

# La dynamique des écarts de revenu sur le territoire métropolitain (1984-2002)

Luc Behaghel\*

---

La stabilité globale des écarts de revenu (après transferts et avant impôt) observée en France, entre 1984 et 2002, masque des évolutions significatives au sein du territoire. Tout d'abord, hors Île-de-France, l'écart se résorbe systématiquement entre pôles urbains, d'une part, et entre espaces périurbain et rural, d'autre part. Ensuite, au sein de ces trois différents espaces, les inégalités semblent prendre des trajectoires différentes : elles croissent davantage dans les pôles urbains que dans les communes des espaces périurbain et rural.

Le rattrapage effectué par les espaces périurbain et rural s'explique statistiquement par la convergence des trois types d'espaces en termes de composition socioprofessionnelle et par le fait que les statuts d'emploi évoluent plus favorablement pour les ménages périurbains et ruraux que pour les ménages des pôles urbains.

Il est plus difficile de rendre compte statistiquement des évolutions contrastées de la dispersion des revenus au sein de chaque espace : ces évolutions sont plus ténues, plus erratiques et la part attribuée aux différentes composantes dépend de l'ordre dans laquelle la décomposition est menée. Un résultat ressort néanmoins avec robustesse : la tendance plus inégalitaire au sein des pôles urbains tient en partie à la composition de plus en plus contrastée de la population en termes de catégories socioprofessionnelles et d'accès à l'emploi.

---

\* Inra – École d'économie de Paris et Crest – Insee. [luc.behaghel@ens.fr](mailto:luc.behaghel@ens.fr)  
Je remercie Madior Fall pour son aide avec les enquêtes Revenus fiscaux. Je remercie également pour leurs commentaires trois rapporteurs anonymes, Tony Atkinson, Francis Aubert, Sylvie Charlot, Cécile Déteng-Dessendre, Thierry Magnac, Harris Selod et les participants à différents séminaires (séminaire interne du Laboratoire d'économie appliquée de l'Inra, séminaire commun CESAER – LEG, journée « Travail et espace » de l'Inra).

L'évolution des inégalités spatiales de revenu en France au cours des dernières décennies est d'ordinaire abordée sous deux angles : celui des inégalités entre régions (l'écart entre l'Île-de-France et le reste du territoire se résorbe-t-il ?) ou, à l'autre extrême, celui de la ségrégation urbaine (au niveau fin du quartier, voire du pâté de maisons, assiste-t-on à une « ghettoïsation » du tissu urbain ?).

L'approche interrégionale fait ressortir une tendance à l'égalisation des revenus disponibles par habitant, malgré la hausse des écarts en termes de valeur ajoutée. Les transferts qui s'ajoutent à la valeur ajoutée produite localement pour obtenir le revenu disponible sont en effet de plus en plus importants. Ils peuvent être publics (redistribution) ou privés (tourisme, retraites) ; dans toutes les régions sauf deux (Île-de-France et Alsace) les retraites et salaires publics représentent une part plus importante du revenu des ménages que les salaires du secteur privé (Davezies, 2001). Au final, les transferts interrégionaux réduisent sensiblement l'effet des spécialisations économiques régionales sur les écarts de niveau de vie.

À l'échelle des quartiers, en revanche, un ensemble de mécanismes sociaux et économiques tendent à maintenir une forte homogénéité des ménages d'un même voisinage, que ce soit en termes d'emploi, de niveau de diplôme ou de nationalité : l'équilibre du marché foncier, la discrimination dans l'accès au logement, les « stratégies de l'entre-soi » selon l'expression d'Éric Maurin (1). Contrairement peut-être aux idées reçues, le phénomène, tel qu'on peut le mesurer avec les enquêtes *Emploi*, ne se serait pas accru depuis les années 1980 (Maurin, 2004).

Égalisation entre régions, inégalités persistantes ou croissantes entre quartiers : telles seraient donc les deux évolutions majeures dans le paysage français des inégalités. Pour reprendre les termes de Davezies et Veltz (2006), « *l'inégalité territoriale n'est plus d'abord un problème interrégional ; elle est désormais un (énorme) problème urbain et local* ».

Un autre découpage demande cependant à être pris en compte : celui qui sépare les espaces rural, urbain et périurbain. Longtemps considérée comme structurante, cette dimension l'est-elle encore ? Les évolutions socio-économiques des dernières décennies suggèrent de décliner cette question à deux niveaux : celui des écarts entre ces trois types d'espaces, mais aussi celui des inégalités au sein de chacun d'entre eux.

Concernant les *inégalités entre espaces*, l'homogénéisation de la structure d'activité (recul de l'emploi agricole) peut avoir entraîné la convergence des revenus moyens, à moins que des caractéristiques durablement différentes (densité, infrastructures, etc.) conduisent au maintien de l'écart rural-urbain. La périurbanisation (et les déplacements quotidiens de travailleurs des couronnes périurbaines vers le pôle urbain) conduit-elle à une hausse du niveau de vie dans les communes qui sont, ou qui entrent, dans les couronnes des pôles urbains ? Ces évolutions sont-elles dues à une modification des caractéristiques des populations des espaces concernés ou à une évolution des revenus de ces populations, à caractéristiques données ?

Par ailleurs, il se peut que la stabilité des inégalités observée en moyenne sur le territoire recouvre des évolutions différenciées *au sein des différents types d'espace*. En particulier, la périurbanisation peut-elle être source d'inégalités locales accrues entre travailleurs du pôle et travailleurs locaux, entre communes proches du centre et communes éloignées ? La montée du chômage crée-t-elle davantage d'inégalités en milieu rural ou en milieu urbain ?

L'observation, entre 1984 et 2002, des écarts de revenu, entre espaces rural, urbain et périurbain, et au sein de chacun de ces espaces, devrait permettre d'étudier ces questions. Différents travaux se sont déjà attachés à décrire les inégalités par type d'espace en France. À partir d'une typologie par tranches d'unité urbaine (cf. encadré 1), l'Insee (1997b) met ainsi en évidence, sur la période 1989-1994, une amélioration du niveau de vie relatif des petites unités urbaines et un déplacement de la pauvreté des campagnes vers les villes. Par ailleurs, les inégalités, mesurées par le rapport interdécile, sont plus importantes dans les grandes villes et tendent à s'y accroître. L'Insee (1999) constate également une relative homogénéisation des revenus des salariés entre l'espace à dominante rurale et l'espace urbain, sur la période 1984 à 1996. Toutes ces études mettent en évidence la spécificité de l'agglomération parisienne : des revenus plus élevés, mais une tendance plus inégalitaire.

Cette étude complète les précédentes en couvrant une période plus longue et en décomposant statistiquement les tendances observées pour faire la part de ce qui est dû à des changements dans la composition des populations, à des changements

1. Pour une revue de ces mécanismes Selod, 2006.

de rendement des caractéristiques individuelles ou à des évolutions résiduelles inexpliquées. On utilise pour cela des méthodes d'analyse des écarts de revenus entre groupes inspirées de Blinder (1973) et Oaxaca (1973) ainsi que des méthodes de micro-simulation plus récentes appliquées à l'analyse des distributions de revenu (Bourguignon *et al.*, 2001).

## Les espaces rural et périurbain rattrapent les pôles urbains où les inégalités s'accroissent

Le découpage spatial utilisé repose sur le zonage en aires urbaines (ZAU, Insee, 1997a) (cf. encadré 1). Le zonage en aires urbaines suit une logique de bassin d'emploi. Il constitue donc un cadre d'analyse pertinent pour étudier l'impact de la localisation des emplois et des migrations pendulaires sur les inégalités spatiales de revenus.

Bien sûr, tout zonage est imparfait et le choix d'un zonage conditionne en partie l'analyse : il convient donc de garder à l'esprit certaines caractéristiques et limites du ZAU. La définition retenue pour l'espace rural peut en particulier conduire à des classements peu intuitifs. Certaines communes peu peuplées, à l'habitat peu dense, qui correspondent à la perception

qu'on peut avoir de la « campagne », sont ainsi définies comme périurbaines dès lors que les migrants pendulaires y sont suffisamment nombreux. Le classement en tranches d'unité urbaine, qui place ces communes parmi les communes rurales, est peut-être plus conforme aux perceptions courantes. Par ailleurs, le ZAU utilisé ici reste une partition simplificatrice de l'espace métropolitain. D'autres zonages comme celui des « bassins de vie », dont la définition combine l'accès aux emplois et aux équipements, permettent des analyses complémentaires. En outre, la tripartition de l'espace par le ZAU (pôles urbains, couronnes périurbaines et espace à dominante rurale) gomme des différences régionales potentiellement importantes, même si les grandes tendances décelées se retrouvent dans l'ensemble des régions administratives françaises. Il ne s'agit cependant pas d'opposer un zonage à un autre, mais d'examiner quelles évolutions significatives des écarts de revenu le ZAU permet de mettre en évidence et comment elles se décomposent lorsqu'on tient compte des caractéristiques individuelles des ménages.

Par ailleurs, le ZAU est évolutif : à la différence d'un découpage régional fixe, il se modifie avec l'évolution de la localisation des emplois et la mobilité des travailleurs. L'Insee l'a actualisé après chaque recensement en 1982, 1990 et 1999. Des communes de l'espace rural intègrent ainsi l'espace périurbain au fur et à mesure que les migrations pendulaires s'y développent,

### Encadré 1

#### LE ZONAGE EN AIRES URBAINES

Le zonage en aires urbaines (ZAU) a été défini en 1996 par l'Insee. Il est construit, sur les données du recensement, à partir des unités urbaines et des déplacements domicile – travail (Le Jeannic, 1996).

Les unités urbaines sont définies par la continuité de l'habitat : une unité urbaine est « *un ensemble d'une ou de plusieurs communes sur le territoire desquelles se trouve un ensemble d'habitations tel qu'aucune ne soit séparée de la plus proche de plus de 200 mètres et qui comporte au moins 2 000 habitants* » (Inra et Insee, 1998). Une commune est urbaine si une partie de ses habitants appartient à une unité urbaine, rurale sinon.

À ce critère de continuité de l'habitat vient s'ajouter un critère de localisation des emplois et de déplacement domicile – travail. On définit d'abord le pôle urbain, comme une unité urbaine offrant plus de 5 000 emplois et n'appartenant pas à la couronne périurbaine d'une autre aire urbaine ; une commune appartient à la couronne périurbaine d'un pôle lorsque 40 % de sa

population résidente ayant un emploi travaille dans ce pôle ou dans des communes attirées par ce pôle. L'ensemble du pôle et de sa couronne périurbaine constitue l'aire urbaine ; il doit être d'un seul tenant et sans enclave. Une commune est dite multipolarisée si au moins 40 % de sa population résidente ayant un emploi travaille dans des aires urbaines différentes. Les communes périurbaines (couronnes périurbaines et communes multipolarisées) et les pôles urbains constituent l'espace à dominante urbaine. Le reste des communes constitue l'espace à dominante rurale.

Les analyses présentées dans cette étude sont fondées sur la tripartition urbain – périurbain – rural qui agrège les communes multipolarisées et les couronnes périurbaines. Une partition plus fine de l'espace rural a été définie (Inra et Insee, 1998) mais n'a pas été mobilisée ici. Le zonage en aires urbaines a d'abord été appliqué au recensement de 1990, puis à celui de 1999. Il a également été rétro-polé aux recensements précédents (de 1968, 1975 et 1982).

tandis que des communes périurbaines se font absorber par des pôles urbains. Un découpage évolutif pose problème pour analyser sur longue période l'évolution des écarts entre types d'espace. Il faut faire la part de ce qui est dû aux évolutions différenciées des communes appartenant à ces types d'espace et de ce qui est dû aux entrées et sorties de communes qui en modifient la composition. On fait le choix, dans ce qui suit, de raisonner « à géographie constante » (Julien, 2001) : le découpage du territoire métropolitain selon les trois types d'espace est figé à partir de celui résultant du recensement de 1999 (pour une comparaison avec les résultats qu'on obtiendrait à « géographie variable » et pour une analyse de l'évolution de la répartition des communes selon les trois types d'espace, Behaghel (2006)).

### Entre 1984 et 2002, les revenus moyens des espaces rural et périurbain rattrapent ceux des pôles urbains

L'enquête *Logement* a été retenue comme source principale de cette étude qui en utilise les éditions 1984, 1988, 1992, 1996 et 2002. Cette enquête nationale est réalisée tous les quatre ans environ depuis 1955, auprès d'un échantillon de ménages dont les logements sont représentatifs du parc national (neuf et ancien). Elle couvre de façon satisfaisante le territoire, en surreprésentant parfois certaines régions (il en est tenu compte dans les résultats en utilisant les poids d'échantillonnage). Le zonage en aires urbaines de 1999 a pu être appliqué aux données individuelles de l'enquête à partir de 1984. La mesure de revenu utilisée

est proche du revenu disponible, puisqu'il s'agit d'un revenu après transferts mais avant impôts. Ce revenu du ménage est divisé par le nombre d'unités de consommation (cf. annexe 1).

Les évolutions du revenu par unité de consommation ainsi défini sont mesurées en francs de 1996 et en revenu relatif par rapport aux pôles urbains (cf. tableau 1). L'aire urbaine de Paris est analysée à part car elle présente des évolutions spécifiques : la position relative des communes périurbaines se dégrade avant de remonter. Hors aire de Paris, en revanche, le revenu relatif moyen des communes périurbaines par rapport aux pôles urbains augmente sensiblement entre 1984 et 2002 (+ 9 points de pourcentage). Le rattrapage par l'espace à dominante rurale est encore légèrement plus prononcé (+ 10 points de pourcentage). Hors aire de Paris, on assiste donc à une résorption rapide et importante des écarts entre types d'espace.

Ces premiers résultats suscitent deux questions : la mesure du rattrapage est-elle fiable et ce dernier est-il général sur l'ensemble du territoire ? Un rattrapage de telle ampleur pourrait être dû en partie à un *artefact* lié à la source utilisée. En effet, dans les enquêtes auprès des ménages, les revenus sont souvent sous-déclarés (Insee, 2007). Si cette sous-déclaration est différente selon les types d'espace, l'analyse des évolutions relatives est biaisée. En fait, les grandes tendances observées à partir des enquêtes *Logement* sont corroborées par les données administratives tirées des déclarations fiscales (cf. l'enquête *Revenus fiscaux* en annexe 1).

Tableau 1  
Évolution du revenu (avant impôts) moyen des ménages par unité de consommation selon le type d'espace

	Hors aire urbaine de Paris						Aire urbaine de Paris		
	Total	Pôles urbains	Communes péri-urbaines		Rural		Pôle de Paris	Couronne de Paris	
	En Francs de 1996	En Francs de 1996	En Francs de 1996	Écart en % par rapport aux pôles urbains	En Francs de 1996	Écart en % par rapport aux pôles urbains	En Francs de 1996	En Francs de 1996	Écart en % par rapport aux pôles urbains
1984	89 674	87 548	80 149	- 8,5	71 295	- 18,6	118 217	104 440	- 11,7
	377	613	956	1,3	825	1,2	958	3 147	2,8
1988	93 397	91 129	83 708	- 8,1	72 473	- 20,5	124 935	109 582	- 12,3
	372	575	911	1,2	726	1,0	1 227	2 650	2,3
1992	100 251	96 626	92 454	- 4,3	80 075	- 17,1	135 372	111 193	- 17,9
	454	633	1 166	1,4	929	1,2	1 770	2 355	2,2
1996	97 558	93 878	92 348	- 1,6	80 900	- 13,8	126 467	111 946	- 11,5
	383	543	808	1,0	770	1,0	1 272	2 610	2,3
2002	104 513	99 252	99 962	0,7	90 282	- 9,0	134 659	123 996	- 7,9
	453	653	876	1,1	1 039	1,2	1 561	2 913	2,5

Lecture : en 1984, le revenu moyen en France métropolitaine est de 89 674 francs (cette moyenne est estimée avec un écart-type de 377 francs).

Champ : France métropolitaine.

Sources : enquêtes Logement, 1984-2002, Insee.

La mobilisation des revenus fiscaux moyens par commune (source exhaustive qui permet une couverture détaillée de l'ensemble du territoire) confirme que les tendances à la convergence entre types d'espace existent sur l'ensemble du territoire. Quelle que soit la région administrative considérée, le revenu relatif des communes périurbaines (selon le zonage constant de 1999) s'accroît par rapport à celui des pôles ; la hausse varie de + 4 points de pourcentage (Centre) à + 14 points (Alsace). Cette homogénéité de tendance est d'autant plus remarquable que l'écart entre espace périurbain et espace des pôles urbains est très différent d'une région à l'autre : en 1984, il se situe entre - 14 % (Aquitaine) et + 9 % (Champagne-Ardenne). Le rattrapage de l'espace à dominante rurale est lui aussi général, à l'exception de la région Midi-Pyrénées

et de la Corse (pour le détail de ces résultats, cf. Behaghel, 2006).

### Une tendance à la hausse des inégalités au sein des pôles urbains

Sur l'ensemble du territoire, les inégalités de revenu disponible se sont globalement stabilisées depuis les années 1980, après une baisse marquée dans les années 1970. Les données des enquêtes *Logement* confirment ces tendances, établies d'ordinaire avec les enquêtes *Revenus fiscaux* (cf. annexe 1 et Insee (1999)). Mais la stabilité des inégalités observée après 1984 masque des évolutions différentes au sein des types d'espaces (cf. tableau 2) : mesurées par l'indice de Gini ou celui de Theil, les inégalités croissent

Tableau 2  
Évolution des inégalités de revenu (avant impôts) des ménages par unité de consommation selon le type d'espace

	Ensemble du territoire	Hors aire urbaine de Paris			Aire urbaine de Paris	
		Pôles urbains	Couronnes péri-urbaines	Rural	Pôle de Paris	Couronne de Paris
<b>I. Indice de Gini</b>						
1984	0,322 0,002	0,302 0,004	0,313 0,006	0,310 0,006	0,322 0,004	0,306 0,016
1988	0,314 0,002	0,295 0,003	0,298 0,005	0,291 0,005	0,317 0,004	0,273 0,011
1992	0,335 0,002	0,318 0,003	0,309 0,006	0,321 0,006	0,349 0,007	0,279 0,010
1996	0,318 0,002	0,314 0,002	0,278 0,004	0,294 0,004	0,328 0,004	0,287 0,012
2002	0,338 0,002	0,334 0,003	0,295 0,005	0,325 0,006	0,354 0,004	0,308 0,011
<b>II. Indice de Theil</b>						
1984	0,185 0,005	0,163 0,009	0,174 0,009	0,174 0,009	0,186 0,006	0,173 0,034
1988	0,169 0,003	0,150 0,004	0,151 0,006	0,144 0,006	0,172 0,005	0,129 0,011
1992	0,216 0,006	0,189 0,007	0,185 0,014	0,203 0,016	0,238 0,015	0,137 0,011
1996	0,176 0,003	0,171 0,004	0,133 0,005	0,154 0,008	0,184 0,005	0,149 0,017
2002	0,210 0,003	0,204 0,005	0,157 0,007	0,212 0,011	0,223 0,007	0,169 0,014
<b>III. Ratio D9/D5</b>						
1984	1,96	1,85	1,94	1,94	2,00	1,82
1988	1,98	1,87	1,92	1,91	2,06	1,78
1992	2,02	1,95	1,90	1,96	2,19	1,76
1996	2,00	1,96	1,81	1,88	2,06	1,83
2002	2,04	1,99	1,86	1,92	2,12	1,98
<b>IV. Ratio D1/D5</b>						
1984	0,47	0,48	0,48	0,50	0,46	0,45
1988	0,49	0,50	0,50	0,52	0,47	0,52
1992	0,47	0,47	0,50	0,51	0,47	0,52
1996	0,47	0,45	0,52	0,51	0,44	0,50
2002	0,46	0,44	0,51	0,52	0,42	0,52

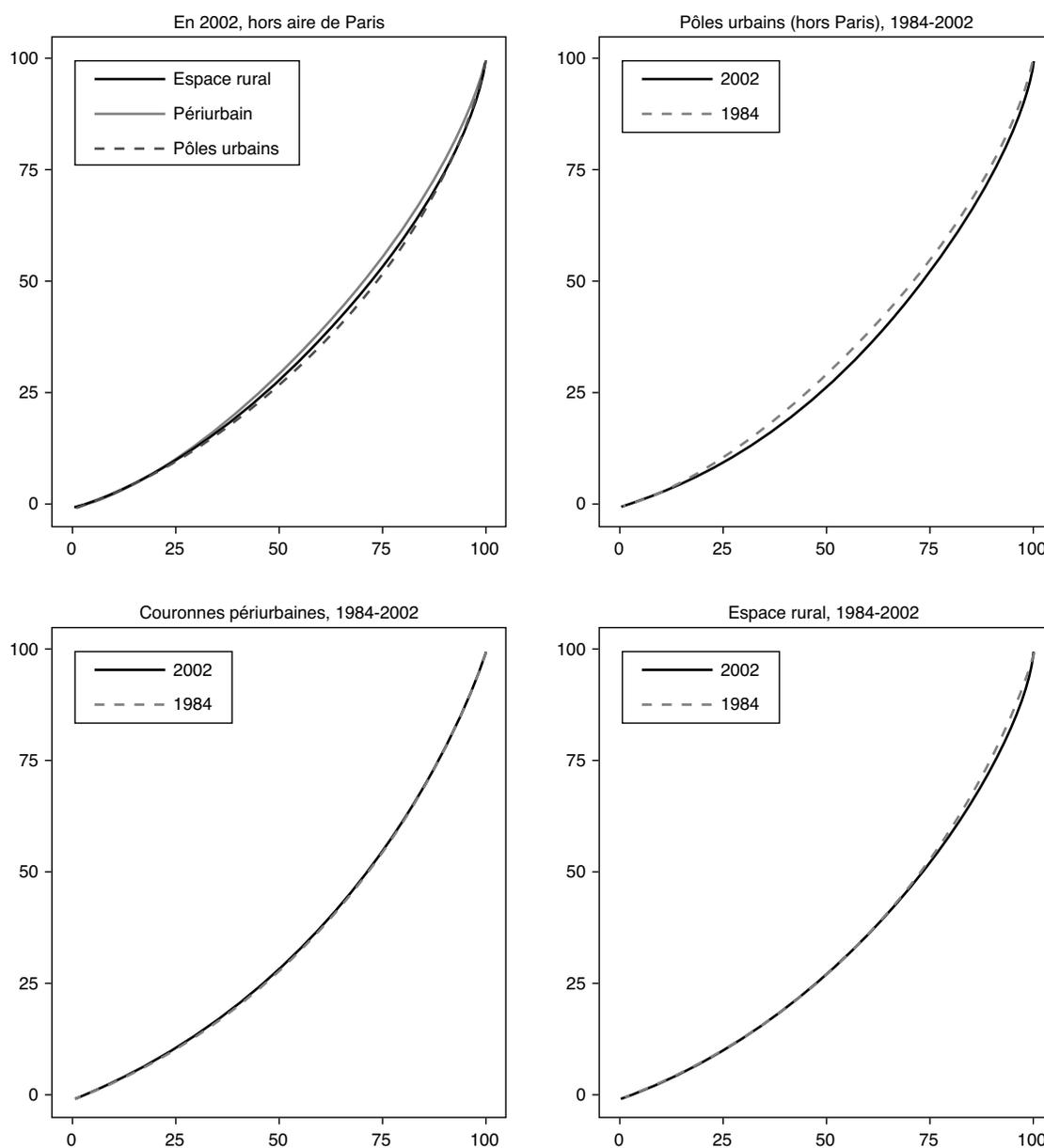
Lecture : en 1984, l'indice de Gini vaut 0,322 en France métropolitaine. Ce coefficient est estimé avec un écart-type de 0,002.  
Champ : France métropolitaine.  
Sources : enquêtes Logement, 1984-2002, Insee.

significativement dans les pôles urbains (particulièrement celui de Paris) alors qu'aucune tendance claire n'apparaît dans les espaces périurbain ou rural (2). Cette augmentation des inégalités dans les pôles urbains a lieu dans les deux moitiés de la distribution, ainsi que le montrent les évolutions des ratios interdéciles. Ces ratios permettent également de jauger l'ampleur des changements, qui n'est pas négligeable : ainsi, entre 1984 et 2002, dans les pôles urbains (hors pôle de Paris) l'écart entre le neuvième

décile et le revenu médian augmente de 7 % et celui entre le premier décile et le revenu médian augmente de 9 %. Ce diagnostic de hausse des inégalités au sein des pôles urbains est en réalité très général : la distribution de 2002 est plus inégalitaire, au sens de la dominance de Lorenz, que celle de 1984 (cf. graphique).

2. L'indice de Theil connaît de fortes fluctuations, dues à sa sensibilité aux faibles revenus. Mais ces fluctuations ne permettent pas de dégager de tendance cohérente.

Graphique  
**Courbes de Lorenz selon l'année et le type d'espace**



Lecture : en 2002, hors aire de Paris, dans chacun des trois types d'espace, les ménages situés au-dessous du revenu médian (50 % des ménages, les moins aisés) disposaient d'environ 30 % du revenu total du type d'espace considéré.  
 Champ : France métropolitaine.  
 Sources : enquêtes Logement, 1984-2002.

L'apparente stabilité des inégalités en France depuis deux décennies dissimule en fait des évolutions géographiques différenciées : une réduction des inégalités entre types d'espace, une hausse des inégalités au sein des pôles urbains et une relative stabilité des inégalités au sein des espaces périurbain et rural.

## Une décomposition du rattrapage rural et périurbain

**P**our étudier l'effet de la discrimination sur les salaires, Blinder (1973) et Oaxaca (1973) proposent de décomposer l'écart moyen de salaire entre deux groupes en deux composantes : la première est expliquée par les différences de structure de la population, dans la mesure où ces différences sont observables (niveau de diplôme, etc.) ; la seconde est résiduelle, inexpliquée. Une

méthodologie comparable est adoptée ici pour décomposer l'écart de revenu moyen entre espaces et pour étudier son évolution (cf. encadré 2). On retient pour la décomposition quatre types de variables (cf. tableau 3) :

- la catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage (sept catégories),
- son âge (et l'âge au carré, pour tenir compte d'effets non linéaires),
- une série de variables de « type de ménage » combinant la structure du ménage et le statut d'occupation de ses membres (couple avec un seul actif occupé, femme seule sans emploi,...) soit 13 catégories au total,
- la taille du ménage (et son carré).

Le choix de ces variables est d'abord guidé par l'objectif de disposer de mesures cohérentes sur

### Encadré 2

#### METHODES DE DÉCOMPOSITION

##### Décomposition des écarts entre espaces

Les méthodes de décomposition utilisées s'inspirent de Blinder (1973) et Oaxaca (1973). On note  $y_{it}$  le logarithme du revenu d'un ménage  $i$  à la date  $t$ ,  $X_{it}$  un vecteur de caractéristiques du ménage,  $Rural_{it}$  et  $Peri_{it}$  des variables indicatrices de l'appartenance aux espaces rural et urbain, respectivement. Soit l'équation de revenus :

$$y_{it} = X_{it}\beta_t + \alpha_{rt}Rural_{it} + \alpha_{pt}Peri_{it} + u_{it},$$

où les coefficients sont identifiés par l'hypothèse d'orthogonalité du terme d'erreur  $u_{it}$  avec les explicatives, et estimés par les moindres carrés ordinaires. Une différence avec la formulation de Blinder et Oaxaca est qu'on suppose que les caractéristiques observables ont le même rendement relatif dans tous les espaces (mêmes coefficients  $\beta_t$ ), ce qui permet de lire directement le coefficient  $\alpha_t$  (respectivement,  $\alpha_{pt}$ ) comme l'écart de revenu entre espace rural et pôles urbains (respectivement, entre espace périurbain et pôles urbains) net des différences de composition de population captées par les  $X_{it}$ . Plus précisément, comme les revenus sont exprimés en logarithme, il s'agit approximativement de l'écart entre les moyennes géométriques des revenus au sein des espaces rural et urbain (voir Oaxaca, 1973).

L'écart de revenu moyen entre deux espaces, par exemple entre l'espace rural et les pôles urbains, peut s'écrire :

$$\bar{y}_{rt} - \bar{y}_{ut} = (\bar{X}_{rt} - \bar{X}_{ut})\hat{\beta}_t + \hat{\alpha}_{rt},$$

les termes d'erreur ayant des moyennes  $\bar{u}_{rt}$  et  $\bar{u}_{ut}$  nulles par construction. On note  $\bar{Z}_{rt}$  la moyenne de la variable  $Z$  dans l'espace rural, et  $\bar{Z}_{ut}$  sa moyenne dans l'espace urbain.

$(\bar{X}_{rt} - \bar{X}_{ut})\hat{\beta}_t$  s'interprète comme la part expliquée de l'écart de revenu moyen, et  $\hat{\alpha}_{rt}$  comme un écart net, inexpliqué. Chaque sous-vecteur de  $(\bar{X}_{rt} - \bar{X}_{ut})$  représente une dimension différente (la distribution relative des catégories socioprofessionnelles, des âges, des types et des tailles de ménages) et peut se voir attribuer une part dans la décomposition totale.

En prenant la différence de l'équation précédente sur deux périodes, on peut décomposer l'évolution de l'écart de revenu moyen et une évolution expliquée et une évolution non expliquée :

$$\Delta[\bar{y}_r - \bar{y}_u] = \Delta[(\bar{X}_r - \bar{X}_u)\hat{\beta}] + \Delta\hat{\alpha}_r,$$

La part expliquée du changement  $\Delta[(\bar{X}_r - \bar{X}_u)\hat{\beta}] = [(\bar{X}_{rt} - \bar{X}_{ut})\hat{\beta}_t] - [(\bar{X}_{rt-1} - \bar{X}_{ut-1})\hat{\beta}_{t-1}]$  comporte en réalité deux types de changements : des changements de  $(\bar{X}_r - \bar{X}_u)$  – changements de composition relative des populations et des changements de  $\hat{\beta}$  – changements des « rendements » des caractéristiques des populations. Comme ces changements interagissent, il n'est pas possible de décomposer le changement total de façon additive sans que cette décomposition



## Encadré 2 (suite)

ne dépende de l'ordre dans lequel on procède – un problème connu sous le nom de « dépendance de sentier » (voir par exemple Bourguignon *et al.*, 2001). Plutôt qu'une décomposition additive, on propose ici de contraster deux expériences contrefactuelles :

- le changement impliqué par un changement de composition des populations seulement. Cela permet de définir une première évolution contrefactuelle :

$$\Delta_1 \equiv \left[ (\overline{X_{rt}} - \overline{X_{ut}}) - (\overline{X_{rt-1}} - \overline{X_{ut-1}}) \right] \hat{\beta}_{t-1}.$$

- Le changement impliqué par un changement des rendements seulement, ce qui définit une seconde évolution contrefactuelle :

$$\Delta_2 \equiv (\overline{X_{rt-1}} - \overline{X_{ut-1}}) (\hat{\beta}_t - \hat{\beta}_{t-1}).$$

Ces contrefactuels peuvent être eux-mêmes décomposés selon la contribution des différentes dimensions explicatives.

Dans le calcul de la précision statistique des décompositions, il faut tenir compte de l'erreur d'échantillonnage sur les caractéristiques observées  $X$ . Autrement dit, on ne peut pas utiliser les formules habituelles à régresseurs fixes pour calculer la variance  $V[(\overline{X_{rt}} - \overline{X_{ut}})\hat{\beta}_t]$ . Néanmoins,  $(\overline{X_{rt}} - \overline{X_{ut}})$  et  $\hat{\beta}_t$  n'étant pas corrélés, on peut montrer que :

$$V[(\overline{X_{rt}} - \overline{X_{ut}})\hat{\beta}_t] = \hat{\beta}_t' V(\overline{X_{rt}} - \overline{X_{ut}}) \hat{\beta}_t + (\overline{X_{rt}} - \overline{X_{ut}})' V(\hat{\beta}_t) (\overline{X_{rt}} - \overline{X_{ut}}) + \text{tr} [V(\overline{X_{rt}} - \overline{X_{ut}}) V(\hat{\beta}_t)].$$

C'est cette expression qui est utilisée dans le calcul des écarts-types.

### Décomposition des inégalités au sein des espaces

La littérature empirique sur l'évolution des inégalités propose deux types de décomposition. La première consiste à utiliser des indices additivement décomposables (comme celui de Theil) et à en analyser les évolutions (Jenkins, 1995). La seconde consiste à simuler un modèle statistique des revenus, comme précédemment et à créer ainsi différentes distributions contrefactuelles de revenus. Ces distributions peuvent alors être analysées à travers différents indicateurs d'inégalité (voir par exemple Bourguignon *et al.*, 2001 ; Bourguignon et Martinez, 2000). Aucune approche ne domine l'autre. La méthode par décomposition d'indices ne permet pas de distinguer effets de rendements et effets de population et elle restreint les indicateurs d'égalité utilisables à une classe restreinte, celle des indices d'entropie généralisés, comme l'indice de Theil. Or ces indicateurs possèdent des propriétés spécifiques, en particulier une forte sensibilité aux bas revenus pour l'indice de Theil, et il n'y a pas de raisons théoriques à se limiter ainsi (pour une revue des indicateurs d'inégalité et de la question de leur décomposition, voir Cowell, 2000). De son côté, l'approche par micro-simulation est conditionnée par la validité du modèle statistique des revenus utilisé et est sensible à l'ordre selon lequel les contrefactuels sont

construits (problème de « dépendance de sentier »). On choisit donc d'utiliser les deux approches et de les confronter.

### Décomposition de l'indice de Theil

Étant donnée une partition d'une population en  $K$  groupes, l'indice de Theil se décompose comme :

$$T = \sum_{k=1}^K \omega_k T_k + T(\overline{Y_k}),$$

où  $\omega_k$  est le poids du groupe  $k$  dans le revenu total,  $T_k$  est l'indice de Theil des revenus des ménages au sein du groupe  $k$ , et  $T(\overline{Y_k})$  est l'indice de Theil des revenus moyens des groupes,  $\overline{Y_k} \cdot T_B \equiv T(\overline{Y_k})$  s'interprète donc comme une mesure des inégalités entre groupes, et

$$T_W \equiv \sum_{k=1}^K \omega_k T_k \text{ comme une mesure des inégalités au}$$

sein des groupes. On peut calculer  $T_B$  pour différentes partitions de la population et l'interpréter comme la partie de l'indice que la dimension correspondante permet d'expliquer. Comme dans le cas d'une analyse de la variance, les parties expliquées par les différentes dimensions ne s'additionnent pas, dans la mesure où ces dimensions ne sont pas indépendantes. La partie de l'indice expliquée par la combinaison des différentes dimensions est plutôt obtenue en définissant les groupes  $k$  par le croisement de toutes les dimensions (un groupe est alors obtenu par une catégorie socioprofessionnelle, une tranche d'âge, un type de ménage et un groupe de taille de ménage).

### Micro-simulations

Soit le modèle de revenu dans un espace donné

$$y_{it} = X_{it} \beta_t + u_{it}$$

Différentes distributions contrefactuelles peuvent être créées à partir de l'estimation de ce modèle en  $t-1$  et  $t$  :

$$y_{i1} = X_{it-1} \hat{\beta}_t + \hat{u}_{it-1} \text{ (changement de rendements seulement),}$$

$$y_{i2} = X_{it} \hat{\beta}_{t-1} + \hat{u}_{it-1} \text{ (changement de population seulement),}$$

$$y_{i3} = X_{it-1} \hat{\beta}_{t-1} + \hat{u}_{it} \text{ (changement d'inégalités résiduelles seulement).}$$

À partir de ces différentes distributions contrefactuelles, on peut calculer différents indicateurs d'inégalité.

Comme les enquêtes *Logement* sont des coupes répétées, elles ne suivent pas, comme un panel, les mêmes individus. On ne peut donc estimer individuellement  $\hat{u}_{it}$  (en 2002) pour des individus qui ne sont observés qu'en 1984. En revanche, on peut estimer de façon paramétrique la loi de  $u_{it}$ , en supposant que cette loi est normale, d'espérance nulle, et de variance estimée à partir des résidus de l'équation de revenu de 2002. Les  $\hat{u}_{it}$  sont obtenus par tirage dans cette distribution.



les cinq années d'enquêtes utilisées. La façon dont les indicatrices de « type de ménage » sont construites appelle néanmoins un commentaire : ces indicatrices autorisent des interactions entre la composition du ménage et le statut d'occupation de ses membres. Mieux que la focalisation sur le chef du ménage ou que le seul décompte du nombre d'actifs occupés, ces indicatrices permettent

de capter d'éventuels phénomènes de polarisation des emplois (concentration de l'emploi dans des ménages avec deux actifs occupés s'opposant à des ménages sans aucun actif occupé).

Les décompositions à la Blinder et Oaxaca ne sont rien d'autre qu'une méthode permettant de comparer deux populations en combinant une

#### Encadré 2 (fin)

Dans ces décompositions, l'erreur d'échantillonnage intervient de façon complexe – dans la mesure des distributions de caractéristiques, dans l'estimation des rendements, dans le tirage de résidus. Les écarts-types sont par conséquent estimés par *bootstrap* (cent répliquations s'avèrent suffisantes).

Une difficulté additionnelle tient au fait que la décomposition entre effets de rendements, effets de population et effets d'inégalités résiduelles dépend de la population de référence sur laquelle on fait la simulation (problème de dépendance de sentier). Plutôt que de faire les simulations sur la population initiale, on peut en effet mener plusieurs décompositions additives qui conduisent de

la population initiale à la population finale. Par exemple, on modifie les rendements, puis, sur la nouvelle distribution obtenue, la population, puis, sur la nouvelle distribution, les inégalités résiduelles, de façon à obtenir la distribution finale. Mais on aurait pu modifier d'abord la population, puis les inégalités résiduelles, puis les rendements, etc. L'effet de chaque modification dépend du stade auquel elle est faite. Comme il n'y a pas de raison de préférer un sentier de décomposition à un autre, il est utile de comparer les effets du changement dans une dimension selon qu'on prend une population déjà affectée ou non par un changement dans les deux autres dimensions, soit quatre possibilités (cf. l'analyse de robustesse dans le tableau A en annexe 2).

Tableau 3  
Évolution des structures de population dans les trois types d'espace (1984-2002)

En %

	Pôles urbains			Espace périurbain			Espace rural		
	1984	2002	Variation	1984	2002	Variation	1984	2002	Variation
<b>Catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage (ancienne CS si retraité) (en %)</b>									
Agriculteurs exploitants	2	1	-1	15	9	-6	22	16	-5
Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	9	6	-3	9	8	-1	11	10	-1
Cadres et professions intellectuelles supérieures	11	15	4	6	12	6	5	7	2
Professions intermédiaires	19	20	1	14	20	5	11	15	4
Employés	18	20	2	10	15	4	11	15	4
Ouvriers	33	26	-7	39	32	-8	36	31	-5
Sans profession	8	11	3	5	5	-1	5	6	1
<b>Âge moyen du chef de ménage (en années)</b>	48,8	50,0	1,2	50,6	52,2	1,6	53,4	55,1	1,8
<b>Type de ménage (en %)</b>									
<b>Homme isolé</b>									
Actif occupé	5	7	3	3	5	2	4	5	1
Retraité	3	3	0	3	3	0	5	5	0
Chômeur / autre inactif	1	1	1	0	1	0	0	1	0
<b>Femme isolée</b>									
Active occupée	8	11	2	4	5	1	5	6	1
Retraîtée	8	9	1	6	7	1	9	10	2
Chômeuse / autre inactives	7	10	3	4	4	0	4	5	1
<b>Couple</b>									
0 actif occupé, pers. de réf. retraitée	14	15	1	17	19	2	20	22	3
0 actif occupé, pers. de réf. chômeur ou inactif	3	4	1	2	2	-1	2	3	1
1 actif occupé, conjoint retraité	2	2	0	2	4	2	3	3	1
1 actif occupé, conjoint chômeur ou inactif	5	5	1	4	5	2	3	5	1
1 actif occupé, conjoint femme au foyer	18	7	-11	20	9	-11	17	7	-10
2 actifs occupés	26	23	-3	31	35	4	27	27	0
1 actif occupé, conjoint non renseigné	1	1	0	2	1	-1	2	1	-1
<b>Taille moyenne du ménage (effectif)</b>	2,6	2,3	-0,4	2,9	2,6	-0,3	2,7	2,4	-0,3

Lecture : moyennes des variables considérées.  
Champ : France métropolitaine.  
Sources : enquêtes Logement, 1984 et 2002.

information statistique sur deux dimensions : les caractéristiques moyennes de ces populations et les rendements de ces caractéristiques. Avant de combiner ces deux dimensions et d'analyser les effets de leurs évolutions, il est utile de les examiner séparément.

### **Une convergence des structures de population par catégories socioprofessionnelles, mais une divergence par statuts d'occupation**

En 1984, l'espace rural et, dans une moindre mesure, l'espace périurbain se distinguent des pôles urbains par la surreprésentation des agriculteurs exploitants et des ouvriers (cf. tableau 3). Les employés, professions et cadres intermédiaires sont *a contrario* sous-représentés. Entre 1984 et 2002, les situations ont tendance à converger : la part des agriculteurs diminue fortement (de 5 points de pourcentage en milieu rural et de 6 points dans les communes périurbaines). En revanche, en milieu rural et périurbain, la part des professions intermédiaires s'accroît plus rapidement que dans les pôles urbains, de même que la part des cadres mais en milieu périurbain uniquement.

Les écarts portant sur l'âge moyen du chef de ménage s'accroissent : la différence d'âge moyen entre espace rural et pôles urbains passe de + 4,6 ans à + 5,1 ans. La situation des communes périurbaines est intermédiaire.

Les évolutions concernant la structure des ménages et les statuts d'occupation sont importantes. En 1984, la population se caractérise par :

- la part des femmes isolées, plus nombreuses dans les pôles urbains (25 % des ménages, contre 18 % dans l'espace rural et 14 % dans l'espace périurbain),
- les retraités, particulièrement nombreux dans l'espace rural (toutes structures de ménages confondues),
- les chômeurs ou inactifs surreprésentés dans les pôles urbains.

Entre 1984 et 2002, le contraste en termes de chômage ou d'inactivité s'accroît : en particulier, la part des femmes isolées au chômage ou en inactivité, déjà élevée en 1984 dans les pôles urbains, croît de 3 points pour s'établir à 10 % en 2002, nettement au-dessus des niveaux atteints dans les espaces rural et périurbain (5 %

et 4 %, respectivement). La part des ménages avec deux actifs occupés augmente fortement en milieu périurbain pour atteindre 35 % en 2002 ; leur part n'est que de 23 % dans les pôles urbains, soit une différence de 12 points de pourcentage.

Les ménages ont en moyenne une taille légèrement plus grande en milieu périurbain et l'écart évolue peu sur la période : la diminution de la taille des ménages est générale, quel que soit le type d'espace.

D'importants changements de structure ont donc lieu au cours de la période. Certains d'entre eux qui évoluent en sens contraires traduisent vraisemblablement des phénomènes de migration, en particulier le mouvement de périurbanisation avec l'arrivée dans l'espace périurbain de ménages qualifiés et souvent bi-actifs en provenance des pôles. Mais certains changements peuvent également provenir des dynamiques spécifiques aux différents types d'espace, en particulier en termes d'évolution de l'emploi.

### **La situation relative des retraités s'améliore**

Des équations de revenus ont été estimées tous types d'espace confondus, mais en autorisant le revenu moyen à différer, à caractéristiques identiques, selon le type d'espace (cf. tableau 4 et encadré 2 pour l'introduction d'un effet spécifique au type d'espace). L'approche de Blinder et Oaxaca consiste ordinairement à estimer des équations séparées pour chacun des groupes (ici, pour chacun des types d'espace), ce qui revient à autoriser les rendements relatifs des caractéristiques observées à différer d'un groupe à l'autre. Il s'agit ici d'une équation plus restrictive, puisque les écarts de revenus entre catégories socioprofessionnelles, entre types de ménages, etc., sont contraints dans l'estimation à prendre la même valeur pour les différents espaces. La spécification de Blinder et Oaxaca a été testée également (cf. encadré 2). La présentation finalement retenue a l'avantage d'être plus parcimonieuse et de faciliter ainsi la discussion des effets, sans donner de résultats sensiblement différents.

Les effets apparents des caractéristiques observées sur les revenus disponibles avant impôts des ménages, en 1984, sont largement conformes aux attentes. Les revenus sont plus élevés lorsque le chef de ménage est cadre ou issu des professions intermédiaires ; les agriculteurs

Tableau 4  
Équations de revenus (1984 et 2002)

Constante	1984	2002
	10,559 [0,044]***	9,068 [0,035]***
<b>Catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage (ancienne CS si retraité)</b>		
<i>Artisans, commerçants et chefs d'entreprise</i>		
	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
	-	-
Agriculteurs exploitants	- 0,384 [0,027]***	- 0,349 [0,021]***
Cadres et professions intellectuelles supérieures	0,674 [0,022]***	0,549 [0,017]***
Professions intermédiaires	0,358 [0,019]***	0,202 [0,015]***
Employés	0,113 [0,019]***	- 0,041 [0,016]**
Ouvriers	0,01 [0,018]	- 0,123 [0,015]***
Sans profession	0,032 [0,042]	- 0,068 [0,026]**
<b>Âge du chef de ménage</b>		
Âge	0,021 [0,002]***	0,027 [0,001]***
Âge <sup>2</sup> (coef, x100)	- 0,017 [0,002]***	- 0,02 [0,001]***
<b>Type de ménage</b>		
<b>Homme isolé</b>		
<i>Actif occupé</i>		
	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
	-	-
Retraité	- 0,345 [0,035]***	- 0,26 [0,024]***
Chômeur / autre inactif	- 0,866 [0,109]***	- 0,685 [0,040]***
<b>Femme isolée</b>		
Active occupée	- 0,134 [0,023]***	- 0,165 [0,017]***
Retraîtée	- 0,491 [0,030]***	- 0,357 [0,021]***
Chômeuse / autre inactives	- 0,676 [0,045]***	- 0,694 [0,025]***
<b>Couple</b>		
0 actif occupé, pers, de réf, retraitée	- 0,225 [0,027]***	- 0,121 [0,019]***
0 actif occupé, pers, de réf, chômeur ou inactif	- 0,686 [0,042]***	- 0,408 [0,028]***
1 actif occupé, conjoint retraité	0,015 [0,037]	0,143 [0,023]***
1 actif occupé, conjoint chômeur ou inactif	- 0,119 [0,027]***	0,039 [0,021]*
1 actif occupé, conjoint femme au foyer	- 0,098 [0,025]***	0,029 [0,020]
2 actifs occupés	0,252 [0,023]***	0,337 [0,017]***
1 actif occupé, conjoint non renseigné	- 0,017 [0,039]	0,133 [0,033]***
<b>Taille du ménage</b>		
Nombre de membres <sup>2</sup>	- 0,12 [0,010]***	- 0,162 [0,012]***
(Nombre de membres) <sup>2</sup>	0,005 [0,001]***	0,007 [0,002]***
<b>Indicatrices de type d'espace (référence : pôles urbains)</b>		
Espace rural	- 0,08 [0,010]***	- 0,04 [0,008]***
Espace périurbain	- 0,023 [0,011]**	0,007 [0,007]
<b>Nombre d'observations</b>		
R <sup>2</sup>	20844 0,38	26691 0,42

Lecture : régression par moindres carrés ordinaires du log du revenu par unité de consommation. Écarts-types robustes entre crochets ; \*\*\* significatif à 1 %, \*\* à 5 % ; \* à 10 %. En 1984, les ménages dont le chef est ou était agriculteur exploitant avaient des revenus significativement plus faibles que les artisans ou chefs d'entreprise (approximativement, 38 % de moins ; l'écart est significatif au seuil de 1 %). Champ : France métropolitaine. Sources : enquêtes Logement, 1984 et 2002.

exploitants disposent des revenus moyens les plus faibles. L'effet de l'âge du chef de ménage est d'abord croissant puis décroissant approximativement à partir de l'âge de la retraite.

Les variations de ces effets sont plus intéressantes. La position des ménages comportant des retraités s'améliore nettement. Par exemple, en 1984, la situation des ménages avec un actif occupé et un retraité était, toutes choses égales par ailleurs, statistiquement non différente de celle d'un ménage avec un actif occupé isolé ; en 2002, les revenus moyens des premiers sont d'environ 14 % plus élevés que ceux des seconds. Les écarts selon la catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage évoluent également de façon significative : l'éventail complet des revenus - entre ceux des agriculteurs exploitants et ceux des cadres - se réduit ; en revanche, l'écart des revenus se creuse entre les cadres, d'une part, et les employés et ouvriers, d'autre part.

Il s'agit à présent d'étudier comment ces évolutions de structure de population et de rendements se combinent pour rendre compte statistiquement du rattrapage des revenus entre espaces périurbain et rural.

## Le rattrapage partiel de l'espace à dominante rurale

Une décomposition de l'écart de revenu moyen (après transferts et avant impôt, par unité de consommation) entre espace à dominante rurale et pôles urbains a été effectuée à partir de l'enquête *Logement* de 1984, 1988, 1992, 1996 et 2002 (cf. tableau 5).

L'écart total à décomposer se réduit entre 1984 et 2002. Par souci de cohérence avec l'équation modélisant le *logarithme* des revenus, on calcule ici la moyenne *géométrique* des revenus dans chaque espace. En 1984, cette moyenne est inférieure de 21,2 % dans l'espace rural par rapport aux pôles urbains ; en 2002, cet écart n'est plus que de 8 %.

En 1984, plus de la moitié (62,2 %) de l'écart entre espace rural et pôles urbains s'explique par leur différence de composition. La catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage explique l'essentiel de cet écart (- 15,7 %). Les autres caractéristiques des ménages (âge du chef de ménage, type et taille du ménage) ne sont pas à l'origine de différences de revenu importantes. C'est donc essentiellement la structure spéci-

Tableau 5  
Décomposition de l'écart de niveau de vie (avant impôts) des ménages entre communes de l'espace rural et pôles urbains, hors aire de Paris, et évolution entre 1984 et 2002

	Écart (en %)					Réduction de l'écart entre 1984 et 2002		
	1984	1988	1992	1996	2002		En points de %	En % de la réduction totale
<b>Écart total</b>	<b>- 21,2</b>	<b>- 22,3</b>	<b>- 19,0</b>	<b>- 12,0</b>	<b>- 8,0</b>	<b>Réduction de l'écart</b>	<b>13,2</b>	<b>100</b>
	<i>1,1</i>	<i>1,0</i>	<i>0,8</i>	<i>0,9</i>	<i>0,9</i>		<i>1,4</i>	
Écart expliqué par :						Réduction expliquée par :		
- La catégorie socioprofessionnelle	- 15,7	- 14,3	- 14,0	- 12,5	- 11,1	- La catégorie socioprofessionnelle	4,6	35
	<i>0,6</i>	<i>0,6</i>	<i>0,5</i>	<i>0,5</i>	<i>0,5</i>		<i>0,8</i>	
- L'âge du chef de ménage	1,7	1,9	2,9	3,5	3,6	- L'âge du chef de ménage	1,9	14
	<i>0,2</i>	<i>0,2</i>	<i>0,2</i>	<i>0,2</i>	<i>0,2</i>		<i>0,3</i>	
- Le type de ménage	1,5	1,3	1,6	4,1	4,9	- Le type de ménage	3,4	26
	<i>0,5</i>	<i>0,5</i>	<i>0,4</i>	<i>0,5</i>	<i>0,5</i>		<i>0,7</i>	
- La taille du ménage	- 0,7	- 1,0	- 0,6	- 1,1	- 1,4	- La taille du ménage	- 0,7	- 6
	<i>0,2</i>	<i>0,2</i>	<i>0,2</i>	<i>0,2</i>	<i>0,3</i>		<i>0,3</i>	
<b>Écart expliqué</b>	<b>- 13,2</b>	<b>- 12,0</b>	<b>- 10,1</b>	<b>- 6,0</b>	<b>- 4,0</b>	<b>Réduction expliquée</b>	<b>9,2</b>	<b>70</b>
	<i>0,8</i>	<i>0,7</i>	<i>0,6</i>	<i>0,7</i>	<i>0,6</i>		<i>1,0</i>	
<b>Écart inexpliqué</b>	<b>- 8,0</b>	<b>- 10,3</b>	<b>- 8,9</b>	<b>- 5,9</b>	<b>- 4,0</b>	<b>Réduction inexpliquée</b>	<b>4,0</b>	<b>30</b>
	<i>1,0</i>	<i>0,9</i>	<i>0,8</i>	<i>0,8</i>	<i>0,8</i>		<i>1,3</i>	
Part de l'écart expliqué (en %)	62,2	54,0	53,2	50,4	50,1			

Lecture : en 1984, le niveau de vie moyen des ménages (ici calculé comme le revenu disponible avant impôts par unité de consommation) est inférieur de 21,2 % dans les communes de l'espace rural (par rapport aux pôles urbains). Les différences de catégories socioprofessionnelles expliquent un écart 15,7 %. Au total, les caractéristiques observées des ménages expliquent un écart de 13,2 %, soit 62,2 % de l'écart. Entre 1984 et 2002, l'écart diminue de 10 points de pourcentage. Les caractéristiques observées expliquent 9,2 points de réduction, soit 70 % de la réduction totale. 4 points de pourcentage de réduction restent inexpliqués (cf. encadré 2). Les écarts-types sont en italique.

Champ : France métropolitaine.

Sources : enquêtes Logement, 1984-2002.

que des emplois en milieu rural (plus forte proportion d'agriculteurs ou d'anciens agriculteurs, plus faible proportion de cadres et de professions intermédiaires) qui explique que les revenus sont moindres dans l'espace rural, en 1984.

Entre 1984 et 2002, cette décomposition évolue légèrement. La part de l'écart expliquée reste stable, autour de 50-60 %. Au sein de cette part expliquée, les différences de catégories socioprofessionnelles continuent de jouer le rôle principal. Mais en fin de période d'autres caractéristiques jouent un rôle quantitativement et statistiquement significatif : l'âge du chef de ménage et le type de ménage ont gagné en importance et ce en faveur de l'espace rural (impacts respectifs de + 3,6 % et + 4,9 %). En revanche, la plus grande taille des ménages dans l'espace rural joue négativement.

Dans une perspective dynamique, les résultats prennent un relief différent : 70 % du rattrapage de l'espace rural (9,2 sur 13,2 points de pourcentage) s'explique par des changements structurels (cf. partie droite du tableau 5). L'évolution de la composition en termes de catégories socioprofessionnelles explique un rattrapage de 4,6 points de pourcentage. Mais le type de ménage contribue également fortement (pour 3,4 points de pourcentage).

Les évolutions expliquées par les différences de population mêlent en réalité deux effets conço-

mitants (cf. encadré 2) : l'évolution des structures relatives de population (*effet de population*) et celle des revenus impliqués par une structure de population donnée (*effet de rendement*). Cependant, il n'existe pas de décomposition additive qui permette de les distinguer sans se heurter au problème de dépendance de sentir puisque la part estimée de chaque effet dépend de l'ordre de la décomposition (3). Deux « expériences contrefactuelles » sont néanmoins envisageables : que se serait-il passé si les rendements des caractéristiques de la population étaient restés constants et si seule sa structure avaient évolué ? Et, symétriquement, que se serait-il passé si la structure de la population était restée stable mais si les rendements avaient évolué ? Ces deux scénarios montrent que les changements de rendements peuvent expliquer à eux seuls la moitié du rattrapage (+ 5,8 points de pourcentage sur + 13,2) (cf. tableau 6). Les changements de structure de population, seuls, n'impliquent qu'une hausse de + 3,6 points du revenu relatif.

Le rattrapage de l'espace rural s'explique donc d'abord par la croissance des revenus des groupes surreprésentés dans l'espace rural (en particulier, les agriculteurs exploitants). Il s'explique seulement ensuite par une baisse de la surreprésentation de catégories socioprofessionnelles aux revenus plus faibles et par une moindre dégradation des statuts d'emploi.

3. Voir encadré 2 et, par exemple, Bourguignon, et al. (2001).

Tableau 6  
**Simulation des effets des changements de population et des changements de rendements sur l'écart de revenu entre espace rural et pôles urbains**

	En points de %		
	Observé (changements de rendements et de population)	Contrefactuel 1 (changements de population seulement)	Contrefactuel 2 (changement de rendements seulement)
<b>Réduction totale de l'écart entre 1984 et 2002</b>	<b>13,2</b>	<b>3,6</b>	<b>5,8</b>
	1,4	0,9	0,6
Impact de changement de population / de rendements :			
- Par catégories socioprofessionnelles	4,6	1,5	3,8
- Par âge	0,8	0,6	0,6
- Par type de ménage	1,9	0,2	1,5
- Par taille de ménage	0,3	0,2	0,3
- Par type de ménage	3,4	2,3	0,7
- Par taille de ménage	0,7	0,7	0,3
- Par taille de ménage	- 0,7	- 0,4	- 0,2
	0,3	0,3	0,1
<b>Impact total des changements observables</b>	<b>9,2</b>	<b>3,6</b>	<b>5,8</b>
	<b>1,0</b>	<b>0,9</b>	<b>0,6</b>
<b>Impact total de changements inobservables</b>	<b>4,0</b>	-	-
	<b>1,3</b>	-	-

Lecture : l'évolution des distributions relatives des différentes catégories socioprofessionnelles entre espace rural et pôles urbains implique une hausse relative du revenu de 1,5 % dans l'espace rural (cf. encadré 2).

Champ : France métropolitaine.

Sources : enquêtes Logement, 1984-2002.

## Le rattrapage des communes périurbaines

Entre 1984 et 2002, les communes périurbaines rattrapent puis dépassent le revenu moyen par unité de consommation des pôles urbains (cf. tableau 7). La contribution des différences de structure de la population à l'écart entre communes périurbaines et pôles urbains varie considérablement entre 1984 et 2002. En 1984, l'écart est largement expliqué par des différences de catégories socioprofessionnelles (celles-ci expliquent un écart de - 11,1 % sur un total de - 10,2 %) ; les autres caractéristiques de la population différencient peu les espaces. En 2002, en revanche, les différences de catégories socioprofessionnelles ne sont qu'un facteur parmi d'autres : les différences de type de ménage (structure du ménage et emploi) jouent davantage (+ 11,1 %) tandis que la taille plus grande des ménages périurbains a un impact négatif (- 4,6 %).

En dynamique, les changements de structure de la population expliquent l'essentiel de l'amélioration relative de la position des communes périurbaines (12,6 points sur 15,6 points). Trois facteurs interviennent principalement : les différences de catégories socioprofessionnelles, l'âge du chef de ménage et le type de ménage. Les évolutions de ce dernier facteur ont un effet de + 6,5 points, c'est-à-dire environ

le double de ce que l'on observe en milieu rural (+ 3,4 points). Cela tient aux évolutions très différentes de la structure par types de ménage (par exemple, le fait que la part des ménages avec deux actifs occupés augmente de 4 points dans les communes périurbaines, alors qu'elle diminue de 3 points dans les pôles urbains). Ces changements de composition en sens opposés s'expliquent au moins partiellement par le mouvement de périurbanisation : des ménages plus qualifiés, plus souvent pourvus d'un emploi, viennent s'installer dans les couronnes périurbaines à la recherche de logements plus spacieux ou moins chers. Ce mouvement, ou du moins l'évolution de la composition en termes de catégories socioprofessionnelles et de types de ménages qui semble en résulter, suffit statistiquement à rendre compte du rattrapage des communes périurbaines.

Si l'on cherche à distinguer l'effet des changements de population de l'effet des changements de rendements (cf. tableau 8) ce sont cette fois les changements de composition de la population dans les espaces périurbain et urbain qui expliquent l'essentiel de leur convergence de revenus (10,2 points de pourcentage sur 15,6). Les effets en termes de types de ménage dominent légèrement ceux en termes de catégories socioprofessionnelles (5,4 points comparés à 4,9 points). Cela renforce l'hypothèse selon

Tableau 7  
Décomposition de l'écart de niveau de vie (avant impôts) des ménages entre communes de l'espace périurbain et pôles urbains, hors aire de Paris, et évolution entre 1984 et 2002

	Écart (en %)					Réduction de l'écart entre 1984 et 2002		
	1984	1988	1992	1996	2002		En points de %	En % de la réduction totale
<b>Écart total</b>	<b>- 10,2</b>	<b>- 8,6</b>	<b>- 3,3</b>	<b>2,5</b>	<b>5,3</b>	<b>Réduction de l'écart</b>	<b>15,6</b>	<b>100</b>
	1,1	1,0	0,9	1,0	0,9		1,5	
Écart expliqué par :						Réduction de l'écart expliquée par :		
- La catégorie socioprofessionnelle	- 11,1	- 9,9	- 6,8	- 7,2	- 4,7	- La catégorie socioprofessionnelle	6,4	41
	0,6	0,5	0,4	0,4	0,4		0,7	
- L'âge du chef de ménage	1,2	1,4	1,7	2,1	2,8	- L'âge du chef de ménage	1,7	11
	0,1	0,1	0,2	0,2	0,2		0,2	
- Le type de ménage	4,6	4,4	6,7	10,1	11,1	- Le type de ménage	6,5	42
	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5		0,7	
- La taille du ménage	- 2,6	- 2,9	- 3,8	- 3,4	- 4,6	- La taille du ménage	- 2,0	- 13
	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3		0,4	
<b>Écart expliqué</b>	<b>- 7,9</b>	<b>- 7,0</b>	<b>- 2,2</b>	<b>1,6</b>	<b>4,6</b>	<b>Réduction expliquée</b>	<b>12,6</b>	<b>81</b>
	0,7	0,7	0,6	0,7	0,6		1,0	
<b>Écart inexpliqué</b>	<b>- 2,3</b>	<b>- 1,6</b>	<b>- 1,2</b>	<b>0,9</b>	<b>0,7</b>	<b>Réduction inexpliquée</b>	<b>3,0</b>	<b>19</b>
	1,1	0,9	0,8	0,7	0,7		1,3	
Écart expliqué (en %)	77,5	81,9	65,3	64,1	86,9			

Lecture : cf. tableau 5 et encadré 2.  
Champ : France métropolitaine.  
Sources : enquêtes Logement, 1984-2002.

laquelle le facteur essentiel est la répartition des statuts d'emploi, de plus en plus favorable dans l'espace périurbain (en particulier, la concentration croissante de ménages avec deux actifs occupés).

Les facteurs qui expliquent statistiquement le rattrapage en termes de revenu de l'espace périurbain diffèrent donc en partie de ceux qui expliquent le rattrapage de l'espace rural par rapport à l'espace urbain. Dans l'espace rural, il s'agit d'abord d'un rattrapage des revenus des groupes surreprésentés, les changements dans la part de ces groupes n'intervenant qu'en second lieu. Dans l'espace périurbain, il s'agit de la présence croissante des groupes aux revenus les plus élevés (ménages qualifiés et en emploi).

## Décomposition des dynamiques d'inégalités au sein des différents espaces

Selon les enquêtes *Logement*, entre 1984 et 2002, les inégalités de revenu disponible (avant impôts) ont globalement augmenté. Cette tendance absolue n'est pas confirmée par les enquêtes *Revenus fiscaux* mais une tendance relative apparaît quelle que soit la source utilisée : les inégalités tendent à croître davantage dans les pôles urbains que dans les communes périurbaines et dans l'espace à dominante rurale. En utilisant la décomposition de l'indice

de Theil (cf. encadré 2), il est possible d'explorer les causes de ces évolutions contrastées, en distinguant les effets de prix ou de rendement (changements dans les revenus de ménages à caractéristiques données), de population (changement dans la distribution des caractéristiques des ménages) et d'inégalités résiduelles (inégalités à caractéristiques observables données).

Une limite potentielle doit ici être soulignée : les évolutions sont assez heurtées (cf. tableau 2) : même lorsque des tendances semblent se dégager, comme dans les pôles urbains, les hausses des indicateurs entre deux enquêtes sont systématiquement suivies de baisses entre les deux enquêtes suivantes. Par conséquent, le bilan qu'on peut tirer dépend fortement du choix de la date de fin d'analyse (2002 ou 1996 ?). Il convient donc d'être particulièrement prudent avant de conclure que les décompositions menées mettent en évidence des changements structurels.

### La structure des inégalités au sein des espaces : décompositions de l'indice de Theil

En 1984, les inégalités entre les groupes les plus fins (définis par la croisement de l'âge et de la catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage, du type de ménage et de sa taille) expliquent environ 50 % des inégalités mesurées par l'indice de Theil, que ce soit parmi les pôles urbains, les communes périurbaines ou

Tableau 8  
Simulation des effets des changements de population et des changements de rendements sur l'écart de revenu entre espace périurbain et pôles urbains

	Observé (changements de rendements et de population)	Contrefactuel 1 (changements de population seulement)	Contrefactuel 2 (changement de rendements seulement)
	En points de %		
<b>Réduction totale de l'écart entre 1984 et 2002</b>	<b>15,6</b>	<b>10,2</b>	<b>3,1</b>
Impact de changement de population / de rendements	1,5	0,9	0,5
- Par catégories socioprofessionnelles	6,4	4,9	2,5
- Par âge	0,7	0,6	0,4
- Par type de ménage	1,7	0,8	0,7
- Par taille de ménage	0,2	0,2	0,1
	6,5	5,4	0,9
	0,7	0,7	0,3
	- 2,0	- 0,8	- 0,9
	0,4	0,3	0,2
<b>Impact total des changements observables</b>	<b>12,6</b>	<b>10,2</b>	<b>3,1</b>
	<b>1,0</b>	<b>0,9</b>	<b>0,5</b>
<b>Impact total de changements inobservables</b>	<b>3,0</b>	-	-
	<b>1,3</b>	-	-

Lecture : cf. tableau 6 et encadré 2.  
Sources : enquêtes Logement, 1984-2002.

les communes de l'espace à dominante rurale (cf. tableau 9). La catégorie socioprofessionnelle est la dimension qui, prise isolément, explique le plus d'inégalités, en particulier dans les pôles urbains (4,7 points sur 16,2 – soit environ 25 %), suivie par le type de ménage (structure du ménage et statuts d'emploi : 3 points sur 16,2). Dans les espaces périurbain et rural, ces deux composantes sont aussi les principales dimensions explicatives, mais elles rendent moins bien compte des inégalités totales.

Entre 1984 et 2002, dans les espaces rural et périurbain, la décomposition de l'indice de Theil ne permet pas de déceler de tendance. Les évolutions sont très heurtées – qu'il s'agisse de l'indice total ou de la partie de l'indice due aux différences entre groupes. En revanche, dans les pôles ruraux les inégalités entre groupes croissent de façon systématique à partir de 1988 : 8,2 points en 1988 ; 9,2 points en 1992 ; 9,7 points en 1996 et 9,9 points en 2002. Cette croissance des inégalités entre groupes se retrouve quelle que soit la façon dont on les définit (par catégories socioprofessionnelles, âge, taille de ménage ou type de ménage). Il semble donc qu'il y ait là une évolution structurelle. Cette évolution peut traduire deux phéno-

mènes : soit la répartition des différents groupes devient plus contrastée (augmentation de la part de ceux situés aux extrêmes de la distribution des revenus), soit les écarts des revenus entre groupes s'accroissent. La décomposition du Theil ne permet pas de distinguer ces deux phénomènes. La répartition des groupes est peut-être plus contrastée en 2002 en raison de la montée du chômage, alors que les rendements ne connaissent pas de tendance claire à la convergence ou à la divergence (cf. tableau 3).

### Simulation des inégalités au sein des espaces : effets de population, de rendements et inégalités résiduelles

Pour confirmer les décompositions de l'indice de Theil et distinguer effets de population et effets de rendements, on peut procéder à la simulation de distributions contrefactuelles. Il s'agit d'analyser ce que seraient devenues les inégalités si seuls les rendements des caractéristiques de la population avaient évolué (1<sup>er</sup> contrefactuel), si seule la distribution de ces caractéristiques s'était modifiée (2<sup>e</sup> contrefactuel) et si seules les inégalités résiduelles avaient changé (3<sup>e</sup> contrefactuel) (cf. encadré 2). Les indices

Tableau 9  
Décomposition de l'indice de Theil : part des inégalités intergroupes au sein des différents espaces, en 1984 et 2002

	1984	1988	1992	1996	2002
<b>A. Pôles urbains</b>					
Theil	0,162	0,150	0,189	0,169	0,204
Part du Theil due aux écarts...					
... entre catégories socioprofessionnelles	0,047	0,048	0,057	0,062	0,063
... entre groupes d'âge	0,006	0,005	0,007	0,011	0,011
... entre types de ménages	0,030	0,029	0,031	0,038	0,037
... entre groupes de taille de ménage	0,005	0,005	0,006	0,008	0,007
... entre groupes croisant ces quatre dimensions	0,083	0,082	0,092	0,097	0,099
<b>B. Espace périurbain</b>					
Theil	0,174	0,151	0,185	0,131	0,157
Part du Theil due aux écarts...					
... entre catégories socioprofessionnelles	0,035	0,043	0,043	0,035	0,038
... entre groupes d'âge	0,013	0,013	0,011	0,009	0,006
... entre types de ménages	0,025	0,028	0,029	0,022	0,015
... entre groupes de taille de ménage	0,008	0,006	0,007	0,005	0,004
... entre groupes croisant ces quatre dimensions	0,091	0,085	0,099	0,074	0,071
<b>C. Espace rural</b>					
Theil	0,174	0,144	0,203	0,150	0,211
Part du Theil due aux écarts...					
... entre catégories socioprofessionnelles	0,039	0,041	0,044	0,038	0,033
... entre groupes d'âge	0,008	0,007	0,005	0,006	0,008
... entre types de ménages	0,020	0,016	0,018	0,020	0,016
... entre groupes de taille de ménage	0,005	0,002	0,004	0,004	0,005
... entre groupes croisant ces quatre dimensions	0,085	0,075	0,093	0,077	0,081

Lecture : l'indice de Theil vaut 0,16 dans les pôles urbains en 1984. Sur ces 16 points, 4,7 peuvent s'expliquer par les écarts entre catégories socioprofessionnelles.

Champ : France métropolitaine.

Sources : enquêtes Logement, 1984-2002.

de Gini et de Theil utilisés sous ces scénarios alternatifs permettent d'obtenir les évolutions contrefactuelles sur toute la période 1984-2002 (cf. tableau 10).

Les résultats les plus marqués et les plus robustes concernent l'influence de la composition de la population dans les pôles urbains. Quels que soient la période d'observation et le sentier de décomposition retenus, les effets de population contribuent à un accroissement des inégalités dans les pôles urbains, que celles-ci soient mesurées par l'indice de Theil ou par le coefficient de Gini. L'augmentation des inégalités résiduelles et (marginale) l'évolution des rendements contribuent également dans les pôles urbains à un accroissement des inégalités (cf. tableau 10). Mais ces deux effets ne sont pas robustes : ils dépendent de la période et du sentier de décomposition (cf. tableaux A et B en annexe 2). Le seul résultat à retenir est donc que la composition de la population (en termes de catégories socioprofessionnelles, d'âge, de taille et de type de ménage) a contribué à une hausse des inégalités au sein des pôles urbains. Les inégalités entre ces groupes contribuent à une hausse de 1,6 point de l'indice de Theil (passage de 8,3 à 9,9 points, cf. tableau 9) ; l'évolution de la composition de la population des pôles urbains suffit à expliquer une hausse du Theil de l'ordre de 2,7 points (cf. tableau 10).

Dans les espaces rural et périurbain, la composition de la population a été un facteur d'accentuation de la dispersion des revenus (cf. tableau 10). Ce résultat est confirmé si on arrête l'analyse en 1996 (cf. tableau B en annexe 2). Mais il n'est pas robuste dans les différents sentiers de décomposition (cf. tableau A en annexe 2). Comme la décomposition de l'indice de Theil (cf. tableau 9) n'indiquait pas non plus de tendance claire, il est difficile de conclure à un quelconque changement structurel dans les facteurs d'inégalité internes aux espaces rural et urbain. Il en va de même pour les effets de rendements et d'inégalités résiduelles, qui apparaissent significatifs ici ou là, mais ne sont en réalité pas robustes à la dépendance de sentier ou à la période d'observation.

\* \* \*

\*

Réduction des écarts de revenus entre types d'espace, mais dispersion croissante au sein de l'espace urbain : les résultats obtenus à partir des enquêtes *Logement* confirment et documentent plus précisément l'assertion selon laquelle les inégalités sont devenues de plus en plus un problème urbain, au cours des dernières décennies en France. L'écart entre espaces rural, espace périurbain et pôles urbains, encore important

Tableau 10  
Simulation de l'évolution des inégalités de revenu (avant impôts) des ménages par unité de consommation entre 1984 et 2002, selon différents contrefactuels

	Tous	Pôles urbains	Communes périurbaines	Espace rural
<b>A. Variation de l'indice de Gini</b>				
Changement total observé	<b>0,015***</b> <i>0,004</i>	<b>0,032***</b> <i>0,004</i>	<b>- 0,018**</b> <i>0,007</i>	<b>0,014*</b> <i>0,008</i>
Contrefactuel 1 : changement des rendements	<b>- 0,002</b> <i>0,002</i>	<b>0,004*</b> <i>0,002</i>	<b>- 0,010***</b> <i>0,003</i>	<b>- 0,006*</b> <i>0,003</i>
Contrefactuel 2 : changement de composition	<b>0,034***</b> <i>0,003</i>	<b>0,037***</b> <i>0,004</i>	<b>0,027***</b> <i>0,006</i>	<b>0,030***</b> <i>0,006</i>
Contrefactuel 3 : changement de l'inégalité résiduelle	<b>0,016***</b> <i>0,003</i>	<b>0,022***</b> <i>0,004</i>	<b>- 0,004</b> <i>0,008</i>	<b>0,015*</b> <i>0,008</i>
<b>B. Variation de l'indice de Theil</b>				
Changement total observé	<b>0,025***</b> <i>0,006</i>	<b>0,041***</b> <i>0,010</i>	<b>- 0,017</b> <i>0,011</i>	<b>0,037***</b> <i>0,014</i>
Contrefactuel 1 : changement des rendements	<b>0,001</b> <i>0,002</i>	<b>0,005*</b> <i>0,003</i>	<b>- 0,003</b> <i>0,004</i>	<b>- 0,003</b> <i>0,004</i>
Contrefactuel 2 : changement de composition	<b>0,026***</b> <i>0,005</i>	<b>0,027***</b> <i>0,008</i>	<b>0,018**</b> <i>0,009</i>	<b>0,019*</b> <i>0,011</i>
Contrefactuel 3 : changement de l'inégalité résiduelle	<b>0,006</b> <i>0,006</i>	<b>0,012</b> <i>0,008</i>	<b>- 0,016</b> <i>0,011</i>	<b>0,002</b> <i>0,013</i>

Lecture : si seule la composition de la population des ménages des pôles urbains avait évolué entre 1984 et 2002, l'indice de Gini y aurait augmenté de 0,037 (écart-type de 0,004). Écarts-types en italique estimés par bootstrap (100 répliquions). \*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* : significatif à 5 % ; \* : significatif à 10 %.

Champ : France métropolitaine.

Sources : enquêtes Logement, 1984-2002.

en 1984, s'est largement résorbé en 2002 ; mais les inégalités au sein des pôles urbains ont crû significativement.

Les décompositions menées permettent de déceler trois facteurs principaux derrière ces évolutions et de quantifier leur rôle. Les deux premiers sont des effets de population, agissant en sens opposés. D'un côté, la structure relative de la population dans l'espace périurbain et, dans une moindre mesure dans l'espace rural, a évolué en faveur des catégories socioprofessionnelles plus qualifiées ; ce mouvement, joint à une moindre dégradation des statuts d'emploi, explique la convergence des revenus de ces espaces vers ceux des pôles ruraux. De l'autre côté, au sein des pôles urbains, l'évolution de la composition de la population a entraîné plus d'inégalités : la répartition plus inégale des emplois et l'évolution socioprofessionnelle semblent en effet rendre compte pour partie de la hausse des inégalités observée au sein des pôles urbains, entre 1984 et 2002. Le troisième effet est un effet de rendements : les catégories socioprofessionnelles surreprésentées dans l'espace rural ont vu leurs revenus relatifs s'apprécier.

Cette analyse appelle différents prolongements. D'une part, le découpage géographique peut

être affiné. En particulier, distinguer le périurbain proche et le périurbain lointain, ainsi que différentes catégories d'espace à dominante rurale, pourrait permettre de mieux qualifier les convergences entre types d'espace.

D'autre part, la décomposition statistique des tendances des inégalités n'est qu'une étape dans l'explication. Elle ne se peut se substituer à une analyse causale mais elle permet de faire ressortir le potentiel explicatif de différentes pistes. L'important changement de la population des communes périurbaines en termes de catégories socioprofessionnelles et de types de ménage, par rapport aux pôles urbains, souligne le rôle qu'ont pu jouer les migrations, en particulier le phénomène de périurbanisation. Observer directement ces mouvements est nécessaire pour confirmer cette interprétation et pour répondre à d'autres questions : quelles sont les personnes concernées par ces migrations ? Quand celles-ci interviennent-elles dans le cycle de vie ? Mais l'autre facteur déterminant – le statut d'emploi – suggère que des choix d'activité ou des problèmes d'accès à l'emploi ont pu jouer : comment expliquer que la part des ménages avec deux actifs occupés évolue de façon si contrastée dans les pôles urbains et les communes périurbaines ? □

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Behaghel L. (2006)**, « La dynamique des inégalités de revenu en France rurale et urbaine (1984-2002) », *Document de travail du Crest*, n° 2006-35.

**Blinder A.S. (1973)**, « Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates », *Journal of Human Resources*, vol. 8, n° 4, pp. 436-455.

**Bourguignon F. et Martinez M. (2000)**, « La dynamique de la distribution des revenus : une analyse de décomposition par micro-simulation », *document pour le Commissariat au Plan*.

**Bourguignon F., Fournier M. et Gurgand M. (2001)**, « Fast Development with a Stable Income Distribution: Taiwan, 1979-1994 », *Review of Income and Wealth*, vol. 47, n° 2, pp. 1-25.

**Cowell F. (2000)**, « Measurement of Inequality », in *Handbook of Income Distribution*, Atkinson A. et F. Bourguignon (dir.), Elsevier, Holland, ch. 2, pp. 87-166.

**Davezies L. (2001)**, « Revenu et territoires », in *Aménagement du territoire*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, pp. 173-192, la Documentation française.

**Davezies L. et Veltz P. (2006)**, « Territoires : nouvelles mobilités, nouvelles inégalités », *Le Monde*, 21 mars 2006.

**Inra et Insee (1998)**, *Les campagnes et leurs villes*, collection Portrait social, Insee, 1998.

**Insee (1997a)**, « Pôles urbains et périurbanisation – Le zonage en aires urbaines », *Insee Première*, n° 516.

**Insee (1997b)**, *Revenus et patrimoines des ménages*, collection Synthèses, Insee.

**Insee (1999)**, *Revenus et patrimoines des ménages*, collection Synthèses, Insee.

**Insee (2007)**, *Enquête revenus fiscaux 2004*, Insee Résultats, Insee.

**Jenkins S. (1995)**, «Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86», *Economica* n° 62, pp. 29-63.

**Julien P. (2001)**, « Mesurer un univers urbain en expansion », *Économie et statistique*, n° 336, pp. 3-33.

**Le Jeannic T. (1996)**, « Une nouvelle approche territoriale de la ville », *Économie et statistique*, n° 294-295, pp. 25-45.

**Maurin E. (2004)**, *Le ghetto français. Enquête sur le séparatisme social*. La république des idées, Seuil, Paris.

**Oaxaca, R. (1973)**, « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets », *International Economic Review*, n° 14, pp. 693-709.

**Selod H. (2005)**, « La mixité sociale : le point de vue des sciences économiques », *Informations Sociales*, n° 125, pp. 28-35.

---

## COMPARAISON DES DONNEES DE REVENUS DES ENQUETES LOGEMENT AVEC LA SOURCE FISCALE

L'enquête *Logement* a été retenue comme source principale de cette étude. Le questionnaire porte sur le logement et comporte également des questions sur la composition du ménage, son activité et son revenu. C'est pour cette information relativement complète et riche sur toute la période et pour sa bonne représentation du territoire avec des échantillons conséquents (entre 30 000 et 45 000 ménages par enquête) qu'on a retenu cette source.

La qualité de la mesure des revenus constitue un enjeu important. Dans l'enquête *Logement*, l'information est déclarative : la personne enquêtée détaille l'ensemble des revenus perçus par les membres du ménage et ces revenus sont ensuite agrégés pour constituer le revenu du ménage. Les prestations sociales sont incluses, ainsi que les revenus du capital, mais les impôts ne sont pas déduits. Il s'agit donc d'un revenu disponible avant impôt. Pour tenir compte d'économies d'échelle au sein du ménage, ce revenu est traduit en revenu par unité de consommation en utilisant l'échelle d'équivalence OCDE modifiée (poids de 1 pour le premier adulte, 0,5 pour les adultes suivants et 0,3 pour les enfants).

Les revenus déclarés par les ménages lors d'enquêtes sont en général considérés comme sous-estimés. Cette sous-déclaration (volontaire ou non) décroît avec le nombre de questions posées sur les revenus, et avec l'effort demandé aux enquêteurs pour obtenir l'information. Or la collecte d'information sur le revenu n'est pas la priorité de l'enquête *Logement* : on peut donc craindre une erreur non négligeable dans les déclarations. Il est important d'évaluer cette erreur de déclaration. On recourt pour cela aux enquêtes *Revenus fiscaux*.

L'enquête *Revenus fiscaux (ERF)* est souvent considérée comme une source de référence pour l'étude des revenus en France. À la différence des données d'enquête comme l'enquête *Logement*, c'est une source administrative, tirée des déclarations fiscales faites par les ménages (formulaire 2042). Un échantillon de ces déclarations est traité par la Direction générale des Finances Publiques, et un fichier anonyme peut être mobilisé à des fins de recherche pour les années 1970, 1975, 1979, 1984, 1990, et annuellement à partir de 1996, où l'échantillon est en outre apparié avec l'enquête *Emploi*, ce qui donne accès à une information riche sur le ménage.

L'information est plus fruste auparavant, ce qui explique le choix de l'enquête *Logement* pour les principales analyses. Outre le revenu déclaré (appelé le revenu fiscal), les transferts reçus, qui sont en général non imposables et ne sont donc pas déclarés, sont imputés sur barème, en fonction des caractéristiques du ménage. Les principaux problèmes de mesure de revenus dans l'*ERF* concernent les revenus du patrimoine, qui ne sont pas déclarés de façon cohérente au cours du temps, en raison notamment de l'évolution des règles fiscales, et les revenus des indépendants. Enfin, les ménages à faible revenu sont mal représentés en début de période, dans la mesure où certains ménages non imposables ne font pas de déclarations (pour une discussion complète de ces problèmes, voir Insee, 1999, pp. 35 à 40).

Afin de tester si les principales évolutions de la distribution des revenus dans l'espace sont robustes aux problèmes de mesure de ces deux enquêtes, on procède à une comparaison des évolutions constatées par les deux sources, selon une partition de l'espace en tranches d'unités urbaines. Le concept de revenu est aligné sur celui disponible dans l'enquête *Logement* : il s'agit d'un revenu disponible après transferts mais avant impôt, par unité de consommation (cf. tableaux A1, A2, B1 et B2). Même si les niveaux de revenu moyen et les niveaux des indicateurs d'inégalité ne sont pas identiques, les tendances relatives sont comparables. C'est particulièrement net pour l'écart de revenus de différentes tranches d'unités urbaines (en %) avec les agglomérations de taille moyenne (cf. tableau A2). L'agglomération parisienne a un revenu moyen plus élevé selon les deux enquêtes, et l'écart reste stable. On observe le même rattrapage marqué des communes rurales. En matière d'inégalités, l'enquête *Logement* laisse percevoir, au niveau agrégé, une hausse des inégalités, qui n'est pas confirmée par l'*ERF*. En revanche, le fait que les inégalités évoluent plus défavorablement dans les grandes unités urbaines que dans les plus petites ou dans les communes rurales est un résultat commun aux deux sources.

En résumé, les deux sources conduisent à des résultats convergents. Une certaine prudence est nécessaire concernant la tendance absolue des indicateurs d'inégalités, même si les tendances relatives (une augmentation des inégalités dans les grandes agglomérations par rapport aux plus petites) semblent robustes.

Tableau A

**A1 – Comparaison des revenus moyens (avant impôts) des ménages par unité de consommation selon les tranches d'unités urbaines, dans les enquêtes Logement et Revenus fiscaux**

Enquêtes Logement							Enquêtes Revenus fiscaux						
Année	Total	< 2 000	2 000 - 20 000	20 000 - 100 000	>100 000	Agglo. parisienne	Année	Total	< 2 000	2 000 - 20 000	20 000 - 100 000	>100 000	Agglo. parisienne
1973	63 255	47 605	59 163	62 723	64 146	89 082	1970	57 170	37 639	51 686	57 154	61 111	84 725
	240	441	608	610	460	539		282	518	707	708	533	628
1978	70 858	54 518	65 326	69 905	72 483	96 848	1975	72 276	51 899	64 791	70 561	76 476	102 580
	344	654	856	907	625	780		346	660	868	910	628	794
1984	76 551	63 342	70 774	74 154	76 138	102 696	1979	82 807	65 495	76 051	80 021	85 423	110 968
	333	650	819	892	609	770		480	938	1 235	1 285	883	1 120
1988	80 081	66 299	73 420	78 315	79 085	109 238	1984	86 379	71 144	78 568	83 672	88 770	115 768
	332	634	812	877	606	768		396	759	970	1 065	742	947
1992	86 404	72 255	78 672	82 127	85 147	118 249	1990	91 156	77 557	83 733	87 225	89 891	122 007
	403	803	993	1 071	732	942		478	947	1 184	1 279	878	1 122
1996	84 416	73 203	79 163	79 819	83 231	110 585	1998	93 740	82 192	85 575	90 568	91 986	122 999
	342	681	840	905	619	805		330	662	812	896	604	785
2002	93 877	84 283	88 063	86 986	91 472	121 804	2002	100 107	88 526	97 338	94 610	96 651	128 754
	415	849	1 014	1 105	749	983		493	1 011	1 187	1 325	900	1 177

Lecture : en 1973, selon les enquêtes Logement, le revenu moyen (avant impôts) par unité de consommation était de 63 255 francs sur l'ensemble du territoire métropolitain. Selon l'enquête Revenus fiscaux, il était de 57 170 francs en 1970. Ces moyennes sont estimées avec des écarts-types de respectivement 240 et 282 francs.

Champ : France métropolitaine.

Sources : enquêtes Logement et enquêtes Revenus fiscaux (Insee et DGI).

**A2 – Écart des revenus moyens (avant impôts) des ménages par unité de consommation selon les tranches d'unités urbaines par rapport à celles de 20 000 à 100 000 habitants (comparaison entre les enquêtes Logement et Revenus fiscaux)**

En %

Enquêtes Logement						Enquêtes Revenus fiscaux					
Année	< 2 000	2 000 - 20 000	20 000 - 100 000	> 100 000	Agglo. parisienne	Année	< 2 000	2 000 - 20 000	20 000 - 100 000	> 100 000	Agglo. parisienne
1973	-24	-6	0	2	42	1970	-34	-10	0	7	48
	1	1		1	1		2	2		2	2
1978	-22	-7	0	4	39	1975	-26	-8	0	8	45
	2	2		2	2		2	2		2	2
1984	-15	-5	0	3	38	1979	-18	-5	0	7	39
	1	2		1	2		2	2		2	2
1988	-15	-6	0	1	39	1984	-15	-6	0	6	38
	1	2		1	1		2	2		2	2
1992	-12	-4	0	4	44	1990	-11	-4	0	3	40
	2	2		2	2		2	2		2	2
1996	-8	-1	0	4	39	1998	-9	-6	0	2	36
	1	2		1	2		1	1		1	1
2002	-3	1	0	5	40	2002	-6	3	0	2	36
	2	2		2	2		2	2		2	2

Lecture : selon l'enquête Logement de 1973, les revenus moyens (avant impôts) dans les unités urbaines de moins de 2 000 habitants étaient inférieurs de 24 % à ceux des unités urbaines de 20 000 à 100 000 habitants (les revenus moyens à partir duquel ce pourcentage est calculé figurent dans le tableau A1). Le même écart, mesuré par l'enquête Revenus fiscaux de 1970, est de 34 %.

Champ : France métropolitaine.

Sources : enquêtes Logement et enquêtes Revenus fiscaux (Insee et DGI).

Tableau B

**Comparaison des inégalités de revenu (avant impôts) des ménages par unité de consommation selon les tranches d'unités urbaines, dans les enquêtes Logement et Revenus fiscaux**  
**B1 – Indice de Gini**

Gini	Enquêtes Logement				Enquêtes Revenus fiscaux				
	Total	< 2 000	2 000 - 100 000	>100 000		Total	< 2 000	2 000 - 100 000	>100 000
1973	0,353 0,002	0,354 0,005	0,329 0,004	0,337 0,003	1970	0,379 0,002	0,349 0,004	0,345 0,003	0,362 0,003
1978	0,337 0,002	0,340 0,005	0,312 0,004	0,324 0,003	1975	0,364 0,002	0,357 0,006	0,328 0,003	0,353 0,003
1984	0,326 0,002	0,319 0,004	0,305 0,003	0,326 0,004	1979	0,340 0,004	0,336 0,005	0,312 0,004	0,338 0,006
1988	0,321 0,002	0,303 0,004	0,302 0,004	0,323 0,003	1984	0,336 0,003	0,314 0,004	0,311 0,004	0,344 0,004
1992	0,340 0,003	0,327 0,006	0,309 0,004	0,349 0,004	1990	0,325 0,002	0,306 0,006	0,302 0,004	0,333 0,004
1996	0,323 0,002	0,297 0,004	0,295 0,003	0,339 0,003	1998	0,344 0,002	0,313 0,003	0,314 0,003	0,366 0,003
2002	0,340 0,002	0,317 0,005	0,317 0,004	0,355 0,003	2002	0,337 0,003	0,312 0,007	0,320 0,006	0,351 0,003

Lecture : en 1973, selon l'enquête Logement, l'indice de Gini vaut 0,353 en France métropolitaine (écart type de 0,002).

Champ : France métropolitaine.

Sources : enquêtes Logement et enquêtes Revenus fiscaux (Insee et DGJ).

**B2 – Indice de Theil**

Theil	Enquêtes Logement				Enquêtes Revenus fiscaux				
	Total	< 2 000	2 000 - 100 000	>100 000		Total	< 2 000	2 000 - 100 000	>100 000
1973	0,223 0,004	0,233 0,012	0,201 0,008	0,200 0,005	1970	0,266 0,005	0,232 0,008	0,223 0,007	0,244 0,007
1978	0,200 0,004	0,208 0,011	0,175 0,009	0,185 0,004	1975	0,246 0,004	0,240 0,015	0,203 0,005	0,232 0,006
1984	0,191 0,006	0,185 0,009	0,163 0,005	0,193 0,010	1979	0,226 0,012	0,208 0,009	0,188 0,007	0,231 0,021
1988	0,178 0,003	0,158 0,005	0,158 0,006	0,182 0,005	1984	0,217 0,007	0,180 0,005	0,183 0,005	0,233 0,013
1992	0,223 0,007	0,212 0,017	0,180 0,009	0,235 0,010	1990	0,205 0,006	0,192 0,015	0,175 0,006	0,213 0,008
1996	0,183 0,003	0,160 0,009	0,148 0,003	0,200 0,005	1998	0,227 0,006	0,186 0,009	0,184 0,006	0,258 0,011
2002	0,214 0,004	0,193 0,008	0,189 0,007	0,228 0,006	2002	0,217 0,008	0,188 0,020	0,212 0,023	0,225 0,007

Lecture : en 1973, selon l'enquête Logement, le coefficient de Theil vaut 0,223 en France métropolitaine (écart type de 0,004).

Champ : France métropolitaine.

Sources : enquêtes Logement et enquêtes Revenus fiscaux (Insee et DGJ).

## ROBUSTESSE DES MICRO-SIMULATIONS

Tableau A

**Robustesse des micro-simulations à la dépendance de sentier : variations prédites de l'indice de Gini entre 1984 et 2002 selon différents contrefactuels**

	Type d'espace			
	Tous	Pôles urbains	Communes périurbaines	Espace rural
<b>Changement total observé</b>	<b>0,015***</b> <i>0,004</i>	<b>0,032***</b> <i>0,004</i>	<b>- 0,018**</b> <i>0,007</i>	<b>0,014*</b> <i>0,008</i>
<b>Contrefactuel 1 : changement des rendements</b>				
Estimation 1	<b>- 0,002</b> <i>0,002</i>	<b>0,004*</b> <i>0,002</i>	<b>- 0,010***</b> <i>0,003</i>	<b>- 0,006*</b> <i>0,003</i>
Estimation 2	<b>- 0,008***</b> <i>0,002</i>	<b>- 0,003</b> <i>0,002</i>	<b>- 0,019***</b> <i>0,004</i>	<b>- 0,011***</b> <i>0,003</i>
Estimation 3	<b>- 0,007***</b> <i>0,002</i>	<b>- 0,002</b> <i>0,002</i>	<b>- 0,014***</b> <i>0,004</i>	<b>- 0,009***</b> <i>0,003</i>
Estimation 4	<b>- 0,003*</b> <i>0,002</i>	<b>0,001</b> <i>0,002</i>	<b>- 0,010**</b> <i>0,004</i>	<b>- 0,005</b> <i>0,003</i>
<b>Contrefactuel 2 : changement de composition</b>				
Estimation 1	<b>0,034***</b> <i>0,003</i>	<b>0,037***</b> <i>0,004</i>	<b>0,027***</b> <i>0,006</i>	<b>0,030***</b> <i>0,006</i>
Estimation 2	<b>0,003</b> <i>0,003</i>	<b>0,008**</b> <i>0,003</i>	<b>-0,005</b> <i>0,006</i>	<b>0,003</b> <i>0,009</i>
Estimation 3	<b>0,029***</b> <i>0,003</i>	<b>0,031***</b> <i>0,004</i>	<b>0,023***</b> <i>0,006</i>	<b>0,027***</b> <i>0,007</i>
Estimation 4	<b>0,008**</b> <i>0,003</i>	<b>0,011***</b> <i>0,004</i>	<b>0,004</b> <i>0,007</i>	<b>0,009</b> <i>0,009</i>
<b>Contrefactuel 3 : changement de l'inégalité résiduelle</b>				
Estimation 1	<b>0,016***</b> <i>0,003</i>	<b>0,022***</b> <i>0,004</i>	<b>-0,004</b> <i>0,008</i>	<b>0,015*</b> <i>0,008</i>
Estimation 2	<b>0,010***</b> <i>0,003</i>	<b>0,016***</b> <i>0,004</i>	<b>-0,013</b> <i>0,008</i>	<b>0,011</b> <i>0,009</i>
Estimation 3	<b>- 0,015***</b> <i>0,003</i>	<b>- 0,007*</b> <i>0,004</i>	<b>- 0,036***</b> <i>0,006</i>	<b>- 0,012*</b> <i>0,006</i>
Estimation 4	<b>- 0,011***</b> <i>0,004</i>	<b>- 0,004</b> <i>0,004</i>	<b>- 0,031***</b> <i>0,007</i>	<b>- 0,008</b> <i>0,007</i>

Lecture : selon le sentier de décomposition emprunté, les changements de composition de la population en milieu urbain expliquent une hausse de l'indice de Gini de 0,037, de 0,008, de 0,031 ou de 0,011. Écarts-types en italique estimés par bootstrap (100 répliques).  
\*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* : significatif à 5 % ; \* : significatif à 10 %.

Champ : France métropolitaine.

Sources : enquêtes Logement, 1984-2002.

Tableau B

**Robustesse des micro-simulations à la date de fin d'analyse : variations prédites de l'indice de Gini entre 1984 et 1996 selon différents contrefactuels**

	Type d'espace			
	Tous	Pôles urbains	Communes périurbaines	Espace rural
<b>A. Variation de l'indice de Gini</b>				
<b>Changement total observé</b>	<b>- 0,006**</b> <i>0,003</i>	<b>0,011***</b> <i>0,004</i>	<b>- 0,037***</b> <i>0,007</i>	<b>- 0,019***</b> <i>0,007</i>
Contrefactuel 1 : changement des rendements	<b>0,000</b> <i>0,001</i>	<b>0,005**</b> <i>0,002</i>	<b>- 0,010***</b> <i>0,003</i>	<b>0,000</b> <i>0,003</i>
Contrefactuel 2 : changement de composition	<b>0,031***</b> <i>0,003</i>	<b>0,034***</b> <i>0,004</i>	<b>0,027***</b> <i>0,006</i>	<b>0,027***</b> <i>0,007</i>
Contrefactuel 3 : changement de l'inégalité résiduelle	<b>- 0,001</b> <i>0,004</i>	<b>0,005</b> <i>0,004</i>	<b>- 0,014**</b> <i>0,007</i>	<b>- 0,008</b> <i>0,007</i>
<b>B. Variation de l'indice de Theil</b>				
<b>Changement total observé</b>	<b>- 0,010</b> <i>0,006</i>	<b>0,007</b> <i>0,008</i>	<b>- 0,043***</b> <i>0,009</i>	<b>- 0,024*</b> <i>0,012</i>
Contrefactuel 1 : changement des rendements	<b>0,002</b> <i>0,002</i>	<b>0,005**</b> <i>0,003</i>	<b>- 0,006</b> <i>0,004</i>	<b>0,002</b> <i>0,004</i>
Contrefactuel 2 : changement de composition	<b>0,023***</b> <i>0,006</i>	<b>0,025***</b> <i>0,008</i>	<b>0,019**</b> <i>0,008</i>	<b>0,016</b> <i>0,011</i>
Contrefactuel 3 : changement de l'inégalité résiduelle	<b>- 0,013**</b> <i>0,007</i>	<b>- 0,007</b> <i>0,008</i>	<b>- 0,026***</b> <i>0,008</i>	<b>- 0,023*</b> <i>0,012</i>

Lecture : ce tableau est identique au tableau 10, mais porte sur la période 1984-1996 plutôt que 1984-2002. Si seule avait évolué la composition de la population des ménages des pôles urbains entre 1984 et 1996, l'indice de Gini y aurait augmenté de 0,034 (écart-type de 0,004). Écarts-types en italique estimés par bootstrap (100 répliquions).

\*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* : significatif à 5 % ; \* : significatif à 10 %.

Champ : France métropolitaine.

Sources : enquêtes Logement, 1984-1996.