

n° 2006-35

**La dynamique des inégalités
de revenu en France
rurale et urbaine (1984-2002)**

L. BEHAGHEL¹

Les documents de travail ne reflètent pas la position de l'INSEE et n'engagent que leurs auteurs.

Working papers do not reflect the position of INSEE but only the views of the authors.

¹ INRA – Ecole d'Economie de Paris et CREST-INSEE. Email : luc.behaghel@ens.fr

La dynamique des inégalités de revenu en France rurale et urbaine (1984-2002)

*Luc Behaghel**

La stabilité globale des inégalités de revenu disponible (après transferts et avant impôt) observée en France entre 1984 et 2002 masque des évolutions significatives au sein du territoire. Tout d'abord, hors Ile-de-France, l'écart se résorbe systématiquement entre pôles urbains, d'une part, et espaces périurbain et rural, d'autre part. Ensuite, au sein de ces 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.

On décompose ces tendances en trois composantes : changements de composition des populations, changements des rendements des caractéristiques observables des ménages et changements résiduels. Cette décomposition rend assez bien compte du rattrapage effectué par les espaces périurbain et rural, qui s'explique statistiquement par la convergence des trois 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 des inégalités au sein de chaque espace : ces évolutions sont plus ténues 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 – Ecole d'économie de Paris et Crest – Insee. luc.behaghel@ens.fr*

Je remercie Madior Fall pour son aide avec les Enquêtes revenus fiscaux. Je remercie également pour leurs commentaires 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).

INTRODUCTION

Comment ont évolué les inégalités spatiales de revenu en France au cours des dernières décennies ?

La question est d'ordinaire abordée sous deux angles : celui des inégalités entre régions (l'écart entre l'Ile-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 habitants, malgré la hausse des écarts en termes de valeur ajoutée. C'est qu'il faut tenir compte de transferts de plus en plus importants pour passer de la valeur ajoutée produite localement au revenu disponible. Ces transferts peuvent être publics (redistribution) ou privés (tourisme, retraites) ; dans toutes les régions sauf deux (Ile-de-France et Alsace), 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.

A l'échelle des quartiers, en revanche, les inégalités ne semblent pas se résorber : la « stratégie de l'entre soi » (Maurin, 2004) se traduit par une forte homogénéité des ménages d'un même voisinage, que ce soit en termes d'emploi, de niveau de diplôme, ou de nationalité. 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.

Egalisation 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 oppose 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) a-t-elle provoqué la

convergence des revenus moyens, ou des caractéristiques durablement différentes (densité, infrastructures,...) conduisent-elles 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 trajectoires différenciées *au sein des différents types d'espace*. En particulier, la périurbanisation est-elle 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 urbain ?

L'objectif de ce travail est d'éclairer ces questions à partir d'une description et d'une décomposition des inégalités entre espaces rural, urbain et périurbain, et au sein de chacun de ces espaces, en France, entre 1984 et 2002. Différents travaux se sont déjà attachés à décrire les inégalités par type d'espace en France. A partir d'une typologie par tranches d'unité urbaine [voir **encadré 1**], l'Insee (1997) 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 inter décile) 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 (revenus plus élevés, avec une tendance plus inégalitaire).

L'étude proposée ici 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 de rendement des caractéristiques individuelles, ou à des évolutions résiduelles inexplicées. 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, Fournier et Gurgand, 2001).

Avant d'aborder les décompositions, un cadrage général des évolutions est proposé, ainsi qu'une discussion des problèmes de mesure qui se posent. La section 2 effectue une

décomposition de l'évolution des écarts de revenus entre types d'espaces. La section 3 décompose ensuite les dynamiques des inégalités au sein de chacun des types d'espace.

1. Les espaces rural et périurbain rattrapent les pôles urbains, où les inégalités s'accroissent

a. Zonage en aire urbaine, géographie constante et évolutive

Le découpage spatial utilisé repose sur le Zonage en aires urbaines (Insee, 1996). On retient trois types d'espace : les pôles urbains, leurs couronnes périurbaines et l'espace à dominante rurale (voir **encadré 1**). Le zonage en aires urbaines suit une logique de bassin d'emploi : les pôles urbains sont définis comme des ensembles d'habitation continus concentrant au moins 5000 emplois, et la couronne périurbaine se définit comme l'aire d'attraction d'un pôle urbain (ou de plusieurs pôles urbains), au sens où plus de 40% de ses actifs occupés y ont leur emploi. *A contrario*, les ensembles d'habitation continus qui ne concentrent pas 5000 emplois et qui n'envoient pas au moins 40% de leurs travailleurs comme 'migrants pendulaires' vers une aire urbaine constituent l'espace à dominante rurale. Le zonage en aire urbaine est 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. Il pose cependant un problème spécifique : à la différence d'un découpage régional fixe, c'est un découpage évolutif qui se modifie avec l'évolution de la localisation des emplois et les mouvements de travailleurs. Il est donc actualisé (ou rétopolé) aux différents recensements (en 1982, 1990 et 1999) : certaines communes rurales deviennent périurbaines, un pôle urbain entre dans l'aire d'attraction d'un autre, etc. Le **tableau 1** montre les évolutions observées entre les recensements de 1982 et 1999, en distribuant les communes (1^{ère} ligne) en fonction de leur type d'espace en 1982 et 1999. Les lignes suivantes donnent les populations correspondantes en milliers d'habitants (2^{ème} ligne) et en pourcentage de la population totale (3^{ème} ligne) en 1999.¹ L'aire urbaine de Paris est distinguée des autres. La majorité de la population se situe sur la diagonale, c'est-à-dire dans des communes restées dans le même type d'espace tout au long de la période. L'exception notable concerne 10% de la population qui habitaient dans des communes rurales en 1982 et sont passés dans l'aire d'attraction d'un pôle urbain en 1999 : c'est un effet du mouvement de périurbanisation sur la période. D'autres communes changent

¹ Par souci de cohérence avec les tableaux 2 et 3, les plus petites communes pour lesquelles le revenu fiscal moyen n'est pas disponible en 1984 et 2002 sont omises de ce tableau, ce qui explique le nombre total de

de types d'espace, mais elles représentent à chaque fois une faible part de la population (de l'ordre de 1%) : des pôles urbains sont absorbés par l'aire de Paris ou sa couronne (par exemple, Fontainebleau, Meaux, Etampes) ; des communes rurales entrent dans la couronne périurbaine de Paris ; enfin, des communes rurales ou périurbaines sont absorbées par des pôles urbains (hors aire de Paris).

Ces importants changements de composition influent fortement sur la comparaison des dynamiques de revenu des différents types d'espace. Par exemple, si des communes rurales, en moyenne plus pauvres, entrent dans la couronne périurbaine d'un pôle urbain, l'espace périurbain paraît s'être appauvri même si aucune commune périurbaine n'a vu son revenu moyen décroître. Pour neutraliser de tels effets de composition, on peut figer les groupes de communes comparés selon le type d'espace auquel elles appartiennent à une date donnée : on parle d'analyse « à géographie constante » par rapport aux analyses « à géographie évolutive » qui comparent des groupes de commune mouvants (Julien, 2001). Les tableaux 2 et 3 permettent de contraster les deux approches. Le **tableau 2** couvre l'ensemble du territoire (métropolitain), à l'exception de l'aire urbaine de Paris. Le revenu considéré est le revenu fiscal moyen par habitant déclaré aux impôts (voir **encadré 2**) ; il est exprimé ici en termes relatifs, en écart (en pourcent) par rapport au revenu moyen des communes qui appartenaient à des pôles urbains en 1982 et en 1999. Il est reporté à deux dates : en 1984 (2^{ème} ligne de chaque case) et en 2000 (3^{ème} ligne de chaque case). On constate que les communes périurbaines en 1982 et 1999 ont un revenu fiscal moyen par habitant supérieur de 5% à celui des pôles urbains en 1984 ; en 2000, cet écart est de 17% : le revenu relatif des communes restées périurbaines a donc crû de 12 points de pourcentage (3^{ème} ligne de la case). Les communes rurales devenues périurbaines entre 1982 et 1999 ont aussi vu leur revenu relatif s'améliorer, mais elles partaient d'un revenu moyen sensiblement plus faible : l'écart est passé de -11% à -4%, soit une amélioration de 7 points de pourcentage. Ces deux ensembles de communes constituent la quasi-totalité des communes périurbaines en 1999.² Pour obtenir l'évolution du revenu relatif des communes périurbaines à géographie constante, selon le zonage de 1999, on fait la moyenne pondérée de leurs revenus (en bas du tableau). On

commune inférieure à 36 000. Néanmoins, les 34 965 communes restantes couvrent la quasi-totalité de la population.

² Un nombre insignifiant de communes appartenant à des pôles urbains en 1982 sont devenues périurbaines en 1999.

constate que de -5%, l'écart par rapport aux pôles urbains est passé à +4%, soit une hausse du revenu relatif de 9 points de pourcentage.³

En revanche, si on raisonne à géographie évolutive, c'est le revenu relatif de toutes les communes périurbaines de 1999 (+5%) qu'il faut comparer au revenu relatif de toutes les communes périurbaines de 1982 (+6%). On observe alors une baisse de revenu relatif (5%-6%=-1%) qui est due à un fort effet de composition, les communes périurbaines de 1999 incluant une proportion importante de communes rurales en 1982, restées plus pauvres malgré un important rattrapage.

Le cas de l'aire urbaine de Paris est traité à part dans le **tableau 3**. On constate en effet que la tendance y est différente : les communes périurbaines voient leur situation relative se dégrader (-4 points selon le zonage de 1999, -3 points selon celui de 1982). Une limite du zonage en aire urbaine apparaît ici clairement : le pôle de Paris représente l'écrasante majorité de la population de l'aire urbaine (82% en 1999), de sorte qu'un découpage plus fin au sein du pôle serait sans doute nécessaire.

Dans la plupart des analyses présentées ci-dessous, on choisit de mettre à part ou de ne pas traiter l'aire urbaine de Paris, ce qui revient à restreindre le champ des investigations à celui du tableau 2 (**France métropolitaine hors Ile-de-France**), et de mener des analyses à géographie constante (**selon le zonage de 1999**). Dans ce cadre, deux tendances se dégagent de l'analyse menée jusqu'à présent : un rattrapage et même un dépassement des pôles urbains par les communes périurbaines ; et un rattrapage, moins prononcé, par les communes rurales.

Ces tendances moyennes sont-elles présentes dans chaque région ? C'est ce que montre le **tableau 4** : quelle que soit la région, 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 varie fortement d'une région à l'autre : en 1984, il varie de -14% (Aquitaine) à +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.

³ On peut également raisonner à géographie constante selon le zonage de 1982 : on suit alors les communes qui sont périurbaines en 1982, certaines étant absorbées par un pôle urbain entre 1982 et 1999, d'autres restant périurbaines. On observe alors une hausse du revenu relatif de 12 points de pourcentage (de +6% à +18%, colonne de droites, 2^{ème} à 4^{ème} ligne de la case).

Encadré 1 : Le zonage en aires urbaines

Le concept d'unité urbaine 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 (voir 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 2000 habitants » (Inra et Insee, 1998). Une commune est urbaine si une partie de ses habitants appartient à une unité urbaine, rurale sinon.

A 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 5000 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 multi polarisée si au moins 40% de sa population résidente ayant un emploi travaille dans des aires urbaines différentes. Les communes périurbaines (couronnes périurbaines et communes multi polarisées) 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 multi polarisées et les couronnes périurbaines. Une partition plus fine de l'espace rural a été définie (voir 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 rétroposé aux recensements précédents (de 1968, 1975 et 1982).

Le zonage en aires urbaines n'a pu être appliqué ici aux Enquêtes revenus fiscaux (ERF), faute d'identifier la commune dans les ERF successives. Pour comparer les Enquêtes logement et les ERF, une autre partition de l'espace a été utilisée, le classement par tranche d'unités urbaines. Ce classement repose seulement sur le critère de continuité de l'habitat, puisqu'il regroupe les communes selon la population de l'aire urbaine à laquelle elles

appartiennent, les communes rurales constituant une catégorie. Il présente l'avantage d'être disponible dès les années 1970 pour les Enquêtes logement et pour les ERF.

b. Le rattrapage des espaces rural et périurbain confirmé par les Enquêtes logement

Les données fiscales utilisées jusqu'à présent ont l'avantage d'être exhaustives, ce qui permet de mettre en évidence des tendances sur des espaces finement définis (croisement du zonage en aires urbaines et des régions géographiques) sans que se pose le problème de la précision statistique. Cependant, la source présente deux limites : le revenu mesuré (un revenu fiscal moyen par habitant) n'est pas une mesure satisfaisante du niveau de vie ; d'autre part, l'information est agrégée par commune, ce qui ne permet pas d'étudier des inégalités entre ménages ni de corrélérer les revenus avec les caractéristiques des ménages. Une deuxième source est donc mobilisée : l'Enquête logement. Après des vérifications détaillées dans l'**encadré 2**, il semble que cette source (d'enquête) présente des tendances cohérentes avec la source (administrative) des revenus fiscaux. Elle a par ailleurs l'avantage de donner accès à une mesure du revenu 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, en utilisant l'échelle OCDE modifiée (voir encadré 2), pour tenir compte des économies d'échelle au sein du ménage. Le **tableau 5** présente les évolutions du revenu par unité de consommation ainsi défini, en francs de 1996 et en revenu relatif par rapport aux pôles urbains. Conformément aux analyses précédentes, l'aire urbaine de Paris est isolée et on raisonne à géographie constante, selon le zonage de 1999. Hors aire de Paris, le revenu relatif des communes périurbaines augmente sensiblement entre 1984 et 2002 (+9 points de pourcentage), soit une évolution comparable à celle du **tableau 2**. Le rattrapage par l'espace à dominante rurale est, lui, plus prononcé (+10 points de pourcentage). Cela peut en partie s'expliquer par la date de la dernière observation (2002 au lieu de 2000), mais provient sans doute surtout du concept de revenu différent utilisé par la source fiscale exhaustive. En effet, à concept de revenu proche, les tendances de l'Enquête logement et celle de l'Enquête revenus fiscaux sont étroitement parallèles (voir **encadré 2**).

En ce qui concerne l'aire de Paris, on observe que la position relative des communes périurbaines reste relativement stable, après s'être dégradée sur la période. Ce résultat est lui

aussi compatible avec celui obtenu sur les données de revenu fiscal moyen par commune (tableau 3).

Encadré 2 : Comparaison des revenus dans les Enquêtes logement et les Enquêtes revenus fiscaux

L'Enquête logement a été retenue comme source principale de cette étude. C'est une enquête nationale 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 sur représentant parfois certaines régions (il en est tenu compte dans les résultats en utilisant les poids d'échantillonnage). On utilise ici les éditions de 1973, 1978, 1984, 1988, 1992, 1996 et 2002 de l'enquête. Le questionnaire porte principalement sur le logement, mais 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. Le zonage en aires urbaines a pu être reconstitué à partir de 1984, si bien que l'essentiel des analyses (à l'exception de celles par tranches d'unité urbaine) porte sur la période 1984 – 2002.

Enquête logement et Enquête revenus fiscaux

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 des membres du ménage, et ces revenus sont ensuite sommés 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. A 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 impôts, et un fichier anonyme peut être mobilisé à des fins de recherche pour les années 1970, 1975, 1979, 1984, 1990, et à partir de 1996. A partir de 1996, l'échantillon est 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, qui sont en début de période fréquemment déclarés au forfait. 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'unité urbaines (voir encadré 1). 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. Les tableaux A1, A2, B1 et B2 en annexe donnent les évolutions obtenues. 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 avec le tableau A2 qui montre l'écart de revenus de différentes tranches d'unité urbaine, en pourcent, avec les agglomérations de taille moyenne (tranche d'unité urbaine comprise entre 20 000 et 100 000 habitants). L'agglomération parisienne a un revenu moyen plus élevé selon les deux enquêtes, et l'écart reste stable. En revanche, 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.

Les revenus fiscaux moyens par commune

Une dernière source est utilisée afin de disposer d'une couverture exhaustive du territoire : le revenu fiscal moyen par commune. La source est cette fois l'ensemble des déclarations de revenus des ménages ; mais l'information n'est pas disponible à un niveau individuel : seul le revenu fiscal moyen est disponible au niveau de la commune. Il s'agit donc d'une source utile pour étudier les écarts entre espaces avec un maillage fin sans problème de précision statistique, puisque la source est exhaustive. Néanmoins, il n'est pas possible de procéder à des décompositions en fonction de caractéristiques individuelles.

On peut récapituler les diverses mesures de revenu utilisées :

	Type de revenu	Source	Type de sources
Tableaux 1 à 4	Revenu fiscal moyen par commune (revenu fiscal total divisé par le nombre d'habitants)	Revenus fiscaux exhaustifs	Déclarations fiscales des ménages
Tableaux 5 à 13	Revenu disponible du ménage après transferts et avant impôt, par unité de consommation (échelle OCDE modifiée)	Enquêtes logement 1984 à 2002	Enquête auprès des ménages
Tableaux A1, A2, B1, B2	Revenu disponible du ménage après transferts et avant impôt, par unité de consommation (échelle d'Oxford)	Enquêtes logement 1973-2002 Enquêtes revenus fiscaux 1970-2000	Enquête auprès des ménages Déclarations fiscales des ménages

c. 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 globales, établies d'ordinaire avec les Enquêtes revenus fiscaux (voir Insee, 1999, et l'**encadré 2**). Mais la stabilité des inégalités après 1984 masque des évolutions différentes au sein des types d'espaces (**tableau 6**) : qu'on prenne pour indicateur l'indice de Gini ou celui de Theil, les inégalités croissent significativement dans les pôles urbains (particulièrement celui de Paris), alors qu'aucune tendance claire n'apparaît dans les espaces périurbain ou rural.⁴ 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 inter déciles. Ces ratios permettent également de jauger l'ampleur des changements, qui n'est pas négligeable : ainsi, dans les pôles urbains (hors pôle de Paris) l'écart entre le neuvième décile et le revenu médian augmente de 7% entre 1984 et 2002 (hausse du ratio D9 sur D5 de 1,85 à 1,99) et l'écart entre le premier décile et le revenu médian augmente de 9% (baisse du ratio D1 sur D5 de 0,48 à 0,44). 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. C'est ce que montrent les courbes de Lorenz de la **figure 1** : au sein des pôles urbains, celle de 2002 se situe systématiquement en dessous de celle de 1984.

Finalement, si on rassemble les observations sur les inégalités entre territoires et au sein des territoires, la stabilité des inégalités en France depuis deux décennies se décompose de la façon suivante : 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. Ce sont ces évolutions contrastées qu'il s'agit maintenant d'éclairer par des méthodes de décomposition.

2. Une décomposition du rattrapage rural et périurbain

Pour étudier l'effet de la discrimination raciale sur les salaires, Blinder (1973) et Oaxaca (1973) proposent de décomposer l'écart moyen de salaire entre deux groupes en deux composantes : une composante expliquée par des différences de structure de population

(niveau de diplôme,...) et une composante résiduelle, inexpliquée. Une méthodologie comparable est adoptée ici pour décomposer l'écart de revenu moyen entre espaces et pour étudier son évolution (voir **encadré 3**). On retient pour la décomposition quatre types de variables : la catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage (7 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 l'emploi (couple avec un seul actif occupé, femme seule sans emploi,... : 13 catégories au total) ainsi que la taille du ménage (et son carré). Le détail des variables et des statistiques descriptives sont donnés dans le **tableau C** en annexe. On examine d'abord l'écart entre espace rural et pôles urbains, puis entre communes périurbaines et pôles urbains.

a. Le rattrapage partiel de l'espace à dominante rurale

La partie A du **tableau 7** effectue une décomposition de l'écart de revenu moyen (après transferts et avant impôt, par unité de consommations) entre espace à dominante rurale et pôles urbains, pour les différentes années de l'Enquête logement (1984, 1988, 1992, 1996 et 2002).

Comme le montrait déjà le tableau 5, l'écart total à décomposer diminue (première ligne du tableau 7, partie gauche). 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 de 21,2% plus faible dans l'espace rural que dans l'espace des pôles urbains ; en 2002, l'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 des différences de composition. Les différences de catégories socioprofessionnelles du chef de ménage constituent l'essentiel de cette part expliquée : elles expliquent à elles seules un écart de -15,7%. Les autres différences de population (âge du chef de ménage, type de ménage et taille du ménage) n'impliquent pas de différences de revenus importantes. C'est donc en premier lieu la structure spécifique 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 statistiquement les moindres revenus en espace rural, en 1984. Cette décomposition évolue légèrement entre 1984 et 2002. La part de l'écart expliquée reste stable, autour de 50-60%. Au sein de cette part expliquée, les différences de catégories

⁴ 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.

socioprofessionnelles continuent de jouer le rôle principal. Mais en fin de période, d'autres différences jouent un rôle quantitativement et statistiquement significatif : la distribution des âges et des types de ménage est plus favorable en espace rural en 2002 (impacts respectifs de +3,6% et +4,9%). En revanche, la taille plus élevée des ménages joue négativement.

Si on adopte à présent une perspective dynamique (partie droite du tableau 7), les résultats prennent un relief différent : 70% du rattrapage rural (9,2 sur 13,2 points de pourcentage) s'explique par des effets de composition. La composition en termes de catégories socioprofessionnelles explique un rattrapage de 4,6 points de pourcentage. Mais le type de ménage contribue également fortement (3,4 points de pourcentage). Si on examine les statistiques descriptives du tableau C, on note en particulier que la part des ménages avec deux actifs occupés reste stable dans l'espace rural alors qu'elle diminue significativement (de 26% à 23%) dans les pôles urbains ; comme les ménages avec deux actifs occupés ont des revenus supérieurs, ce changement concourt au rattrapage des ménages ruraux.

Les évolutions expliquées par les différences de population mêlent en réalité deux effets (voir **encadré 3**) : d'une part, les structures relatives de population évoluent (*effet de population*) ; d'autre part, les revenus impliqués par une structure de population donnée évoluent (*effet de rendement*). Ces deux changements sont concomitants et le tableau 7 ne permet pas de les distinguer. De fait, il n'existe pas de décomposition additive qui permette de les distinguer sans se heurter au problème de dépendance de sentier (la part estimée de chaque effet dépend de l'ordre de la décomposition). On peut néanmoins proposer les deux 'expériences contrefactuelles' suivantes : que se serait-il passé si les rendements des caractéristiques des populations étaient restés constants et si seules les structures des populations avaient évolué (contrefactuel 1) ? Et, symétriquement, que se serait-il passé si les structures de population étaient restées stables mais si les rendements avaient évolué (contrefactuel 2) ? Le **tableau 8**, simulant ces deux scénarios, montre que les changements de rendements peuvent expliquer à eux seuls la moitié du rattrapage (+5,8 points de pourcentage sur +13,2). Les changements de structure de population, seuls, n'impliquent qu'une hausse de +3,6 points du revenu relatif.

b. 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. Le **tableau 9** permet de décomposer cette évolution.

La contribution des différences de population à l'écart entre communes périurbaines et pôles urbains varie considérablement entre 1984 et 2002. En 1984, l'écart est plus qu'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 élevée des ménages périurbains joue en sens inverse (-4,6%).

En dynamique, ces changements expliquent l'essentiel de l'amélioration relative de la position des communes périurbaines (+12,6% sur +15,6%). Trois facteurs interviennent principalement : les différences de catégories socioprofessionnelles, d'âge du chef de ménage, et de type de ménage. Seule la moindre baisse de la taille des ménages en communes périurbaines atténue le rattrapage (voir tableau C).

De la même façon qu'au tableau 8, le **tableau 10** permet de distinguer l'effet des changements de population de l'effet des changements de rendements. Ce sont cette fois les changements de composition des populations des deux espaces qui expliquent l'essentiel de leur convergence de revenus (10,2 points de pourcentage sur 15,6). En particulier, le détail du tableau C (en annexe) montre que la répartition des types de ménages devient beaucoup plus favorable dans l'espace périurbain : alors que la part des ménages avec deux actifs occupés diminue sensiblement dans les pôles urbains (de 26% à 23% entre 1984 et 2002), elle passe de 31% à 35% dans les communes périurbaines.

Encadré 3 : Méthodes 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 la décomposition standard des 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 β_t), ce qui permet de lire le coefficient α_{rt} (respectivement, α_{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 :

$$\overline{y_{rt}} - \overline{y_{ut}} = (\overline{X_{rt}} - \overline{X_{ut}})\hat{\beta}_t + \hat{\alpha}_{rt},$$

les termes d'erreur ayant des moyennes $\overline{u_{rt}}$ et $\overline{u_{ut}}$ nulles par construction.

$(\overline{X_{rt}} - \overline{X_{ut}})\hat{\beta}_t$ 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 $(\overline{X_{rt}} - \overline{X_{ut}})$ représente une dimension différente (la distribution relative des catégories socioprofessionnelles, des âges, des types et des tailles de ménages) et peut se voir attribué une part dans la décomposition totale. On obtient ainsi, pour une année donnée, la décomposition par colonne des **tableaux 7 et 9** (partie gauche).

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

$$\Delta[\overline{y_r} - \overline{y_u}] = \Delta[(\overline{X_r} - \overline{X_u})\hat{\beta}] + \Delta\hat{\alpha},$$

ce qui conduit aux **tableaux 7 et 9** (partie droite).

La part expliquée du changement $\Delta[(\overline{X_r} - \overline{X_u})\hat{\beta}] \equiv [(\overline{X_{rt}} - \overline{X_{ut}})\hat{\beta}_t] - [(\overline{X_{rt-1}} - \overline{X_{ut-1}})\hat{\beta}_{t-1}]$ comporte en réalité deux types de changements : des changements de $(\overline{X_r} - \overline{X_u})$ – 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 ne dépende de l'ordre dans lequel on procède – un problème connu

sous le nom de ‘dépendance de sentier’. 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 :

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

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

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

Ces contrefactuels peuvent être eux-mêmes décomposés selon la contribution des différentes dimensions explicatives. On obtient ainsi les résultats présentés aux **tableaux 8 et 10**.

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 $V\left[\left(\overline{X_{rt}} - \overline{X_{ut}}\right)\hat{\beta}_t\right]$.

Néanmoins, $\left(\overline{X_{rt}} - \overline{X_{ut}}\right)$ et $\hat{\beta}_t$ n’étant pas corrélés, on peut montrer que :

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

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 (voir par exemple 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 analysés à travers différents indicateurs d’inégalités (voir par exemple Bourguignon, Fournier et Gurgand, 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 du Theil

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

$$T = \sum_{k=1}^K \omega_k T_k + T(\bar{Y}_k),$$

où ω_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 $T(\bar{Y}_k)$ est l'indice de Theil des revenus moyens des groupes, $\bar{Y}_k$. $T_B \equiv T(\bar{Y}_k)$ s'interprète donc comme une mesure des inégalités entre groupes, et

$T_W \equiv \sum_{k=1}^K \omega_k T_k$ comme une mesure des inégalités au sein des groupes. On peut calculer la part

des inégalités entre groupe sur les inégalités totales $\frac{T_B}{T}$, et ce pour différentes partitions de la

population. Ces décompositions sont présentées dans le **tableau 11**. La part d'inégalités entre groupes (par exemple, entre catégories socioprofessionnelles) peut s'interpréter comme la part des inégalités dont rend compte la dimension considérée (par exemple, la catégorie socioprofessionnelle). Comme dans le cas d'une analyse de la variance, les parts expliquées par les différentes dimensions ne s'additionnent pas, dans la mesure où ces dimensions ne sont pas indépendantes.

L'évolution des inégalités peut ensuite être décomposée en prenant la décomposition en différence dans le temps :

$$\Delta T = \Delta T_W + \Delta T_B.$$

Ces décompositions sont présentées au **tableau 12**.

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 :

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

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

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

A partir de ces différentes distributions contrefactuelles, on peut calculer différents indicateurs d'inégalité. Le **tableau 13** donne les indicateurs de Gini et de Theil qu'on obtient.

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.

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. Cette analyse de robustesse est présentée dans le **tableau D**.

3. Décomposition des dynamiques d'inégalités au sein des différents espaces

Les Enquêtes logement indiquent une hausse globale des inégalités de revenu disponible entre 1984 et 2002. 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. L'objectif est d'explorer les sources de ces évolutions contrastées, en distinguant les effets de prix ou de rendement (changements dans les revenus de ménage de caractéristiques données), de population (changement dans la distribution des caractéristiques des ménages) et d'inégalités résiduelles (inégalités à caractéristiques observables données). On procède dans un premier temps par décompositions de l'indice de Theil, avant de simuler les distributions de revenus sous différents contrefactuels. La méthodologie utilisée est détaillée dans l'**encadré 3**.

a. 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 les communes de l'espace à dominante rurale (**tableau 11**). La catégorie socioprofessionnelle est la dimension qui explique, prise isolément, le plus d'inégalités (de l'ordre de 25%), en particulier en milieu urbain, suivie par le type de ménage (structure du ménage et statuts d'emploi ; environ 15%). Par ailleurs, on note que les catégories observées rendent sensiblement moins bien compte des inégalités dans l'espace rural en fin de périodes (58,2% d'inégalités entre catégories en 1984, mais seulement 44,2% en 2002).

Ce changement de structure des inégalités se traduit par des contributions différentes de chaque dimension aux variations de l'indice de Theil (**tableau 12**). Dans les pôles urbains, cet indice a crû de 0,048 point. A elles seules, les différences de revenu entre catégories socioprofessionnelles contribuent à une hausse de 0,012 point, tandis que les différences entre types de ménage contribuent à hauteur de 0,009 point (ces contributions ne sont pas additives). La hausse apparente de l'indice de Theil en milieu rural est moins bien expliquée. Deux raisons sont envisageables. La première serait que cette hausse soit en réalité largement due à l'erreur de mesure ou l'erreur d'échantillonnage (on a vu que les évolutions entre 1984 et 2002 sont peu précisément estimées, et en réalité fortement erratiques d'une enquête à l'autre). Une deuxième raison serait que les inégalités résiduelles aient fortement augmenté.

b. 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. On analyse ce que seraient devenues les inégalités si seuls les rendements des caractéristiques de la population avaient évolué (1^{er} contrefactuel), si seule la distribution de ces caractéristiques s'était modifiée (2^{ème} contrefactuel) et si seules les inégalités résiduelles avaient changé (3^{ème} contrefactuel) – voir **encadré 3**. On examine ensuite les indices de Gini sous ces scénarios alternatifs (les résultats avec l'indice de Theil, qualitativement similaires, ne sont pas présentés ici).

Au sein des communes périurbaines, seul le changement de rendement des caractéristiques observées semble avoir agi dans le sens d'une modification significative des inégalités, à la hausse (1^{er} contrefactuel). Pour autant, cet effet n'apparaît pas dans l'évolution observée, ce qui suggère qu'il a été compensé par d'autres évolutions, sans doute l'homogénéisation des caractéristiques au sein de la population (2^{ème} contrefactuel).

Au sein de l'espace à dominante rurale, les évolutions contrefactuelles suggèrent un effet important des changements de population.

Au sein des pôles urbains, où les tendances sont plus claires et mieux estimées, deux changements semblent avoir joué principalement : des changements de composition de la population (2^{ème} contrefactuel) et la hausse des inégalités résiduelles (3^{ème} contrefactuel). Ces résultats sont cohérents avec ceux de la décomposition du Theil.

Le tableau D présente une analyse de robustesse selon la population de référence choisie pour les différents contrefactuels. Il y a à chaque fois quatre possibilités, selon qu'on prend une population déjà affectée ou non par les autres changements. L'ordre de décomposition joue un rôle important, les coefficients estimés varient sensiblement. En particulier, la hausse des inégalités résiduelles en milieu rural et urbain simulée dans le tableau 13 n'est pas robuste. En revanche, dans ces deux espaces, l'effet de population accroît significativement les inégalités, quel que soit le sentier de décomposition suivi.

Les évolutions observables de la répartition de la population (en termes principalement de catégories socioprofessionnelles et de statut d'emploi) permettent de rendre compte assez

largement des évolutions contrastées des inégalités de revenu entre 1984 et 2002 sur le territoire français.

L'évolution de la répartition de la population a eu un effet égalisateur sur les différences entre les trois types d'espace (rural, périurbain et urbain). Spécifiquement, l'amélioration en termes de composition socioprofessionnelle et l'évolution plus favorable des statuts d'emploi dans les espaces périurbain et rural a favorisé leur rattrapage par rapport aux pôles urbains.

A contrario, au sein de l'espace urbain, l'évolution de la composition de la population a poussé vers plus d'inégalités : la répartition plus inégale des emplois et l'évolution socioprofessionnelle semble en effet rendre compte pour partie de la hausse des inégalités observée entre 1984 et 2002 au sein des pôles urbains.

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. On peut souligner ici celles qui concernent l'évolution de l'espace périurbain. 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 : qui est concerné par ces migrations ? Quand 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

Blinder, A. S. (1973) "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates" 8(4), pp. 436–455.

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

Bourguignon F., M. Fournier et M. Gurgand (2001) « Fast Development with a Stable Income Distribution : Taiwan, 1979-1994 », *Review of Income and Wealth*, 47(2), juin, 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 Economique, pp. 173-192, Paris, La documentation française.

Davezies L. et P. Veltz (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 (1997) *Revenus et patrimoines des ménages*, collection Synthèses, Insee.

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

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

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

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

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* 14, pp. 693–709.

Tableau 1: Evolution du zonage en aires urbaines entre 1982 et 1999.

		Situation en 1999					Total
		Hors aire urbaine de Paris			Aire urbaine de Paris		
		Pôles urbains	Couronne périurbaine	Communes rurales	Pôle de Paris	Couronne de Paris	
Situation en 1982	Pôles urbains	2 138	20	33	31	40	2 262
		24 609	91	94	291	282	25 367
		42%	0%	0%	1%	1%	44%
	Hors aire urbaine de Paris Couronne périurbaine	329	483	35		27	5 221
		646	4 603	15		18	5 282
		1%	8%	0%		0%	9%
	Communes rurales	230	8 607	17 162		692	26 691
		757	6 011	10 367		512	17 646
		1%	10%	18%		1%	30%
	Aire urbaine de Paris Pôle de Paris				334	1	335
					9 197	2	9 199
					16%	0%	16%
Couronne de Paris				31	425	456	
				156	717	873	
				0%	1%	2%	
Total	2 697	13 457	17 230	396	1 185	34 965	
	26 013	10 705	10 475	9 645	1 530	58 367	
	45%	18%	18%	17%	3%	100%	

1ère ligne: nombre de communes

2ème ligne: population (en milliers d'habitants)

3ème ligne: population (en pourcentage de la population totale)

Lecture : 2138 communes, comptant en 1999 24,6 millions d'habitants soit 42% de la population, faisaient partie de pôles urbains (hors pôle de Paris) aux deux recensements de 1982 et 1999.

Source : Données exhaustives de revenus fiscaux moyens par commune, 1984-2000, Direction générale des impôts (DGI) et Insee.

Tableau 2 : Evolution des revenus moyens selon le type d'espace, entre 1984 et 2000 (hors aire de Paris)

	Situation en 1999			Total
	Pôles urbains	Couronne périurbaine	Communes rurales	
Situation en 1982	52%	0%	0%	53%
	0%	-1%	-14%	0%
	0%	-3%	-17%	0%
	0%	-2%	-4%	0%
	1%	10%	0%	11%
	16%	5%	-16%	6%
	28%	17%	-10%	18%
	12%	11%	6%	12%
	2%	13%	22%	36%
	-4%	-11%	-19%	-15%
	-2%	-4%	-16%	-11%
	2%	8%	3%	4%
Total	55%	23%	22%	100%
	0%	-4%	-19%	-5%
	1%	5%	-16%	-2%
	0%	9%	3%	3%

1ère ligne: part de la population concernée en 1999 (hors aire de Paris)

2ème ligne: écart de revenus moyens avec les pôles urbains en 1984

3ème ligne: écart de revenus moyens avec les pôles urbains en 2000

4ème ligne: évolution de l'écart de revenus moyens avec les pôles urbains, entre 1984 et 2000

Lecture : 13% de la population du territoire en 1999, hors aire de Paris, réside sur des communes qui étaient rurales en 1982 et sont devenues périurbaines en 1999. En 1984, le revenu fiscal moyen de ces communes était de 11% plus faibles que celui des communes prises pour référence (pôles urbains en 1982 et 1999). En 2000, l'écart n'est plus que de 4%, soit un rattrapage de 8% en tenant compte de l'arrondi.

Source : Données exhaustives de revenus fiscaux moyens par commune, 1984-2000, Direction générale des impôts (DGI) et Insee.

Tableau 3 : Evolution des revenus moyens selon le type d'espace, entre 1984 et 2000 (aire de Paris)

		Situation en 1999		
		Pôle de Paris	Couronne périurbaine de Paris	Total
Situation en 1982	Pôles urbains	3%	3%	5%
		-11%	-12%	-12%
		-21%	-21%	-21%
		-10%	-9%	-9%
	Hors aire urbaine de Paris		0%	0%
			-1%	-1%
			0%	0%
			1%	1%
	Communes rurales		5%	5%
			-10%	-10%
			-14%	-14%
			-4%	-4%
	Aire urbaine de Paris	82%	0%	82%
		0%	48%	0%
		0%	32%	0%
		0%	-15%	0%
	Couronne périurbaine de Paris	1%	6%	8%
		6%	8%	7%
		-3%	6%	4%
		-9%	-2%	-3%
	Total	86%	14%	100%
		0%	-2%	0%
		-1%	-6%	-1%
		0%	-4%	-1%

1ère ligne: part de la population concernée en 1999 (aire de Paris)

2ème ligne: écart de revenus moyens avec le pôle de Paris en 1984

3ème ligne: écart de revenus moyens avec le Pôle de Paris en 2000

4ème ligne: évolution de l'écart de revenus moyens avec le pôle de Paris, entre 1984 et 2000

Lecture : 1% de la population de l'aire de Paris en 1999 réside sur des communes de la couronne périurbaine de Paris en 1982 absorbées par le pôle de Paris entre 1982 et 1999. En 1984, le revenu fiscal moyen de ces communes était de 6% plus élevé que dans le pôle de Paris. En 2000, il est de 3% plus faible, soit une baisse relative de 3%.

Source : Données exhaustives de revenus fiscaux moyens par commune, 1984-2000, Direction générale des impôts (DGI) et Insee.

Tableau 4 : Evolution des revenus des différents types d'espace, par région, entre 1984 et 2000

	Revenus moyens (KF de 1996) et écarts entre zones (%) en 1984					Revenus moyens (KF de 1996) et écarts entre zones (%) en 2000					Evolution des écarts entre zone entre 1984 et 2000	
	Pôles urbains	Couronnes périurbaines	Rural	Ecart rural / pôles	Ecart couronnes / pôles	Pôles urbains	Couronnes périurbaines	Rural	Ecart rural / pôles	Ecart couronnes / pôles	rural / pôles	couronnes / pôles
Champagne-Ardenne	87	95	83	-4,7%	9%	87	105	86	-0,3%	22%	4,4%	12%
Picardie	88	88	77	-12%	1%	86	96	78	-9%	11%	3%	10%
Haute-Normandie	89	93	81	-9%	4%	88	101	83	-7%	15%	3%	10%
Centre	92	93	76	-17%	2%	96	102	81	-16%	6%	1%	4%
Basse-Normandie	86	85	71	-17%	-1%	88	97	76	-14%	11%	4%	12%
Bourgogne	89	89	75	-16%	0%	92	99	79	-13%	8%	3%	8%
Nord-Pas-de-Calais	81	82	73	-9%	2%	82	93	74	-10%	14%	0%	12%
Lorraine	85	79	73	-13%	-7%	87	88	78	-10%	1%	4%	8%
Alsace	92	87	76	-17%	-6%	100	108	88	-12%	8%	5%	14%
Franche-Comté	86	81	75	-13%	-7%	90	92	84	-6%	3%	7%	9%
Pays de la Loire	89	81	70	-21%	-9%	97	93	77	-20%	-4%	1%	6%
Bretagne	89	82	68	-23%	-8%	95	95	76	-20%	0%	3%	8%
Poitou-Charentes	87	83	68	-22%	-5%	90	92	73	-19%	2%	3%	7%
Aquitaine	91	79	70	-23%	-14%	95	89	77	-20%	-7%	3%	7%
Midi-Pyrénées	91	79	69	-25%	-13%	96	89	71	-26%	-7%	-2%	6%
Limousin	92	80	66	-29%	-13%	92	89	68	-26%	-3%	3%	10%
Rhône-Alpes	93	86	76	-18%	-7%	101	104	83	-18%	2%	0%	10%
Auvergne	90	83	65	-28%	-7%	91	91	69	-25%	0%	3%	7%
Languedoc-Roussillon	86	82	70	-19%	-5%	83	89	72	-13%	7%	6%	12%
Provence-Alpes-Côte d'Azur	90	89	77	-14%	-1%	92	96	81	-11%	5%	2%	5%
Corse	86	76	71	-18%	-12%	82	76	67	-19%	-7%	-1%	6%

Source : Données exhaustives de revenus fiscaux moyens par commune, 1984-2000, Direction générale des impôts (DGI) et Insee.

Tableau 5 : Evolution du revenu disponibles 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	
	(F de 1996)	(F de 1996)	(F de 1996)	(écart en % par rapport aux pôles urbains)	(F de 1996)	(écart en % par rapport aux pôles urbains)	(F de 1996)	(F 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%
	<i>377</i>	<i>613</i>	<i>956</i>	<i>1,3%</i>	<i>825</i>	<i>1,2%</i>	<i>958</i>	<i>3 147</i>	<i>2,8%</i>
1988	93 397	91 129	83 708	-8,1%	72 473	-20,5%	124 935	109 582	-12,3%
	<i>372</i>	<i>575</i>	<i>911</i>	<i>1,2%</i>	<i>726</i>	<i>1,0%</i>	<i>1 227</i>	<i>2 650</i>	<i>2,3%</i>
1992	100 251	96 626	92 454	-4,3%	80 075	-17,1%	135 372	111 193	-17,9%
	<i>454</i>	<i>633</i>	<i>1 166</i>	<i>1,4%</i>	<i>929</i>	<i>1,2%</i>	<i>1 770</i>	<i>2 355</i>	<i>2,2%</i>
1996	97 558	93 878	92 348	-1,6%	80 900	-13,8%	126 467	111 946	-11,5%
	<i>383</i>	<i>543</i>	<i>808</i>	<i>1,0%</i>	<i>770</i>	<i>1,0%</i>	<i>1 272</i>	<i>2 610</i>	<i>2,3%</i>
2002	104 513	99 252	99 962	0,7%	90 282	-9,0%	134 659	123 996	-7,9%
	<i>453</i>	<i>653</i>	<i>876</i>	<i>1,1%</i>	<i>1 039</i>	<i>1,2%</i>	<i>1 561</i>	<i>2 913</i>	<i>2,5%</i>

Source : Enquêtes logement, 1984-2002.

Lecture : Ecart-types en italique, en petits caractères.

Tableau 6 : Evolution des inégalités de revenu disponible des ménages par unité de consommation selon le type d'espace

	Ensemble du territoire	Hors aire urbaine de Paris Couronnes			Aire urbaine de Paris	
		Pôles urbains	péri- urbaines	Rural	Pôle de Paris	Couronne de Paris
I. Indice de Gini						
1984	0.322	0.302	0.313	0.310	0.322	0.306
	<i>0.002</i>	<i>0.004</i>	<i>0.006</i>	<i>0.006</i>	<i>0.004</i>	<i>0.016</i>
1988	0.314	0.295	0.298	0.291	0.317	0.273
	<i>0.002</i>	<i>0.003</i>	<i>0.005</i>	<i>0.005</i>	<i>0.004</i>	<i>0.011</i>
1992	0.335	0.318	0.309	0.321	0.349	0.279
	<i>0.002</i>	<i>0.003</i>	<i>0.006</i>	<i>0.006</i>	<i>0.007</i>	<i>0.010</i>
1996	0.318	0.314	0.278	0.294	0.328	0.287
	<i>0.002</i>	<i>0.002</i>	<i>0.004</i>	<i>0.004</i>	<i>0.004</i>	<i>0.012</i>
2002	0.338	0.334	0.295	0.325	0.354	0.308
	<i>0.002</i>	<i>0.003</i>	<i>0.005</i>	<i>0.006</i>	<i>0.004</i>	<i>0.011</i>
II. Indice de Theil						
1984	0.185	0.163	0.174	0.174	0.186	0.173
	<i>0.005</i>	<i>0.009</i>	<i>0.009</i>	<i>0.009</i>	<i>0.006</i>	<i>0.034</i>
1988	0.169	0.150	0.151	0.144	0.172	0.129
	<i>0.003</i>	<i>0.004</i>	<i>0.006</i>	<i>0.006</i>	<i>0.005</i>	<i>0.011</i>
1992	0.216	0.189	0.185	0.203	0.238	0.137
	<i>0.006</i>	<i>0.007</i>	<i>0.014</i>	<i>0.016</i>	<i>0.015</i>	<i>0.011</i>
1996	0.176	0.171	0.133	0.154	0.184	0.149
	<i>0.003</i>	<i>0.004</i>	<i>0.005</i>	<i>0.008</i>	<i>0.005</i>	<i>0.017</i>
2002	0.210	0.204	0.157	0.212	0.223	0.169
	<i>0.003</i>	<i>0.005</i>	<i>0.007</i>	<i>0.011</i>	<i>0.007</i>	<i>0.014</i>
III. Ratio D9/D5						
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
IV. Ratio D1/D5						
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

Source : Enquêtes logement, 1984-2002.

Lecture : Ecart-types en italique, en petits caractères.

Tableau 7 : Décomposition de l'écart de niveau de vie des ménages entre communes de l'espace rural et pôles urbains, hors aire de Paris, et évolution entre 1984 et 2002

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

Lecture : Les écarts-types sont en petits caractères, en italique. En 1984, le niveau de vie moyen des ménages (revenu disponible avant impôt 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 déménagent 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.

Source : Enquêtes logement, 1984-2002.

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

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

Lecture : Ecarts-types en petits caractères, en italique. 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.

Source : Enquêtes logement, 1984-2002.

Tableau 9 : Décomposition de l'écart de niveau de vie des ménages entre communes de l'espace périurbain et pôles urbains, hors aire de Paris, et évolution entre 1984 et 2002

	Ecart					Réduction de l'écart entre 1984 et 2002		
	1984	1988	1992	1996	2002		en points de %	en % de la réduction totale
Ecart total	-10,2%	-8,6%	-3,3%	2,5%	5,3%	Réduction de l'écart	15,6%	100%
	1,1%	1,0%	0,9%	1,0%	0,9%		1,5%	
Ecart 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%
L'âge du chef de ménage	0,6%	0,5%	0,4%	0,4%	0,4%		0,7%	
	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%	
Ecart expliqué	-7,9%	-7,0%	-2,2%	1,6%	4,6%	Réduction expliquée	12,6%	81%
	0,7%	0,7%	0,6%	0,7%	0,6%		1,0%	
Ecart inexpliqué	-2,3%	-1,6%	-1,2%	0,9%	0,7%	Réduction inexpliquée	3,0%	19%
	1,1%	0,9%	0,8%	0,7%	0,7%		1,3%	
% écart expliqué	77,5%	81,9%	65,3%	64,1%	86,9%			

Lecture : Voir tableau 7.

Source : Enquêtes logement, 1984-2002.

Tableau 10 : Simulation des effets des changements de population et des changements de rendements sur l'écart de revenu entre espace périurbain et pôles urbains

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

Lecture : Voir tableau 8.

Source : Enquêtes logement, 1984-2002.

Tableau 11 : Décomposition de l'indice de Theil : part des inégalités intergroupes au sein des différents espaces, en 1984 et 2002

	1984				2002			
	Tous	Pôles urbains	Communes périurbaines	Espace rural	Tous	Pôles urbains	Communes périurbaines	Espace rural
Theil	0,170	0,160	0,169	0,174	0,195	0,208	0,153	0,202
Part des inégalités								
Entre catégories socioprofessionnelles	26,9%	30,6%	16,9%	20,5%	26,2%	29,1%	24,8%	18,9%
Entre groupes d'âge	4,2%	3,3%	6,8%	6,4%	3,8%	5,0%	5,3%	2,9%
Entre types de ménages	15,1%	18,4%	14,7%	13,3%	13,0%	18,2%	11,0%	6,8%
Entre groupes de taille de ménage	3,1%	3,3%	4,2%	3,6%	2,9%	2,9%	3,2%	1,6%
Entre tous	46,4%	55,9%	56,1%	58,2%	42,0%	49,6%	52,2%	44,2%

Lecture : L'indice de Theil vaut 0,16 dans les pôles urbains en 1984. 30,6% de ces inégalités provient d'inégalités entre catégories socioprofessionnelles.

Source : Enquêtes logement, 1984-2002

Tableau 12 : Contributions aux variations de l'indice de Theil, entre 1984 et 2002

	Tous	Pôles urbains	Communes périurbaines	Espace rural
Variation total du Theil (x100)	2,5	4,8	-1,7	2,8
	1,0	2,1	0,6	-0,3
Variation expliquée par les changements (x100)				
Entre catégories socioprofessionnelles	0,5	1,2	0,9	0,3
	0,3	0,4	0,5	0,5
Entre groupes d'âge	0,0	0,5	-0,3	-0,5
	0,1	0,1	0,2	0,2
Entre types de ménages	0,0	0,9	-0,8	-0,9
	0,2	0,2	0,2	0,3
Entre groupes de taille de ménage	0,0	0,1	-0,2	-0,3
	0,1	0,1	0,2	0,1
Entre tous les groupes	0,3	1,4	-1,5	-1,2
	0,4	0,6	0,8	1,3

Lecture : Dans les pôles urbains (hors aire de Paris), les inégalités, mesurées par l'indice de Theil, ont augmenté de 0,048 (écart-types de 0,021). L'évolution des inégalités entre groupes de ménages définis par la catégorie socioprofessionnelle de leur chef de ménage contribue à elle seule à une hausse de 0,012 (écart-type de 0,004).

Source : Enquêtes logement, 1984-2002.

Tableau 13 : Simulation des inégalités de revenu disponible des ménages par unité de consommation, selon différents contrefactuels

	Tous	Pôles urbains	Communes périurbaines	Espace rural
Changement total observé	0,015 <i>0,003</i>	0,032 <i>0,005</i>	-0,018 <i>0,006</i>	0,014 <i>0,008</i>
Contrefactuel 1: changement des rendements	-0,002 <i>0,002</i>	0,004 <i>0,002</i>	-0,009 <i>0,003</i>	-0,006 <i>0,003</i>
Contrefactuel 2: changement de composition	0,033 <i>0,003</i>	0,037 <i>0,004</i>	0,028 <i>0,006</i>	0,031 <i>0,007</i>
Contrefactuel 3: changement de l'inégalité résiduelle	0,015 <i>0,003</i>	0,022 <i>0,004</i>	-0,002 <i>0,007</i>	0,016 <i>0,008</i>

Lecture : Si seule avait évolué la composition de la population des ménages des pôles urbains entre 1984 et 2002, l'indice de Gini y aurait augmenté de 0,037 (écart-type de 0,004). Ecarts-types estimés par bootstrap.

Source : Enquêtes logement, 1984-2002.

Tableaux A1 et A2 : Comparaison des revenus disponibles moyens des ménages par unité de consommation selon les tranches d'unité urbaines, dans les Enquêtes logement et Revenus fiscaux

	Enquêtes logement							Enquêtes revenus fiscaux					
	Total	<2 000	2 000 - 20 000	20 000 - 100 000	>100 000	Agglo. parisienne		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

	Enquêtes logement						Enquêtes revenus fiscaux				
		2 000 -	20 000 -		Agglo.			2 000 -	20 000 -		Agglo.
	<2 000	20 000	100 000	>100 000	parisienne		<2 000	20 000	100 000	>100 000	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%

Source : Enquêtes logement et Enquêtes revenus fiscaux (Insee et DGI).

Tableaux B1 et B2 : Comparaison des inégalités de revenu disponible des ménages par unité de consommation selon les tranches d'unité urbaines, dans les Enquêtes logement et Revenus fiscaux

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

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

Source : Enquêtes logement et Enquêtes revenus fiscaux (Insee et DGI).

Tableau C : Statistiques descriptives

	Pôles urbains			Espace périurbain			Espace rural			Rendements estimés		
	1984-2002			1984-2002			1984-2002			1984-2002		
	1984	2002	change	1984	2002	change	1984	2002	change	1984	2002	change
Catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage (ancienne cs si retraité)												
Agriculteurs exploitants	2%	1%	-1%	15%	9%	-6%	22%	16%	-5%	Ref.	Ref.	
Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	9%	6%	-3%	9%	8%	-1%	11%	10%	-1%	0.38	0.35	-0.03
Cadres et professions intellectuelles supérieures	11%	15%	4%	6%	12%	6%	5%	7%	2%	1.06	0.90	-0.16
Professions intermédiaires	19%	20%	1%	14%	20%	5%	11%	15%	4%	0.74	0.55	-0.19
Employés	18%	20%	2%	10%	15%	4%	11%	15%	4%	0.50	0.31	-0.19
Ouvriers	33%	26%	-7%	39%	32%	-8%	36%	31%	-5%	0.39	0.23	-0.17
Sans profession	8%	11%	3%	5%	5%	-1%	5%	6%	1%	0.42	0.28	-0.13
Age du chef de ménage	48.8	50.0	1.2	50.6	52.2	1.6	53.4	55.1	1.8	0.35	0.45	0.00
Type de ménage												
Homme isolé												
Actif occupé	5%	7%	3%	3%	5%	2%	4%	5%	1%	Ref.	Ref.	
Retraité	3%	3%	0%	3%	3%	0%	5%	5%	0%	-0.34	-0.26	0.08
Chômeur / autre inactif	1%	1%	1%	0%	1%	0%	0%	1%	0%	-0.87	-0.68	0.18
Femme isolée												
Active occupée	8%	11%	2%	4%	5%	1%	5%	6%	1%	-0.13	-0.16	-0.03
Retraîtée	8%	9%	1%	6%	7%	1%	9%	10%	2%	-0.49	-0.36	0.13
Chômeuse / autre inactive	7%	10%	3%	4%	4%	0%	4%	5%	1%	-0.68	-0.69	-0.02
Couple												
0 actif occupé, pers. de réf. retraitée	14%	15%	1%	17%	19%	2%	20%	22%	3%	-0.23	-0.12	0.10
0 actif occupé, pers. de réf. chômeur ou inactif	3%	4%	1%	2%	2%	-1%	2%	3%	1%	-0.69	-0.41	0.28
1 actif occupé, conjoint retraité	2%	2%	0%	2%	4%	2%	3%	3%	1%	0.02	0.14	0.13
1 actif occupé, conjoint chômeur ou inactif	5%	5%	1%	4%	5%	2%	3%	5%	1%	-0.12	0.04	0.16
1 actif occupé, conjoint femme au foyer	18%	7%	-11%	20%	9%	-11%	17%	7%	-10%	-0.10	0.03	0.13
2 actifs occupés	26%	23%	-3%	31%	35%	4%	27%	27%	0%	0.25	0.34	0.08
1 actif occupé, conjoint non renseigné	1%	1%	0%	2%	1%	-1%	2%	1%	-1%	-0.02	0.13	0.15
Taille du ménage	2.6	2.3	-0.4	2.9	2.6	-0.3	2.7	2.4	-0.3	-0.22	-0.30	-0.08

Source : Enquêtes logement (1984-2002)

Tableau D : Robustesse des micro-simulations à la dépendance de sentier

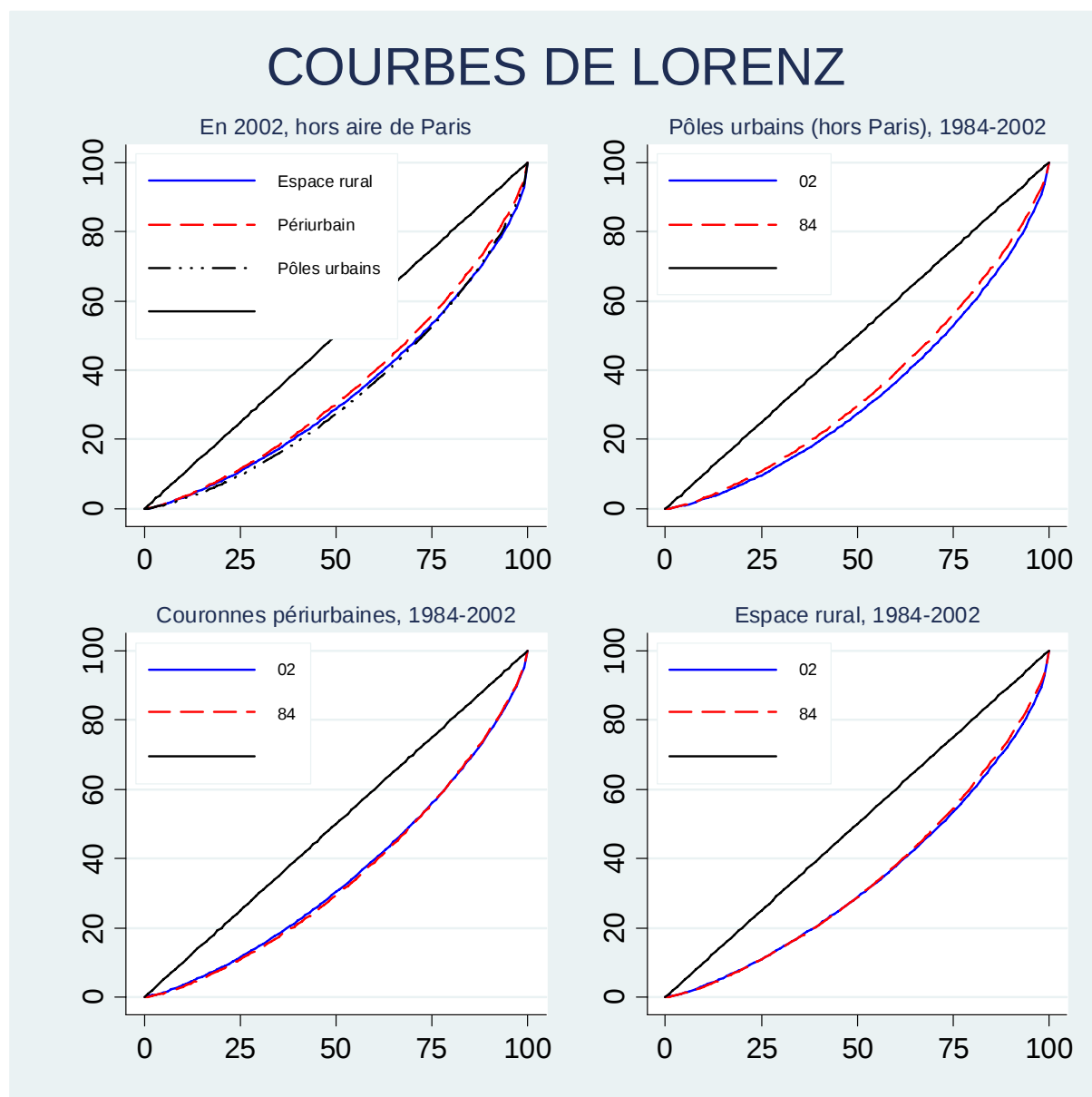
Variation de l'indice de Gini

	Tous	Pôles urbains	Communes périurbaines	Espace rural
Changement total observé	0,015	0,032	-0,018	0,014
	<i>0,003</i>	<i>0,005</i>	<i>0,006</i>	<i>0,008</i>
Contrefactuel 1: changement des rendements				
Estimation 1	-0,002	0,004	-0,009	-0,006
	<i>0,002</i>	<i>0,002</i>	<i>0,003</i>	<i>0,003</i>
Estimation 2	-0,008	-0,002	-0,019	-0,010
	<i>0,002</i>	<i>0,002</i>	<i>0,003</i>	<i>0,003</i>
Estimation 3	-0,006	-0,002	-0,014	-0,009
	<i>0,002</i>	<i>0,003</i>	<i>0,003</i>	<i>0,003</i>
Estimation 4	-0,003	0,002	-0,009	-0,005
	<i>0,002</i>	<i>0,003</i>	<i>0,004</i>	<i>0,004</i>
Contrefactuel 2: changement de composition				
Estimation 1	0,033	0,037	0,028	0,031
	<i>0,003</i>	<i>0,004</i>	<i>0,006</i>	<i>0,007</i>
Estimation 2	0,003	0,007	-0,006	0,004
	<i>0,004</i>	<i>0,004</i>	<i>0,007</i>	<i>0,009</i>
Estimation 3	0,029	0,031	0,024	0,028
	<i>0,003</i>	<i>0,004</i>	<i>0,007</i>	<i>0,008</i>
Estimation 4	0,009	0,011	0,004	0,010
	<i>0,004</i>	<i>0,004</i>	<i>0,008</i>	<i>0,009</i>
Contrefactuel 3: changement de l'inégalité résiduelle				
Estimation 1	0,015	0,022	-0,002	0,016
	<i>0,003</i>	<i>0,004</i>	<i>0,007</i>	<i>0,008</i>
Estimation 2	0,009	0,015	-0,012	0,012
	<i>0,004</i>	<i>0,005</i>	<i>0,007</i>	<i>0,009</i>
Estimation 3	-0,015	-0,008	-0,036	-0,011
	<i>0,004</i>	<i>0,004</i>	<i>0,007</i>	<i>0,009</i>
Estimation 4	-0,011	-0,004	-0,032	-0,007
	<i>0,004</i>	<i>0,004</i>	<i>0,008</i>	<i>0,009</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 0,007, de 0,031 ou de 0,011 (écarts-types calculés par bootstrap, en italiques).

Source : Enquêtes logement, 1984-2002.

Figure 1 : Courbes de Lorenz selon l'année et le type d'espace



Source : Enquêtes Logement, 1984-2002.