que l'élasticité revenu de la demande de logements est inférieure à l'unité, alors les ménages aisés préféreront habiter au centre-ville, ce qui reléguera les classes défavorisées en périphérie.

A côté du modèle standard AMM, figure une autre thèse dont l'objectif est d'expliquer l'homogénéité du niveau de revenu des ménages au sein des territoires composant l'aire urbaine. Selon ces auteurs, les interactions entre les groupes de revenu, qu'elles passent par la fiscalité ou, plus généralement, par les relations de proximité encouragent la population favorisée à se regrouper et à former une communauté homogène en fonction du niveau de revenu.

Le modèle du « vote avec les pieds » de TIEBOUT¹² (1956) énonce l'idée selon laquelle l'électeur consommateur « vote avec ses pieds », c'est-à-dire que le choix du lieu de localisation résidentielle des agents économiques est le fruit d'un arbitrage entre les programmes fiscaux des différentes municipalités. Ainsi, avec le modèle de TIEBOUT, la distance à un centre unique n'est plus le seul facteur d'organisation spatiale.



Zones

Centre des affaires (1),
Industrie légère et entrepôts (2),
Quartier résidentiel des classes pauvres (3),
Quartier résidentiel des classes moyennes (4),
Quartier résidentiel des classes riches (5).

Sur le schéma, les quartiers résidentiels des classes pauvres (3) se situent dans le même rayon, c'est-à-dire à une même distance du centre d'affaires, que les quartiers résidentiels des classes riches (5).

La théorie du « flight-from-blight » (« Fuite du centre ») explique la structuration de l'aire urbaine, selon le niveau de revenu, à la lumière des externalités produites par la coexistence sur un territoire donné de ménages appartenant à des classes de revenu différentes. Selon MILLS et LUBUELE (1997)¹³ le mécanisme du « vote avec les pieds » de TIEBOUT aurait tenu un rôle majeur dans la formation des banlieues américaines, les classes favorisées souhaitant se soustraire à l'afflux de la population pauvre. Les interactions entre différents groupes de ménages dotés de niveaux de revenus différents, qu'elles passent par la fiscalité ou plus généralement par les relations de proximité, sont susceptibles de structurer l'aire urbaine en fonction du niveau de vie des ménages. Il s'ensuit une représentation de l'aire urbaine qui prend la forme d'une juxtaposition de communes qui sont protégées les unes des autres par l'élaboration de barrières à l'entrée. Les ménages à bas revenu se retrouvent ainsi concentrés dans les villes-centres et isolés du reste de la population. Cette isolation aggrave généralement leur situation en amoindrissant le niveau et/ou la qualité des aménités dont ils peuvent bénéficier.

¹² TIEBOUT C. M. (1956), "A pure theory of local expenditures", Journal of Political Economy, volume 64, pp. 416-424.

¹³ MILLS E. S. et LUBUELE L. S. (1997), "Inner Cities", Journal of Economic Literature, volume 35, pp. 727-756.

Les caractéristiques du quartier influencent le niveau de vie des ménages

Un second courant d'économistes s'est intéressé à la relation inverse entre lieu de résidence et revenu. Dans ce cas, les caractéristiques du quartier jouent comme autant de caractéristiques intrinsèques de l'individu contribuant à déterminer son niveau de vie.

D'abord, la distance entre le lieu de résidence et les zones d'emploi peut influencer la probabilité qu'a un individu de trouver un emploi et donc peut contribuer à expliquer son revenu : difficulté à disposer d'informations sur les recrutements ayant lieu dans la zone d'emploi lorsque celle-ci est éloignée de la zone de résidence, coûts de transport dissuasifs, etc.) ; c'est l'hypothèse du « spatial mismatch », ou de « non-concordance géographique » entre lieu de résidence et d'emploi, confirmée par l'étude empirique de KAIN¹⁴ (1968).

A l'inverse, d'autres économistes, tel que PRESTON et McLAFFERTY¹⁵ (1999), soutiennent l'idée selon laquelle la distance aux zones d'emplois importe peu. Ces auteurs accordent toute leur attention aux caractéristiques socio-économiques réelles des quartiers (composition ethnique, taux de chômage, etc.) et supposées (réputation du quartier, etc.) qui peuvent également jouer dans la stigmatisation du quartier et constituer un handicap à l'embauche.

De même, les relations sociales créées au sein du quartier de résidence peuvent être un facteur important dans l'accès à l'emploi. Toutes choses égales par ailleurs, celles-ci risquent d'être plus favorables dans les quartiers aisés composés de chefs d'entreprises, que dans les quartiers modestes, comprenant davantage de chômeurs ou de personnes peu qualifiées. Ce constat amène REINGOLD¹⁶ (1999), à expliquer une part importante des problèmes d'emploi dans les quartiers défavorisés aux États-Unis par la faible qualité des réseaux sociaux.

Enfin, la composition d'un quartier peut influencer le comportement des jeunes et donc leur devenir. Les développements récents sur l'effet de quartier mettent en lumière quatre modèles principaux qui soutiennent l'idée selon laquelle le quartier résidentiel n'est pas neutre sur le comportement adopté par les adolescents. En effet, l'influence des pairs du quartier¹⁷ (modèle de contagion sociale ou épidémique, CRANE, 1991), le rôle de modèle des adultes qui y résident (modèle de socialisation collective, WILSON¹⁸, 1987), l'impact des ressources du quartier sur la formation du capital humain (modèle institutionnel, DE SOUZA BRIGGS¹⁹, 1998), ainsi que la compétition sévissant au sein des quartiers (modèle de privation relative, PLOTNICK et HOFFMAN²⁰, 1996) agissent sur les décisions prises par les agents économiques.

Aux États-Unis, de nombreuses études empiriques ont été réalisées afin de tester la pertinence de ces théories ; elles ont abouti à des résultats contrastés²¹.

¹⁴ KAIN J. F. (1968), « Housing Segregation, Negro Employment, and Metropolitan Decentralization » The Quarterly Journal of Economics, May, Vol. LXXXII, N° 2.

¹⁵ PRESTON V. et McLAFFERTY S. (1999), « Spatial Mismatch Research in the 1990s : progress and potential », Papers Regional Science, volume 78, pp. 387-402.

¹⁶ REINGOLD D. (1999), « Social networks and the employment problem of the urban poor », Urban Studies, volume 36, pp. 1907-1932.

¹⁷ CRANE J. (1991), « The Epidemic Theory of Ghettos and Neighborhood Effects on Dropping Out and Teenage Childbearing », American Journal of Sociology.

¹⁸ WILSON W. J. (1987), The Truly Disadvantaged, Chicago : The University of Chicago Press.

¹⁹ DE SOUZA BRIGGS (1998), « Brown Kids in white suburbs : housing mobility and the many faces of social capital », Housing Policy Debate, volume 9, issue 1, pp. 177-221.

²⁰ PLOTNICK R. D. et HOFFMAN S. D., 1996, « The Effect of Neighborhood Characteristics on Young Adult Outcomes: Alternative Estimates », Institute for Research on Poverty, Discussion Paper n° 1106-96, 22 p.

²¹ Pour en savoir plus : HAURET L., (2004), « Analyse économique de la dimension géographique de la pauvreté : application à la région lorraine », Dossiers d'études n° 55, Cnaf, avril 2004.

Encadré 2

Approche multidimensionnelle des inégalités

L'approche par les indices d'inégalité, telle qu'initiée notamment par ATKINSON dans les années 1970, permet de mesurer l'intensité des inégalités de revenus entre individus au sein d'une même population. Cette intensité indique le caractère égalitaire ou inégalitaire de la répartition des revenus. Parmi ces indices, l'indice de GINI (1921) occupe une place importante.

L'indice de GINI global illustre les différences de revenus moyennes entre les individus d'une population. Sa normalisation²² autorise la comparaison d'indices dans le temps et entre des groupes différents ; il permet en outre d'étudier l'impact des transferts de revenus, notamment des riches vers les pauvres.

La décomposition de l'indice de GINI global entre plusieurs groupes permet quant à elle la mesure des inégalités à la fois à l'intérieur de chaque groupe (intragroupe) et entre les différents groupes (intergroupes). Cette approche multidimensionnelle de l'indice de GINI permet de répondre à des interrogations, du type :

- quels sont les groupes qui participent le plus à l'explication de l'inégalité totale ?
- quelle est la contribution des inégalités entre deux groupes à l'inégalité totale ?, etc.

SILBER (1989,1993) et DAGUM (1997) ont proposé une décomposition de l'indice de GINI global en trois termes :

- la contribution des indices de GINI intragroupes (G_w) ;
- la contribution des indices de GINI intergroupes (G_b) ;
- l'intensité des indices de GINI de « transvariation » correspondant au chevauchement entre les distributions.

Ce troisième élément, considéré longtemps à tort comme un élément résiduel, excluait l'indice de GINI de la classe des mesures d'inégalités additivement décomposables. De fait, la « transvariation », complémentaire à la partie intergroupe, mesure les différences de revenus entre individus appartenant à des distributions qui se chevauchent²³. Autrement dit, la transvariation met en évidence l'écart de revenus entre les individus riches des populations pauvres et les individus pauvres des populations riches.

L'indice de GINI se décompose alors de la manière suivante²⁴ : $G = G_w + G_b + G_t$.

La composante inter-groupe ($G_{gb} = G_b + G_t$) exprime à la fois les différences de revenus qui sont générées par les revenus fiscaux élevés des sous-populations riches (G_b) et celles des revenus fiscaux élevés des sous-populations pauvres qui creusent des écarts avec les faibles revenus fiscaux des groupes riches (G_t). La décomposition de GINI permet donc de mesurer :

- la contribution des inégalités intragroupe à l'inégalité totale (G_w) ;
- la contribution des inégalités intergroupes générée par les revenus fiscaux des groupes riches (G_b) ;
- la contribution de l'intensité de « transvariation », qui est la participation des inégalités intergroupes générées par les revenus fiscaux élevés des groupes relativement plus pauvres (G_t).

²² L'indice de GINI est compris dans l'intervalle [0,1]. Plus l'indice tend vers l'unité (resp. vers 0) et plus la répartition des revenus est inégalitaire (resp. égalitaire) et la concentration forte (resp. faible).

²³ « ... provient des différences de revenus qui sont de signes opposés à la différence des moyennes de leur sous-groupe correspondant », dans DAGUM C., (1997) : « A new approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio », Empirical Economics, Vol. 22(4), pp. 515-531.

²⁴ Pour en savoir plus : KOUBI M., MUSSARD S., SEYTE F., TERRAZA M., (2005) : « Décomposition de l'indice de GINI par sous groupes de salariés : une application aux inégalités salariales en France dans le secteur privée de 1976 à 2000 », Journées de Méthodologie Statistique, 14, 15 et 16 mars 2005, Paris, Insee. Voir aussi le site : <http://www.lameta.univ-montp1.fr/online/GINI.html>.