

ESPACE

avec le concours des Universités de Picardie, Paris I, Liège,

POPULATIONS

de l'Université libre de Bruxelles, de l'Université Catholique de Louvain

SOCCIETIES

et du Centre National de la Recherche Scientifique

extrait

extract

Alain JACQUOT

INSEE
Division Statistiques et Etudes Régionales
18 Bld A. Pinard
75675 Paris Cedex 14

Les frictions spatiales entre la population et l'emploi

1. LES MIGRATIONS DES VILLES VERS LES ZONES PERIURBAINES SE POURSUIVENT

Entre 1982 et 1990, les migrations ont joué dans le sens d'un desserrement de la population des villes au profit des zones périurbaines, à un rythme voisin de celui qui avait été observé entre 1975 et 1982. Ce phénomène concerne toutes les régions: partout les grandes villes présentent des taux de solde migratoire¹ moins élevés que les petites villes et les zones périurbaines (tableau n°1).

L'excédent naturel, quant à lui, est plus fort dans les villes (surtout les grandes) que dans les zones rurales (y compris les zones périurbaines). Ici encore, toutes les régions sont concernées par ce phénomène. Si les migrations jouaient donc dans le sens d'un étalement de la population sur le territoire, à l'inverse, le mouvement naturel jouait dans le sens d'une concentration accrue des individus dans les grandes agglomérations. Lequel de ces deux phénomènes (mouvement naturel, et migrations) a eu l'influence la

plus importante sur le degré de concentration de la population ?

L'examen des taux moyens d'accroissement de la population des communes en fonction de la tranche d'unité urbaine à laquelle elles appartiennent ne fournit pas une réponse claire: le taux moyen d'accroissement de la population entre 1982 et 1990 est plus élevé à la fois dans les zones périurbaines et dans les grandes villes que dans les villes moyennes.

Une appréciation synthétique du degré de concentration de la population est fournie par la courbe de Lorenz (cf. Jayet (1988))². Or les deux courbes, pour 1982 et 1990 sont quasiment confondues (graphique n°1): mouvement naturel et migrations se sont compensés, et le degré de concentration des hommes sur le territoire n'a pas fortement évolué. Ce degré de concentration de la population est stable depuis 1975, alors qu'il avait crû fortement dans l'après-guerre (graphique n°2).

¹ Il s'agit plus précisément du taux de variation de la population dû au solde migratoire.

² L'utilisation de la courbe de Lorenz en science régionale a fait l'objet de critiques (cf. par ex. Le Bras (1991)

ou Davezies (1992)). Aussi avons-nous précisé à l'annexe n°1 les conditions dans lesquelles nous sommes amenés à y recourir.

COMMUNES RURALES ET COMMUNES URBAINES

On appelle «unité urbaine» une ou plusieurs communes sur le territoire desquelles se trouve un ensemble continu d'habitations comportant au moins 2 000 habitants. Dans cet article, les termes de «ville» ou d'«agglomération» sont souvent employés comme synonymes d'«unité urbaine».

Toute commune n'appartenant pas à une unité urbaine est dite rurale. Au sein des communes rurales, on distingue les communes rurales périurbaines et les communes en rural «profond». Les premières sont par définition les communes rurales appartenant à une zone de peuplement industriel ou urbain (ZPIU). Les ZPIU sont délimitées autour des unités urbaines ou de certaines communes rurales dites industrielles en tenant compte notamment du niveau des migrations alternantes et de l'importance relative de la population agricole.

On a distingué, dans cet article, trois types d'unités urbaines: celles de plus de 100 000 habitants, celles dont la popula-

tion était comprise entre 20 000 et 100 000 habitants, et celles de moins de 20 000 habitants.

Le découpage utilisé tout au long de cette communication est celui réalisé en 1982. Certaines communes, classées comme rurales en 1982, sont devenues urbaines en 1990. De même, la délimitation des nouvelles ZPIU a fait apparaître le passage en rural périurbain de communes auparavant classées en rural profond: nous n'en avons pas tenu compte; les évolutions de la population et de l'emploi calculées dans cet article sont donc calculées à découpage constant: utiliser le découpage de 1990 pour la population en 1990 et celui de 1982 pour la population en 1982 reviendrait à comparer la population d'une zone en 1982 à la population d'une autre zone en 1990: on ne pourrait alors plus séparer, dans la variation de la population, ce qui est dû aux migrations et à l'excédent des naissances sur les décès d'une part, de ce qui est dû au redécoupage d'autre part.

Tableau 1: Taux de solde migratoire

	rural profond	rural périurbain	petites villes	villes moyennes	grandes villes	total
TOTAL	3,2	9	2,1	-2,3	-2,3	0,8
ILE-DE-FRANCE	13,5	22,9	12,8	2,3	-2,3	-0,5
CHAMP.-ARDENNES	0	2,9	-6,7	-9,9	-4,8	-3,7
PICARDIE	1,7	6	-1,1	-5,3	-5,9	-0,2
HTE NORMANDIE	4,2	9,4	0,7	-4,5	-6,1	-0,2
CENTRE	3,4	9,4	1,1	-1,9	0,4	2,6
BASSE NORMANDIE	0,5	7,5	-3	-5,9	-5,6	-0,7
BOURGOGNE	1,9	8,2	-4,3	-5,9	-1,8	-0,2
NORD - PAS-DE-CALAIS	0,6	4,2	-1,6	-6,5	-6,3	-4,3
LORRAINE	-0,1	1,7	-7	-8,6	-6,1	-4,6
ALSACE	9,2	4	1	-2,3	-2,7	0
FR. COMTE	2,1	4,7	-4,8	-6,1	-10,6	-2,7
PAYS DE LOIRE	0,7	4,5	0,8	-4,4	-1,8	0,4
BRETAGNE	0,9	8,3	2,1	-2,3	-3,7	1,4
POITOU-CHARENTES	1,1	7,4	-0,5	-2,7	-4,6	0,7
AQUITAINE	5,1	10,3	4,1	2,6	3,5	4,9
MIDI-PYRENEES	3,5	10,8	2,2	-2,8	7,5	4,4
LIMOUSIN	3	8,4	-1	-3,8	-2,5	1,1
RHÔNE-ALPES	8,1	13	4,4	1,4	-3	2,3
AUVERGNE	0,3	7,5	-0,2	-3,4	-5,1	-0,3
LANGUEDOC-ROUSS.	11,8	22,9	12,1	1,9	1,4	9,2
PACA	15,1	25,6	14	5	1,5	5,6
CORSE	4,1	14,5	9,2	-3,9		3,3

2. MIGRATIONS INTER-REGIONALES ET MIGRATIONS INTRA-REGIONALES: QUEL EST L'IMPACT DE L'ARMATURE URBAINE DES RÉGIONS ?

Bien sûr, que la courbe de Lorenz ne bouge pas ne signifie pas que rien ne se passe: nous avons vu en particulier que les mouvements migratoires des villes vers les zones périurbaines se poursuivaient entre 1982 et 1990, et que ce phénomène concernait peu ou prou toutes les régions (cf. tableau n°1). Le fait que le taux de solde migratoire soit dans toutes les régions supérieur pour le rural périurbain à ce qu'il est pour les petites villes et surtout les grandes villes incite naturellement à réaliser sur cette variable (taux de solde migratoire) une analyse structurelle géographique. L'analyse structurelle géographique est mathématiquement équivalente à une analyse de la variance (pondérée) à un facteur (facteur «tranche d'unité urbaine»). Par ailleurs, en réalisant une analyse de la variance pondérée à deux facteurs (tranches d'unité urbaine, et région) sans interaction, on obtient un test de significativité de l'effet structurel et de l'effet régional.

Il s'agit d'une analyse structurelle résiduelle un peu particulière, où l'effet structurel tient à la répartition de la population entre les différentes tranches d'unités urbaines. Les résultats en sont donnés au tableau n°3 : les

deux effets sont significatifs, l'effet de la tranche d'unité urbaine étant du reste nettement plus marqué que celui du facteur «région»: les différences de taux de solde migratoire sont donc moins importantes entre régions qu'elles ne le sont entre tranches d'unités urbaines³.

Il est intéressant de constater que si le solde migratoire de l'Île-de-France est négatif sur la période 1982-1990, l'effet géographique est en revanche nettement positif; la situation est inverse pour les régions de l'Ouest (Bretagne, Pays de la Loire, et Poitou-Charentes). Une interprétation possible en est la suivante: l'effet structurel est lié au degré d'urbanisation de la région; dans les régions sur-urbanisées comme l'Île-de-France, la migration de tous les individus qui le souhaiteraient vers les zones périurbaines n'est pas possible pour tous ces individus simultanément: le surplus émigre donc hors de la région. L'interprétation est symétrique pour les régions de l'Ouest. L'effet géographique, quant à lui, oppose le Nord - Pas-de-Calais et la Lorraine d'une part, et les régions du Sud d'autre part.

3. EFFET «BOULE DE NEIGE» SUR L'EMPLOI

Les méthodes utilisées pour analyser l'évolution de la population (calcul de taux d'évolution par régions et tranches d'unités urbaines, tracé de courbes de Lorenz, et analyse structurelle résiduelle) peuvent aussi être utilisées pour analyser l'évolution de l'emploi (au lieu de travail).

Si l'on trace sur un même graphique les courbes de Lorenz pour l'emploi et pour la population en 1982, on s'aperçoit que l'emploi est nettement plus concentré que la population (cf. Terrier (1990)) (graphique n°3). La même conclusion vaut pour 1990.

L'emploi est-il plus concentré en 1990 qu'il ne l'était en 1982, ou bien est-ce l'inverse? L'examen des taux de croissance de l'emploi par croisement région x tranche d'unité urbaine suggère la réponse: alors qu'au niveau national l'emploi chutait en rural profond et stagnait dans le rural périurbain, il connaissait une croissance vive dans les grandes agglomérations, et dans presque toutes les régions, la croissance de l'emploi a été plus forte (ou la décroissance de l'emploi moins forte) en zone urbaine que dans le rural périurbain et a fortiori dans le rural profond (tableau n°2).

³ Il ne faudrait pas pour autant en déduire que le facteur «taille de l'agglomération» est nécessairement plus important que le facteur «région» dans les choix de localisation résidentielle des ménages. Les deux facteurs jouent sans doute au niveau des individus: changer de tranche d'unité urbaine comporte à l'évidence un coût

psychologique qui peut être aussi important que celui que l'on supporte en changeant de région, mais dans la même tranche d'unité urbaine; mais seules des données désagrégées permettraient de quantifier les importances respectives de ces deux facteurs sur les comportements de localisation résidentielle des ménages.

POPULATION AUX RECENSEMENTS DE 1954 1962 1968 ET 1975
COURBES DE LORENZ

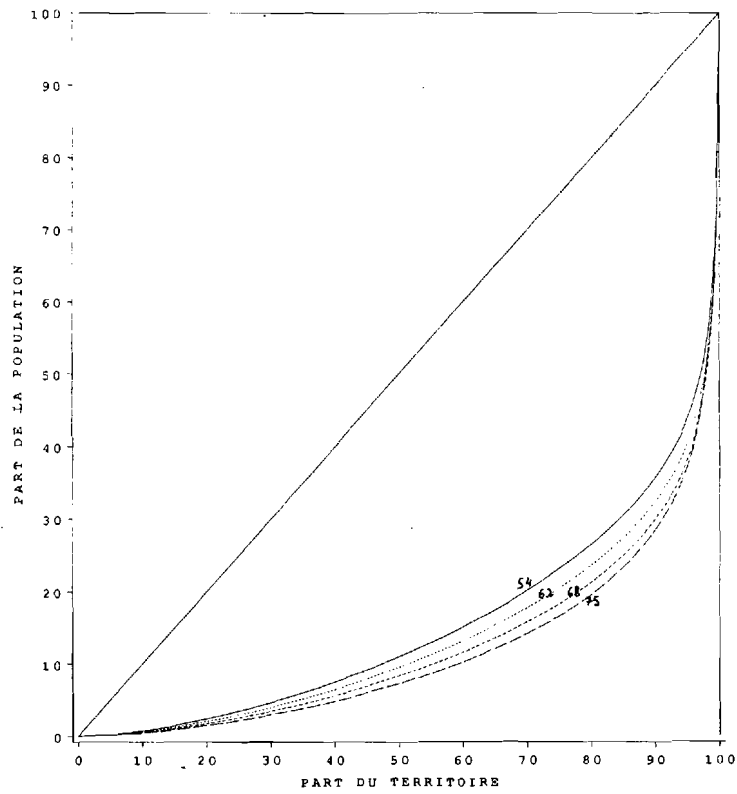


Figure 1

POPULATION AUX RECENSEMENTS DE 1975 1982 ET 1990
COURBES DE LORENZ

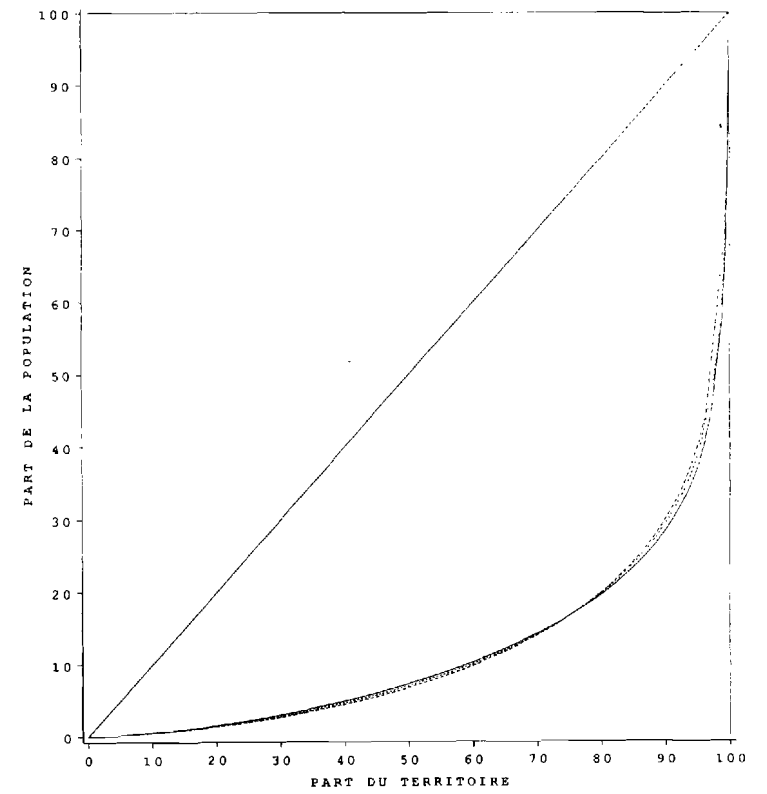


Figure 2

EMPLOI ET POPULATION EN 1982
COURBES DE LORENZ

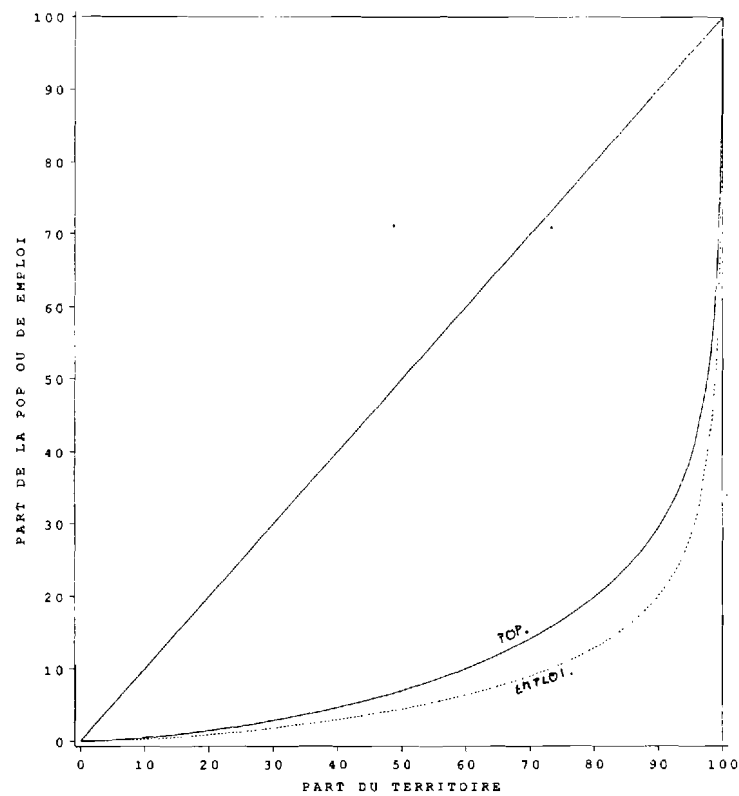


Figure 3

EMPLOI EN 1982 ET 1990
COURBES DE LORENZ

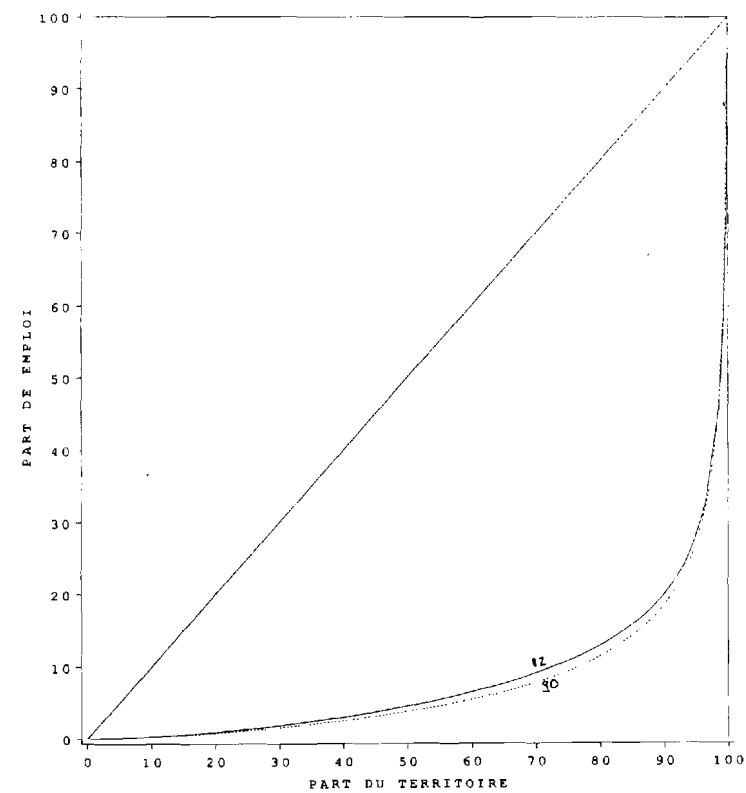


Figure 4

Tableau 2: Variation de l'emploi

	rural profond	rural périurbain	petites villes	villes moyennes	grandes villes	total
TOTAL	-13,2	2,4	3,7	3,9	5,8	3,3
ILE-DE-FRANCE	-9,5	27,4	9,1	8,8	7,3	7,9
CHAMP.-ARDENNES	-7,1	-5	-1,2	2,5	2	-0,6
PICARDIE	-17,9	-2,9	-0,5	2,8	2,8	-0,3
HTE NORMANDIE	-8,6	0,4	9,8	-0,9	-1,9	0,6
CENTRE	-16	-2,5	1,9	5,1	7,4	1,4
BASSE NORMANDIE	-17,9	3,9	2	5,1	6	-0,6
BOURGOGNE	-14,2	-1,2	-3,2	1,2	6,5	-1,3
NORD- PAS-DE-CALAIS	-16,1	-4,6	-2,6	-0,9	-3,7	-3,5
LORRAINE	-21,6	-1,3	-5,4	-8,6	-2	-4,5
ALSACE	-45,6	2,3	5,9	6,3	3,9	4,4
FR. COMTE	-16,2	1,2	-0,6	2,6	-1,8	-1,3
PAYS DE LOIRE	-14	-1,6	5,2	5,3	4,9	1,5
BRETAGNE	-16,1	0,2	2,7	3,5	8,6	0,4
POITOU-CHARENTES	-12,9	-0,3	4	5,3	4,5	0,4
AQUITAINE	-7,9	3,1	1,8	7,7	8,5	4
MIDI-PYRENEES	-10,9	3,5	4,4	6,6	21,3	6,7
LIMOUSIN	-19,7	-7,4	0,9	2,8	0,7	-5,2
RHÔNE-ALPES	-10	8,9	9,4	6,8	7,3	6,8
AUVERGNE	-18,6	-4,6	-3,1	-1,4	-0,9	-5,3
LANGUEDOC-ROUSS.	-6,1	10,9	15	4,9	15,4	10,3
PACA	-2,9	14	11,6	9,6	6,9	7,9
CORSE	-4,1	2,7	0,8	11,7		5,4

L'examen des courbes de Lorenz le confirme: l'emploi manifeste en 1990 un degré de concentration accrue par rapport à 1982 (la courbe de Lorenz pour l'emploi s'est déplacée vers le bas (graphique n°4)). Ce fossé croissant entre la localisation des hommes et celle des emplois s'est naturellement traduit par un accroissement sensible des déplacements domicile-travail⁴ (cf. Deschamps et alii (1991)).

Si l'on trace, pour 1982 et 1990, les courbes de Lorenz pour l'emploi par secteurs d'activité, on s'aperçoit alors que celles-ci, contrairement à la courbe de Lorenz pour l'emploi total, ont très peu bougé entre 1982 et 1990; si l'emploi est plus concentré en 1990 qu'il ne l'était en 1982, c'est donc surtout parce que ce sont les secteurs les mieux représentés dans les villes qui ont crû le plus fortement (tertiaire notamment), et non pas tellement parce que l'emploi de certains secteurs aurait crû plus vite dans les villes (cette conclusion est confirmée par l'examen des taux de croissance de l'emploi par secteurs

d'activité, régions, et tranches d'unités urbaines). Les villes ont donc bénéficié d'un effet «boule de neige»: tout se passe comme si les hausses de l'emploi en zone urbaine se nourrissaient d'elles-mêmes du fait de l'importance du secteur tertiaire dans les villes.

Si on ajuste un modèle d'analyse de la variance à trois facteurs (région, secteur, et tranche d'unité urbaine) sur la variable «taux de variation de l'emploi», l'effet prépondérant est de loin celui du facteur «secteur d'activité»; néanmoins, les facteurs «région» et «tranche d'unité urbaine» sont eux aussi très significatifs. L'effet sectoriel joue au bénéfice des régions fortement tertiariées (Ile-de-France, Provence-Alpes-Côte-d'Azur), et au détriment des régions industrielles et surtout agricoles (tableau n°4); l'effet «tranche d'unité urbaine» joue au bénéfice des régions fortement urbanisées (Ile-de-France, Nord - Pas-de-Calais,...) et au détriment des régions où une grande partie de la population habite en zone rurale (tableau n°4).

⁴ Cet accroissement des navettes n'est sans doute pas dû en totalité au fossé croissant entre la localisation des hommes et des emplois: dans un monde où les qualifications se diversifient, on peut penser qu'il de-

vient de plus en plus difficile à une entreprise de trouver à proximité immédiate de sa localisation les compétences dont elle a besoin.

Tableau 3: Analyse structurelle géographique sur le taux de solde migratoire

	total	effet t.u.	effet géographique
TOTAL	0,8	0	0
ILE-DE-FRANCE	-0,5	-2,5	1,2
CHAMP. ARDENNES	-3,7	1,1	-5,6
PICARDIE	-0,2	2	-3
HTE NORMANDIE	-0,2	0,8	-1,8
CENTRE	2,6	1,2	0,6
BASSE NORMANDIE	-0,7	1,7	-3,3
BOURGOGNE	-0,2	1,5	-2,5
NORD - PAS-DE-CALAIS	-4,4	-1,2	-4
LORRAINE	-4,6	0,8	-6,3
ALSACE	0	0,9	-1,7
FR. COMTE	-2,7	1,8	-5,3
PAYS DE LOIRE	0,4	1,3	-1,7
BRETAGNE	1,4	1,6	-1
POITOU-CHARENTES	0,7	1,8	-1,9
AQUITAINE	4,9	0,5	3,5
MIDI-PYRENEES	4,4	1	2,6
LIMOUSIN	1,1	1,2	-0,9
RHÔNE-ALPES	2,3	-0,2	1,7
AUVERGNE	-0,3	1	-2,2
LANGUEDOC-ROUSS.	9,1	0,6	7,8
PACA	5,6	-1,6	6,4

L'effet géographique sur la variation de l'emploi (tableau n°4), enfin, est fortement corrélé à l'effet géographique observé pour le taux de solde migratoire. Comment interpréter cette corrélation? Une première possibilité est qu'une croissance différenciée de l'emploi entre régions induit des flux migratoires; la causalité en sens inverse peut également être défendue (cf. par ex. Muth (1972) ou Jacquot (1992b)), car la croissance de la population dans une région se traduit par une croissance de la demande (de biens et services) adressée aux entreprises de cette région, et donc, in fine, par une

croissance de l'emploi.

Cette croissance de la demande adressée aux entreprises de la région concerne davantage certains secteurs (BTP, commerce, services marchands et non marchands) que d'autres (industrie, agriculture), où la demande peut être considérée essentiellement comme une demande nationale, voire mondiale. L'effet géographique peut dès lors s'interpréter, au moins en partie, comme le supplément de demande adressé aux entreprises de la région une fois que l'on a tenu compte du caractère exogène d'une partie de cette demande.

4. LABORO-DEPENDANCE ET LABORO-DOMINANCE⁵

L'emploi est également plus concentré que la population active ayant un emploi, pour laquelle la courbe de Lorenz occupe une

position intermédiaire entre celle de la population et celle de l'emploi. Une autre façon de le voir consiste à calculer, pour cha-

⁵ Expressions dues à J.E. Rochas, ancien Directeur Ré-

gional de l'INSEE Rhône-Alpes.

Tableau 4: Analyse structurelle géographique sur le taux de variation de l'emploi

	total	effet sectoriel	effet t.u.	effet géographique
TOTAL	3,3	0	0	0
ILE-DE-FRANCE	7,9	4,5	2,3	-2,2
CHAMP.-ARDENNES	-0,6	-2,5	-1,1	-0,3
PICARDIE	-0,3	-2,3	-0,4	-0,9
HTE NORMANDIE	0,6	-1	0,5	-2,1
CENTRE	1,4	-1,9	-1,1	1,1
BASSE NORMANDIE	-0,6	-3,7	-2,9	2,8
BOURGOGNE	-1,3	-2,1	-1,7	-0,8
NORD - PAS-DE-CALAIS	-3,5	-0,9	1,3	-7,3
LORRAINE	-4,5	-0,7	0,7	-7,8
ALSACE	4,4	-0,2	1,2	0,1
FR. COMTE	-1,3	-2,8	-0,6	-1,3
PAYS DE LOIRE	1,5	-3	-1,1	2,3
BRETAGNE	0,4	-2,8	-2,5	2,3
POITOU-CHARENTES	0,5	-3	-2,4	2,6
AQUITAINE	4	-1,3	-1,5	3,6
MIDI-PYRENEES	6,7	-1,9	-2,3	7,6
LIMOUSIN	-5,2	-3,4	-3,5	-1,6
RHÔNE-ALPES	6,8	-0,3	0,4	3,4
AUVERGNE	-5,3	-3,1	-2,5	-3
LANGUEDOC-ROUSS.	10,3	0,2	-1	7,9
PACA	7,9	3,1	1,2	0,3

que région et chaque tranche d'unité urbaine, un taux de «laboro-dominance» égal au rapport entre l'emploi au lieu de travail et la population active ayant un emploi: ce taux, qui, en 1982, en moyenne, prend une valeur de 116 dans les villes moyennes et 110 dans les grandes villes, tombe à 77 dans le rural profond et 68 seulement en rural périurbain.

Entre 1982 et 1990, la laboro-dominance des villes et la laboro-dépendance des campagnes se sont accrues, puisque le taux de laboro-dominance est tombé à 61 pour le rural périurbain et 68 pour le rural profond, alors qu'il montait à 120 et 113 respectivement pour les villes moyennes et les grandes villes.

5. DANS LES GRANDES AGGLOMERATIONS, LE COMPORTEMENT DES BANLIEUES EST DIFFERENT DE CELUI DE LA VILLE CENTRE

Le découpage en agglomérations, par définition, masque les redistributions de l'emploi et de la population au sein des agglomérations. Or, si l'on prend le cas de l'agglomération parisienne, on s'aperçoit qu'en matière de migrations et d'évolution de l'emploi elles n'ont pas été les mêmes pour la ville-centre (Paris) et pour les banlieues: si l'emploi augmentait de 0,4% à Paris, il augmentait de 12,4% en banlieue (la croissance dépasse même 30% dans sept zones d'emploi de l'Ile-de-France situées en grande couronne); et si Paris perdait des habitants par le jeu

des migrations, la banlieue équilibrait son bilan migratoire. Quant aux communes périurbaines en bordure de l'agglomération parisienne (communes appartenant à la ZPIU de Paris mais n'appartenant pas à l'agglomération parisienne) elles présentent des taux de solde migratoire encore plus nettement positifs, mais aussi une croissance de l'emploi moins affirmée qu'en banlieue. On retrouve les mêmes phénomènes, à quelques détails près, dans les vingt plus grandes villes françaises: émigration nette de la ville centre au profit des banlieues et sur-

tout des zones périurbaines, et déserrément de l'emploi au bénéfice essentiellement des banlieues. Dans les communes périurbaines (i.e. communes de la ZPIU n'appartenant pas à l'agglomération), la croissance de l'emploi n'a pas pu suivre celle de la population; aussi, le taux de laboro-dominance de ces communes, déjà faible en 1982, s'est-il encore détérioré, alors que les communes

de banlieue connaissaient une amélioration de leur situation.

En bordure des grandes agglomérations, les communes périurbaines doivent donc faire face à des besoins accrus en termes d'équipements, au moment où ce sont plutôt les communes de banlieue qui bénéficient des retombées, en matière de taxe professionnelle, du déserrément de l'emploi.

6. COUTS DE CONGESTION ET LOCALISATION DES HOMMES ET DES ACTIVITES: QUELQUES INTERROGATIONS

L'emploi tertiaire continuera-t-il à croître et l'emploi industriel à décroître ? Pour les services, où le commerce international intervient peu, tout dépendra du progrès technique et de l'évolution de la demande (quant à son volume et à sa composition).

Pour l'industrie, la compétitivité sera déterminante. Si les dotations en facteurs d'un pays commandent sa spécialisation dans le commerce international (théorème de Heckscher, Ohlin et Samuelson), on peut penser que la France pourrait mieux tirer son épingle du jeu dans les secteurs industriels de pointe, faisant appel à une main-d'œuvre qualifiée, que dans ceux où le niveau de qualification est peu élevé (biens de consommation par ex.).

Si l'emploi tertiaire continue à progresser, les villes continueront-elles à se tailler la part du lion dans la croissance du tertiaire ? La diversification des métiers et des qualifications joue dans le sens d'une telle concentration: en s'installant en zone urbaine, une entreprise réduit le risque de ne pas trouver à proximité de sa localisation la main-d'œuvre qualifiée dont elle a besoin. C'est également en ville que l'entreprise a le plus de facilités à créer autour d'elle un milieu industriel (composé de ses clients, fournisseurs, prestataires de services, ...etc.) favorable à sa croissance. Le coût du foncier risque d'opérer une redistribution de l'emploi davantage au sein des grandes villes (au profit des banlieues et des zones périurbaines, et au détriment des villes cen-

tres) plutôt qu'au profit des petites villes et des campagnes: il suffit en effet en général de s'éloigner de quelques kilomètres de la ville centre pour voir les prix de l'immobilier baisser de manière spectaculaire.

En sens inverse, d'autres facteurs sont susceptibles de contrarier la concentration de l'emploi tertiaire: dans certains secteurs, la prestation de service est nécessairement consommée et produite au même endroit, et le degré d'autonomie de l'emploi dans sa localisation est faible. La technologie offre théoriquement la possibilité de distendre le lien entre lieu de résidence et lieu de travail; mais le développement du télétravail dépendra aussi et surtout de considérations économiques et sociologiques.

Si à l'avenir les migrations vers les zones périurbaines devaient se poursuivre et l'emploi se concentrer davantage encore dans les villes, on peut craindre que les coûts de congestion ne s'accroissent dans les métropoles, du fait de déplacements domicile-travail plus nombreux et plus longs. L'équilibre résultant du jeu des agents économiques ne coïnciderait dès lors plus avec l'optimum social, puisqu'on serait en présence d'effets externes.

La théorie économique propose plusieurs types de solutions permettant de rétablir l'équivalence entre équilibre et optimum lorsqu'on est en présence d'effets externes: mesures de nature réglementaire⁶, instauration d'une taxe (ou d'une subvention), création d'un marché des droits à congestionner...

⁶ Par ex.: instauration d'une procédure d'agrément pour l'installation d'entreprises en zone urbaine; ou bien encore rendre plus difficile l'accès à des prêts bonifiés pour des entreprises souhaitant s'installer dans

les grandes villes. On pourrait aussi envisager de peser de manière analogue sur les décisions de localisations des ménages.

On pourrait aussi être tenté de développer les infrastructures de transport dans les villes; mais de tels investissements ne risquent-ils

pas de présenter des effets pervers sur les décisions de localisation des entreprises, en renforçant l'attractivité des villes ?

7. DEFORMATIONS DE L'ESPACE SOCIAL

Rien n'interdit d'étudier avec la même méthode d'autres variables à caractère sociologique ou démographique: le croisement d'un zonage administratif (les régions) et d'un zonage fonctionnel (les tranches d'unités urbaines) se révèle ainsi fécond pour étudier la répartition dans l'espace français des catégories socio-professionnelles, des diplômés, ou encore des nationalités.

L'analyse de la concentration et de la répartition des PCS (professions et catégories sociales) a fourni les quelques enseignements suivants: la PCS la plus concentrée est celle des cadres, et à l'autre extrémité on trouve bien entendu les agriculteurs; peu de changements entre 1982 et 1990: les courbes de Lorenz pour les PCS sont restées à peu près stables.

La population étrangère est beaucoup plus concentrée que la population française: quelle que soit la nationalité, l'indice de Gini est toujours supérieur à 0,95 (et a très peu évolué entre 1982 et 1990), alors qu'il n'est que de 0,77 pour la population totale. Des chiffres aussi élevés peuvent surprendre pour des nationalités comme les Espagnols, les Italiens, ou les Portugais, des communautés installées depuis longtemps en France.

La forte diminution du nombre d'Espagnols,

d'Italiens, et de Portugais sur la période 1982-1990 incite à rechercher l'explication de la persistance de niveaux élevés pour ces indices de Gini dans un biais mover-stayer⁷: au cours du temps, le stock d'étrangers est en effet affecté par des sorties, sous forme de retours au pays, mais aussi sous forme de naturalisations.

Les naturalisations concernent davantage les étrangers installés depuis longtemps en France que ceux qui sont arrivés depuis peu; mais les nouveaux immigrants ne s'installent pas au hasard en un point quelconque du territoire français: ils se dirigent en effet de manière préférentielle vers les grandes villes (Paris notamment), points à partir desquels ils essaient progressivement.

Le phénomène des naturalisations soustrairait donc à la population étrangère sa fraction la plus étalée sur le territoire. Pour vérifier cette thèse, il faudrait substituer la population née à l'étranger à la population de nationalité étrangère dans les calculs, et la ventiler par nationalité et par année d'arrivée sur le territoire. Naturellement, la date d'arrivée sur le territoire n'est pas disponible dans les fichiers du recensement, mais l'âge n'en donnerait-il pas une mesure approchée?

⁷ L'expression «biais mover-stayer» signifie que le stock des étrangers est affecté par des sorties, et que la

probabilité pour un individu de sortir de ce stock n'est pas indépendante de la caractéristique mesurée.

BIBLIOGRAPHIE

R. MUTH, 1972, Migration: Chicken or Egg?, *The Southern Economic Journal*, Vol. 3, Janvier 1972, pp. 295-306.

C. GOURIEROUX, 1982, *Mesures d'inégalité de pauvreté et de concentration*, Miméo ENSAE.

H. JAYET, 1988, *L'espace économique français*, INSEE.

C. TERRIER, 1990, Les villes: toujours plus tertiaires, *Economie et Statistique*, n°230, mars 1990.

L. DESCHAMPS, 1991, L. DESCOURS, M. COHEN-SOLAL, A. JACQUOT, Les migrations alternantes: un volant d'ajustement du marché du travail, *Economie et Statistique*, n°249, décembre 1991.

H. LE BRAS, 1991, *La concentration de la population française*, Prospective et Territoires, DATAR, Paris.

J.J. RONSAC, P. SOUBIE, 1991, L'Ile-de-France et les autres régions, *INSEE Première*, n°117, novembre 1991.

L. DAVEZIES, 1992, Réflexions sur les comparaisons internationales de disparités inter-régionales de revenus, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, n°2, 1992.

L. DESCOURS, A. JACQUOT, 1992, Comment se sont équilibrés les marchés régionaux du travail depuis dix ans, *Economie et Statistique*, n°253, avril 1992.

A. JACQUOT, 1992a, Entre la localisation des hommes et celle des emplois, le fossé s'agrandit, *Lettre de la DATAR*, n°138, mai 1992.

A. JACQUOT, 1992b, 1982-1990: Un modèle de déséquilibre pour les marchés régionaux du travail en France, *Communication au congrès annuel de l'ASRDLF*, Louvain-la-Neuve, Août 1992.

A. JACQUOT, B. TABUTEAU, 1992, Provence Alpes Côte d'Azur: Forte progression de l'emploi et du chômage entre 1982 et 1990, *Economie et Statistique*, n°253, avril 1992.

C. LARRUE, R. PRUD'HOMME, 1992, Les conséquences environnementales des politiques d'aménagement du territoire: un essai d'évaluation, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, n°3, 1992.

ANNEXE I DU BON USAGE DE LA COURBE DE LORENZ EN DEMOGRAPHIE REGIONALE

La courbe de Lorenz a été inventée pour mesurer les inégalités de revenus au sein d'une population. Son utilisation en science régionale est plus récente. Elle donne, pour tout x compris entre 0 et 100, la part des communes représentant les $x\%$ les moins densément peuplés dans la population métropolitaine totale. Ainsi, si l'on trace la courbe de Lorenz pour la population en 1982, on s'aperçoit (par exemple) que sur 80% du territoire formés des communes les moins densément peuplées ne se trouvent que 20% des individus (graphique n°1); corrélativement, selon ce concept, on a donc 80% des individus sur 20% du territoire.

Lorsqu'on agrège des unités statistiques, que par ex. on regroupe les communes en départements, la courbe de Lorenz se rapproche automatiquement de la droite d'équation $y=x$ (propriété d'agrégation), alors que la distribution du peuplement est inchangée. De ce fait, l'expression «80% des individus sur 20% du territoire» n'a bien sûr de sens que si l'on précise ce que recouvrent ces 20% du territoire: à la limite, comme le note H. Le Bras, chacun de nous occupant une surface voisine de $1/6^e$ de m^2 , en découpant astucieusement le territoire, on pourrait trouver 100% des individus sur 0,0001 % du territoire...

Si la critique émise par Le Bras est pertinente à l'encontre de lectures simplistes de la courbe de Lorenz, est-ce à dire pour autant que cet outil statistique n'est d'aucun secours en démographie et en économie régionales ? Nous affirmons que non, sous réserve que soit prise la précaution suivante: si une courbe de Lorenz prise isolément n'a pas grand sens, en revanche rien n'interdit de superposer sur un même graphique deux courbes de Lorenz relatives à deux variables distinctes (ou la même variable mesurée à deux dates différentes), lorsque ces deux variables sont mesurées sur le même découpage géographique.

Compte tenu de la propriété d'agrégation des courbes de Lorenz, il est souhaitable d'utiliser un découpage du territoire aussi fin que possible, sous réserve que la superficie des unités géographiques ne tombe pas en deçà d'un certain seuil. Le niveau communal étant le niveau le plus fin auquel l'information peut être mobilisée, le découpage communal s'impose naturellement. Des coupages plus grossiers, comme le découpage départemental, laisseraient par ailleurs dans l'ombre des phénomènes importants pour notre analyse (la périurbanisation par exemple).

