Les migrations interregionales de 1954 a 1982: directions preferentielles et effets de barriere

Denise Pumain

▶ **To cite this version:**

Denise Pumain. Les migrations interregionales de 1954 a 1982: directions preferentielles et effets de barriere. Population (French Edition), 1986, 41, pp.378 - 378. 10.2307/1533067 . halshs-01535006

HAL Id: halshs-01535006
https://shs.hal.science/halshs-01535006

Submitted on 8 Jun 2017

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

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

persée

Population

Les migrations interrégionales de 1954 à 1982 : directions préférentielles et effet de barrière

Denise Pumain

Citer ce document / Cite this document :

Pumain Denise. Les migrations interrégionales de 1954 à 1982 : directions préférentielles et effet de barrière. In: Population, 41e année, n°2, 1986. pp. 378-389;

http://www.persee.fr/doc/pop_0032-4663_1986_num_41_2_17623

Document généré le 10/06/2016

BY: $ = creative commons

Ménages d'une personne Une grande croissance du nombre de personnes vivant seules a eu lieu et en même temps un changement remarquable s'est produit. La part des femmes est en légère décroissance (de 69 % à 65 %). Avant 50 ans, les hommes y sont les plus nombreux. La majorité des hommes est formée de célibataires (les veufs constituent la deuxième catégorie) (tableau 3). Au contraire pour les femmes, les veuves sont en majorité puis les célibataires.

TABLEAU 3. — RÉPARTITION EN % PAR SEXE ET ÉTAT MATRIMONIAL DES PERSONNES VIVANT SEULES. 1960-1981

Etat matrimonial	Sexe masculin			Sexe féminin		
	1960	1971	1981	1960	1971	1981
Célibataires	54,2	53,2	60,8	38,3	38,7	39,0
Marié(es)	7,5	20,5	4,4	3,1	3,1	1,4
Veufs/veuves	30,6	19,5	20,9	52,8	52,6	51,0
Divorcé(es)s	7,7	6,8	13,9	5,8	5,6	8,6
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Nombre absolu en milliers	117,0	257,4	397,9	256,4	425,3	730,0

La structure par âge montre que 43 % d'hommes ont entre 20 et 34 ans et 24 % ont 65 ans ou plus. Par contre les femmes sont concentrées au-delà de 65 ans (50 %); elles ne sont que 21 % entre 20 et 34 ans. Depuis 1960, il y a donc une tendance nette au rajeunissement des personnes isolées.

En somme les personnes vivant seules ne constituent pas un groupe homogène; les célibataires aux jeunes âges et les veufs et veuves aux âges de 65 ans et plus sont les deux grandes catégories. La progression des ménages d'une personne est due pour une large mesure à une plus grande propension à vivre seul tant pour les célibataires que pour les veufs et veuves. Malheureusement, les données sur la durée de vie des ménages d'une personne ne sont pas disponibles. Le séjour dans un tel ménage pourrait être moins long pour les personnes jeunes que pour les plus âgées.

Santo KOESOEBJONO

●

LES MIGRATIONS INTERRÉGIONALES DE 1954 À 1982 : DIRECTIONS PRÉFÉRENTIELLES ET EFFETS DE BARRIÈRE

Depuis quelques années s'est imposée l'idée d'une transformation des modalités de la distribution du peuplement sur le territoire français : « renversement des courants migratoires », « appel du Sud » : c'est à l'échelon des régions de programme que nous voudrions ici tenter de donner sinon une mesure effective, du moins une image cartographique du phénomène : quel est le sens et quelle est l'importance de la réorientation des flux de migrants interrégionaux ?

Persée creative commons

1 — La nécessité d'un modèle On sait que les flux de migrants échangés entre deux zones sont très fortement déterminés par l'importance de la population de ces zones et par la distance qui les sépare. Ainsi, la carte des flux de migrants telle qu'on peut l'observer pour les régions françaises, par exemple, à l'issue d'une période séparant deux recensements, reflète pour l'essentiel la configuration géographique des masses de population en présence.

De très nombreux modèles ont été proposés pour permettre d'analyser les courants de migration en éliminant ces effets déterminants (Courgeau, 1970, 1975 et 1980). Tugault (1970) a proposé d'utiliser un « coefficient de liaison » qui rapporte les flux observés aux populations soumises au risque. Il s'agissait alors de flux entre catégories de communes. Cette méthode a été expérimentée sur les migrations interrégionales pour la période 1968-75 par J.C. Deville (1975) et fait surtout apparaître l'intensité des échanges entre régions voisines. C'est encore cet effet de la distance, non pris en compte, qui apparaît dans l'analyse par matrice biproportionnelle du tableau des migrations interrégionales effectuée par P. Slater (1976). D'autres modèles permettent de filtrer aussi l'effet de la distance. Certains ont été expérimentés par H. Le Bras (1975) sur les flux interurbains de 1962 à 1968. M. Poulain (1981a) donne une revue assez complète de ce type de modèles.

Nous voudrions ici présenter les résultats d'un tel « filtrage » des courants de migrants entre régions de programme au cours des quatre dernières périodes intercensitaires, pour la population totale et la population active. Nous avons utilisé un programme mis au point par M. Poulain (1981a). Six ajustements ont été réalisés sur chaque tableau de migration, à partir de deux modèles de base correspondant à deux expressions différentes de l'effet de la distance :

- Un modèle de Pareto

$$\hat{M}ij = k\ PiPj\ dij^{a}$$

- Un modèle de type exponentiel

$$\hat{M}ij = k\ PiPj\ e^{bdij}$$

avec $\hat{M}ij$ = flux estimé

Pi et Pj = population initiale de la région i et finale de la région j

dij = distance entre i et j

a et b = paramètres à estimer

Chacun de ces deux modèles a été appliqué à trois mesures différentes de la distance entre deux régions :

- La distance entre les centres de gravité des régions.
- Une distance moyenne calculée en fonction des distances minimales et maximales entre régions :

$$dij = \int_{dmin}^{dmax} xf(x)\,dx \Big/ \int_{dmin}^{dmax} f(x)\,dx$$

où $f(x)$ est, selon le cas, de la forme Pareto ou exponentielle.

- Une expression favorisant, dans le calcul, l'importance des migrations entre zones contiguës, les deux modèles s'écrivant alors respectivement :

$$\hat{M}ij = k\ PiPj\ dij^{a}\ (1 + \alpha\ cij)$$

$$\hat{M}ij = k\ PiPj\ e^{bdij}\ (1 + \alpha\ cij)$$

avec

$$cij = \frac{Fij}{\sqrt[4]{SiSj}}$$

Fij étant la longueur de la frontière commune entre deux régions et *Si* et *Sj* leurs superficies respectives. *Cij* est un indice de contiguïté.

Par rapport à la mesure simple de la distance entre centres de gravité, ces deux dernières formulations ont l'intérêt de tenir compte de la configuration spatiale des régions. Elles tendent à simuler l'effet sur les flux de migrants d'une frontière longue qui accroît les possibilités d'échanges entre régions voisines (les migrations à courte distance étant les plus fréquentes) ou au contraire de portions éloignées qui en réduisent la probabilité. Logiquement, ces quatre derniers modèles devraient donc conduire à une meilleure qualité de l'ajustement.

La fiabilité des courants migratoires étant généralement proportionnelle à la racine carrée de leur importance (Poulain, 1978), l'ajustement de ces modèles non linéaires est fait par moindres carrés pondérés à l'aide d'itérations successives, sans recours à la linéarisation par passage au logarithme. L'ajustement correspond en fait à une minimisation du chi carré. La qualité de l'ajustement R^2 est calculée par un coefficient de corrélation non linéaire pondéré :

$$R^2 : \frac{\sum \frac{1}{\hat{M}ij} (Mij - \hat{M}ij)^2}{\sum \frac{1}{\overline{M}} (Mij - \overline{M})^2}$$

où

$$\overline{M} = \frac{1}{2n} \sum_i \sum_j Mij$$

(n est le nombre de régions).

M. Poulain (1981a) a montré que les valeurs obtenues par les paramètres a et b dépendaient de la dimension des populations et du découpage territorial. Nous concentrerons notre analyse, effectuée à découpage territorial constant, sur la qualité de l'ajustement et sur la distribution des flux résiduels. Ces flux résiduels caractérisent donc les courants de migration après élimination de l'effet des populations soumises au risque et des distances interrégionales, mais aussi du niveau général de la mobilité interrégionale, qui a varié au cours de la période, en s'accroissant de 1954 à 1975 (de 1,4 % par an à 1,9 %) puis en se réduisant de 1975 à 1982 : 1,76 % (Courgeau, Pumain, 1984). En effet, la contrainte qui pèse sur l'ajustement est l'égalité entre le nombre total des migrants estimés et celui des migrants observés.

Des critiques ont été adressées à ce type de démarche (Le Bras, 1982), et il convient donc de rappeler les limites de l'interprétation donnée à ces flux résiduels : ils sont relatifs aux modèles utilisés, choisis un peu arbitrairement parmi bien d'autres expressions possibles (tout en étant le plus souvent retenus comme les meilleurs par de nombreux auteurs). Il est aussi trop simple de considérer que ces flux résiduels ne reflètent que le jeu des préférences entre régions, après élimination des effets du découpage spatial des populations et du territoire, comme tend à l'indiquer M. Poulain. Nous les utiliserons donc comme des indicateurs d'hétérogénéité des échanges interrégionaux, par rapport à une situation théorique

d'uniformité de la mobilité, ainsi que de l'intensité et de la forme de la dépendance qu'ont ces échanges par rapport à la configuration spatiale des populations régionales.

2. — *Qualité des ajustements et flux résiduels*

L'assez bonne qualité des ajustements réalisés atteste de l'homogénéité des comportements migratoires régionaux, qui présentent à peu près les mêmes régularités de configuration par rapport aux potentiels de population sur l'ensemble du territoire [1]. La qualité des ajustements varie assez peu d'un modèle à l'autre et selon les périodes intercensitaires, le plus souvent entre 82 et 88 % (tableau 1). Jusqu'en 1962 pour la population totale et 1975 pour la population active, la prise en compte de la contiguïté des régions améliore les résultats, par rapport au modèle utilisant la simple distance entre les centres de gravité des zones. Ensuite, elle contribue à détériorer la qualité de l'ajustement, de manière encore peu sensible entre 1975 et 1982 pour les échanges de population active (73 à 78 %), mais très importante pour les échanges de population totale : on peut supposer que des migrations inter-régionales « résiduelles » s'effectuent de plus en plus entre des régions éloignées, particulièrement pour les inactifs.

Nous avons donc utilisé le modèle qui donne en général les meilleurs résultats : le modèle de Pareto avec les distances minimales et maximales, pour caractériser les échanges interrégionaux de chaque période. Nous avons représenté cartographiquement les écarts les plus importants entre flux observés et flux estimés par ce modèle. Sur les cartes, ces flux résiduels sont mesurés en nombre de migrants. Mais ils ont été sélectionnés d'après des mesures de flux pondérées (écart entre flux observé et flux estimé divisé par la racine carrée du flux estimé) afin de permettre la comparaison entre des régions très inégales par leur masse de population. Les seuils retenus sont identiques pour toutes les périodes, afin, là encore, de faciliter la comparaison.

Ces flux résiduels traduisent le fait que les courants de population d'une région vers une autre ont été plus grands (résidus positifs) ou plus faibles (résidus négatifs) que le courant potentiel calculé d'après le niveau de la mobilité générale, et la position relative des régions dans le système régional. Un flux résiduel positif signifie donc un courant préférentiel d'une région à l'autre, tandis qu'un résidu négatif exprime un « effet de barrière » entre les régions. Ces évaluations sont certes relatives à la forme particulière du modèle utilisé. Mais les différents modèles identifient tous le plus souvent les mêmes grands écarts, l'image obtenue a donc une valeur assez générale, même si les ordres de grandeur donnés pour les flux résiduels ne sont qu'indicatifs.

Pour plus de clarté, on a distingué les flux à origine ou à destination de l'Ile-de-France (figures 1 et 2, pages 384-385) et ceux des autres régions (figures 3 et 4, pages 386-387).

---

[1] En fait, la grossièreté du découpage régional introduit une part importante d'hétérogénéité par rapport aux comportements de mobilité territoriale observés à partir de découpages plus fins : ainsi, un ajustement effectué sur les échanges de population interdépartementaux entre 1968 et 1975 donnait des valeurs de R^2 supérieures à 92 % (Poulain, Pumain, 1985). Par ailleurs, la qualité des données peut enlever de la fiabilité aux comparaisons : elles sont issues d'un recensement exhaustif pour 1954-1962, d'un sondage au 1/4 pour 1962-68, au 1/5^e pour 1968-75 et au 1/20^e pour 1975-82. Pour la population totale, seuls un ou deux flux de moins de 500 personnes sont dénombrés dans chaque tableau, alors qu'il y en a près d'une trentaine dans les tableaux concernant la population active, où l'on relève même un ou deux flux de moins de 100 personnes.

TABLEAU 1. — QUALITÉ DE L'AJUSTEMENT DES MIGRATIONS INTERRÉGIONALES SELON DIFFÉRENTS MODÈLES

Qualité de l'ajustement selon les modèles (R^2)	Population totale			
	1954-62	1962-68	1968-75	1975-82
Modèle simple				
Pareto	0,852	0,854	0,859	0,847
Exponentiel	0,841	0,839	0,844	0,830
Avec distance minimale et maximale				
Pareto	0,856	0,861	0,864	0,849
Exponentiel	0,828	0,831	0,838	0,827
Avec indice de contiguïté				
Pareto	0,870	0,839	0,734	0,013
Exponentiel	0,862	0,819	0,737	0,281
Qualité de l'ajustement selon les modèles (R^2)	Population active			
	1954-62	1962-68	1968-75	1975-82
Modèle simple				
Pareto	0,849	0,866	0,880	0,868
Exponentiel	0,839	0,854	0,867	0,854
Avec distance minimale et maximale				
Pareto	0,835	0,862	0,881	0,868
Exponentiel	0,816	0,842	0,860	0,850
Avec indice de contiguïté				
Pareto	0,849	0,880	0,885	0,739
Exponentiel	0,847	0,875	0,873	0,779

Sources : 1954-62 (recensement exhaustif)
1962-68 (sondage au 1/4)
1968-75 (sondage au 1/5e)
1975-82 (sondage au 1/20e)
P.A. Audirac — Recensement Général de la population de 1982. Les Collections de l'INSEE série D, n° 97.

3. — *Les courants résiduels de et vers la région Ile-de-France*

On sait que des flux de migrants, plus nombreux que la normale, ont alimenté la concentration parisienne, en provenance de la plupart des régions de l'Ouest et du Sud de la France (période 1954-1962). On voit, sur la figure 1, comment cette attraction à sens unique s'est muée progressivement en échanges préférentiels dans les deux sens avec certaines de ces régions (dès la période 1962-68), puis s'est totalement inversée en une tendance à la redistribution de la population parisienne vers ces régions. Outre ce renversement du champ, on peut noter son élargissement à partir de 1975 vers le Nord et la région Picardie, mais pas au-delà : comme le montre la figure 2, les échanges de l'Ile-de-France avec les régions du Nord et de l'Est sont encore plus sous-représentés aujourd'hui qu'ils ne l'étaient dans les années 1950. Ce déficit s'est étendu au Centre-Est, comme si un axe Le Havre — Grenoble coupait la France en deux. Cette barrière, qui fonctionnait alors surtout dans le sens Paris-province, vaut aujourd'hui dans les deux sens, inégalement selon les régions : entre 1975 et 1982, la résistance a été plus forte à l'émigration de l'Ile-de-France vers le Nord

et la Lorraine que dans le sens inverse, alors que pour la région Rhône-Alpes, c'est surtout le courant à destination de l'Ile-de-France qui a été déficitaire.

Ces réorientations des champs migratoires sont intervenues plus tardivement (figure 1) ou moins complètement (figure 2) pour la population active que pour la population totale. A l'exception de la région Provence-Côte d'Azur, les échanges préférentiels de population active se font dans le sens province-Paris jusqu'en 1968. Un contre-courant de Paris vers les régions du Centre, de l'Aquitaine et de la Bretagne, s'est établi de 1968 à 1975. Ce n'est qu'entre 1975 et 1982 que le renversement complet est apparu, avec des courants préférentiels de la population active notables de la région Ile-de-France vers le Centre, la Picardie et les quatre régions les plus méridionales.

4. — Les échanges entre régions de province La géographie des échanges provinciaux de migrants est demeurée très stable, de 1954 à 1982, en comparaison des retournements intervenus pour la région Ile-de-France. Autre différence : alors que pour la région Ile-de-France les courants préférentiels s'établissent avec des régions parfois très éloignées, tandis que les effets de barrière affectent certains des espaces qui lui sont contigüs, au Nord, à l'Est et au Sud-Est, c'est dans l'ensemble l'inverse qui se produit pour les autres régions (figures 3 et 4). Les courants préférentiels s'effectuent surtout entre régions contiguës, situées à la périphérie du territoire [2] : les plus stables sont parfois à sens unique dans la moitié Nord : de la Basse vers la Haute Normandie, de la Picardie vers la Champagne et de la Lorraine vers l'Alsace, ils sont presque toujours à double sens dans la moitié Sud, pour les quatre régions les plus méridionales. Seules exceptions à la règle de la contiguïté, l'excédent de l'émigration bretonne des marins vers les Alpes-Maritimes entre 1954 et 1962 déjà notée (Le Bras, 1975), et le courant de population de la Lorraine vers la Provence associé au déplacement de la sidérurgie. En trente ans, les relations préférentielles de proximité interrégionales se sont sensiblement renforcées.

En revanche, des barrières s'opposent aux migrations interrégionales à longue distance, principalement en direction de la région du Nord depuis la plupart des autres régions, (mais aussi du Nord vers la Bretagne et les Pays de la Loire), ainsi qu'à partir de la région Rhône-Alpes vers les régions du Centre et de l'Ouest. A partir des années 1970, cette dernière barrière joue aussi dans l'autre sens, minorant les échanges entre l'Ouest (Bretagne, Pays de la Loire) et le Centre-Est.

Les échanges de population active s'effectuent sensiblement selon le même schéma. Apparaissent des courants préférentiels de la Lorraine vers la Provence-Côte d'Azur, liés aux nouvelles installations sidérurgiques (entre 1968 et 1975 seulement), et un déficit plus marqué, vers les régions de l'Ouest et du Sud-Ouest, des émigrants actifs originaires de la région Rhône-Alpes (figure 4).

Conclusion Ainsi, pour l'essentiel, l'évolution enregistrée au cours des trente dernières années, à cet échelon des « méso-régions » relève bien du mouvement de bascule entre « centre » et « périphérie », mis en évidence dans la plupart des pays industrialisés; mais des solidarités persistantes et d'anciennes

[2] Ces flux résiduels apparaissent même lorsque le modèle incorporant les indices de contiguïté est utilisé.

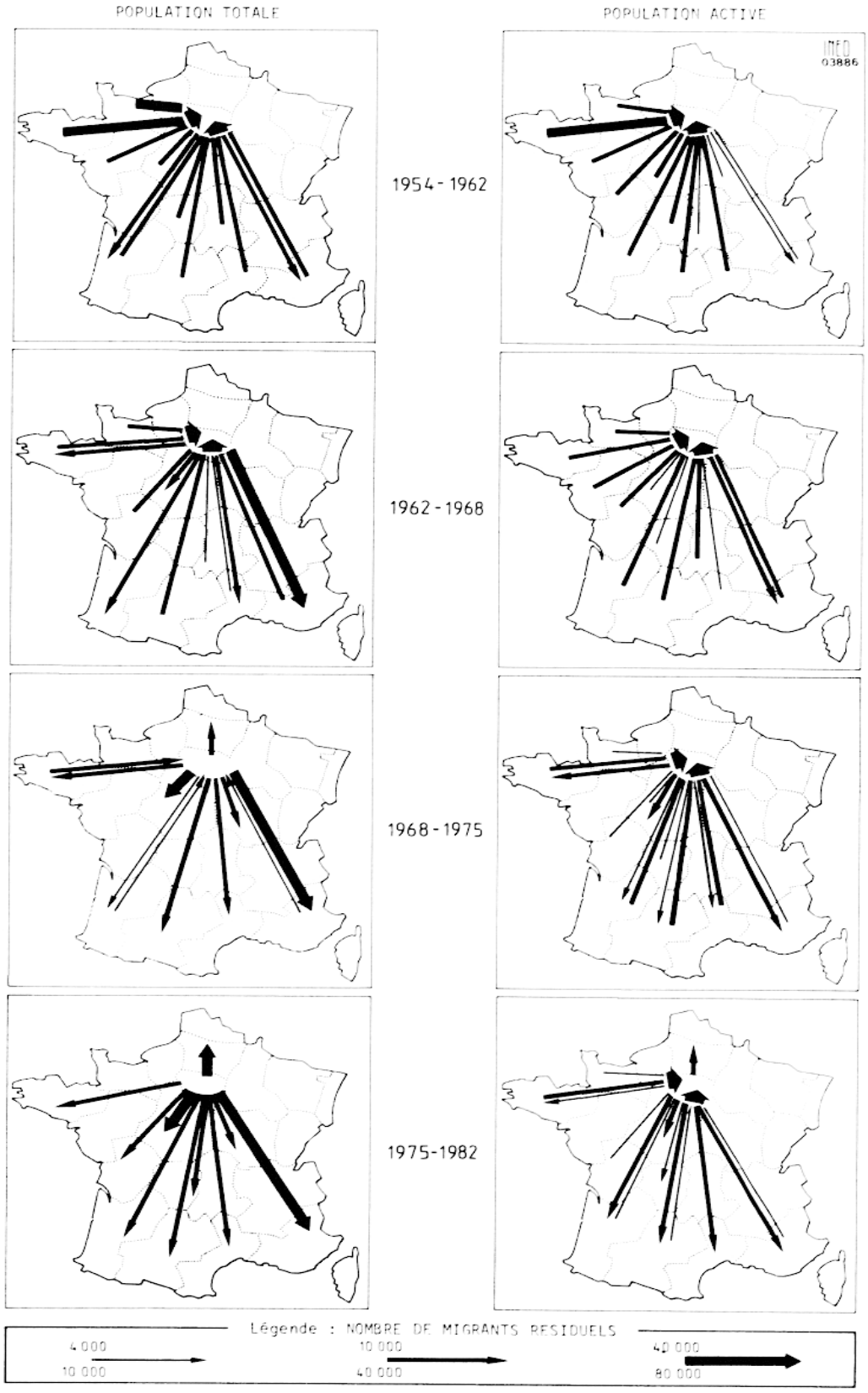

Figure 1. — Courants préférentiels, Ile-de-France

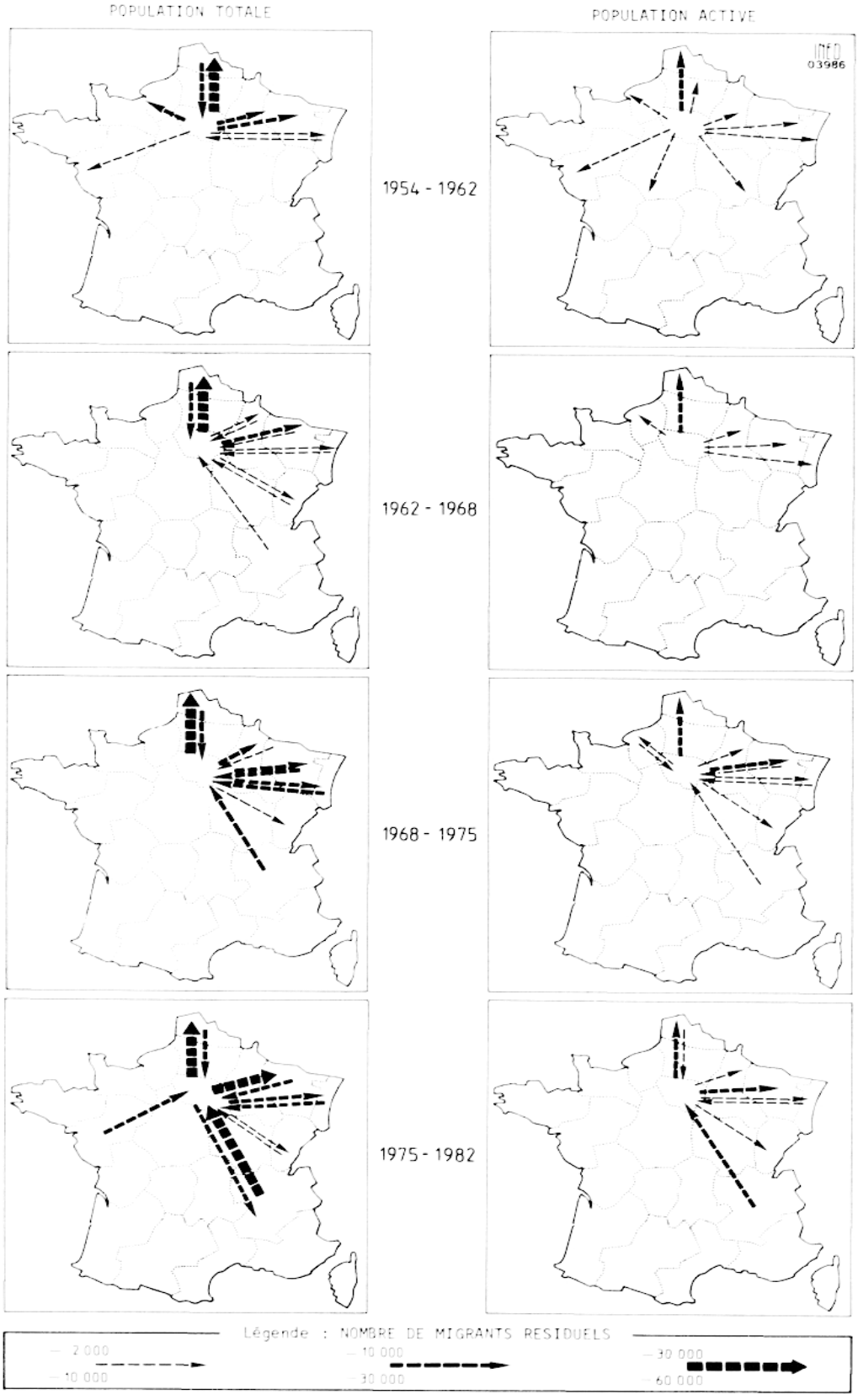

Figure 2. — Effets de barrière, Ile-de-France

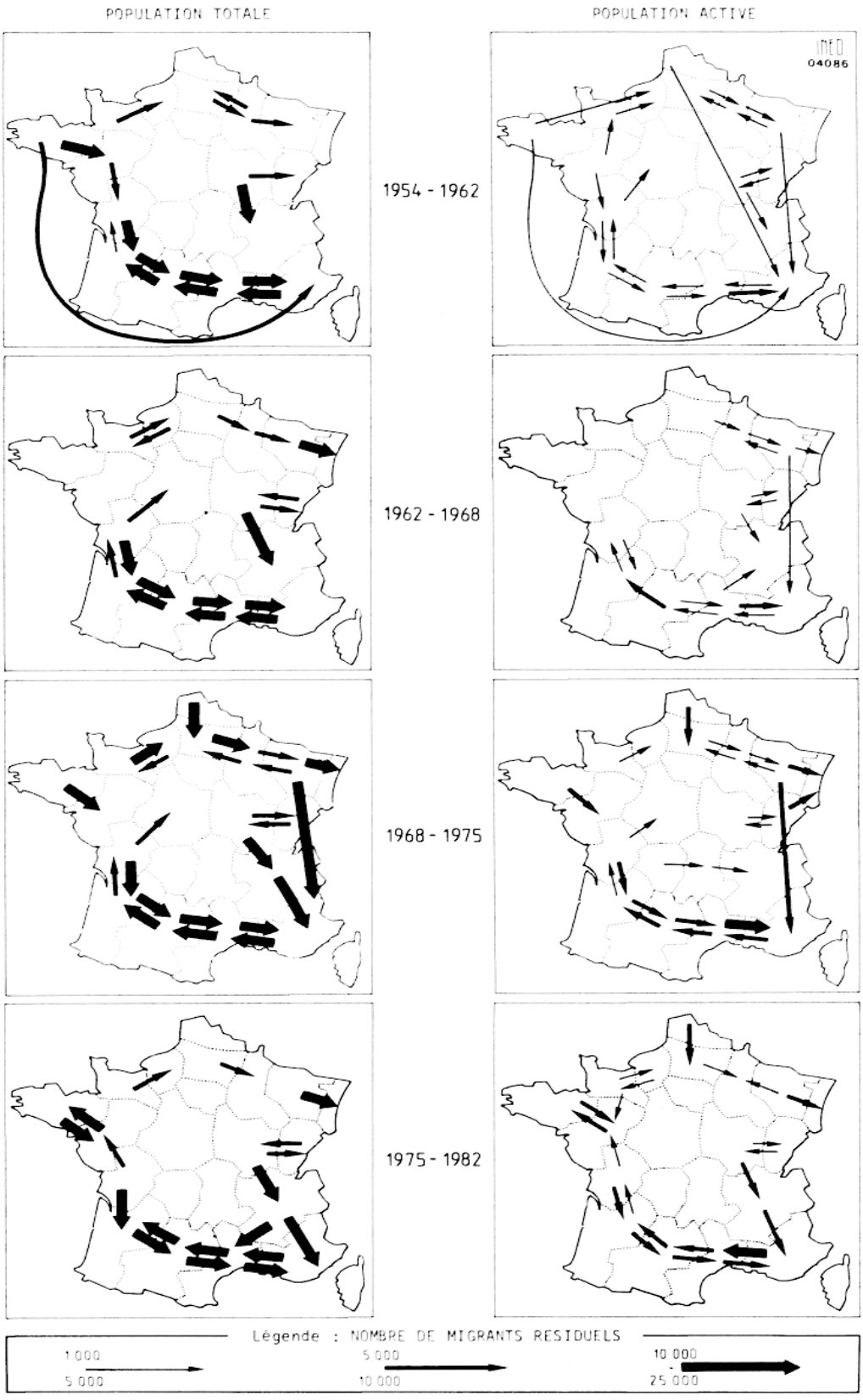

Figure 3. — Courants préférentiels interrégionaux (Ile-de-France exclue)

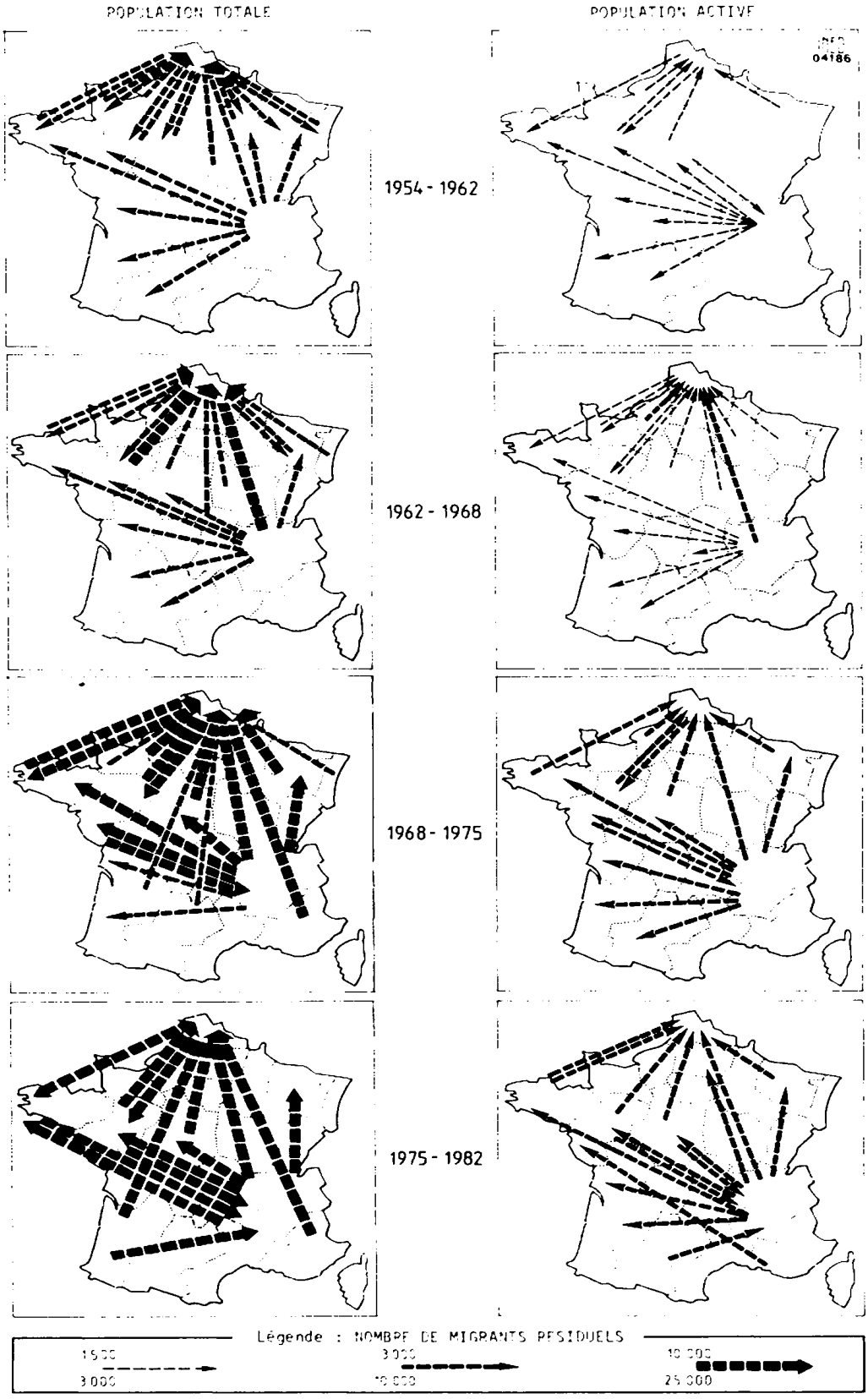

Figure 4. — Effets de barrière interrégionaux

lignes de partage du territoire continuent d'exercer leurs effets sur les déplacements de population entre les régions.

La méthode utilisée pour les mettre en évidence, si elle a l'avantage de la simplicité, est cependant assez grossière. Elle ne tient pas compte de sources d'hétérogénéité susceptibles d'affecter les échanges interrégionaux de population, en particulier des inégalités de mobilité des populations régionales (Courgeau, Pumain, 1984), qui peuvent être liées à des différences dans la composition de ces populations (Courgeau, 1984). Cette critique s'adresse cependant plus à la sélection des flux résiduels qu'à l'analyse de leur évolution : la composition relative des populations régionales change en effet beaucoup plus lentement que l'ampleur et le signe des migrations nettes.

On peut donc retenir cette technique en ce qu'elle permet de comparer rapidement des configurations de flux migratoires correspondant à des périodes différentes ou à diverses sous-populations.

Denise PUMAIN

BIBLIOGRAPHIE

ANACHE M., FLEURY M., FOUCHER J., SANTONI P., (1982). — « Monter à Paris ou monter en province » — *Aspects économiques de l'Ile-de-France*, n° 6, pp. 6-13.

COURGEAU D., (1970). — « Les champs migratoires en France » — *Travaux et Documents de l'I.N.E.D.*, n° 58, 158 p.

COURGEAU D., (1975). — *Migration et territoire. Migrations Intérieures*, Actes n° 933, Paris, Editions du C.N.R.S., pp. 229-245.

COURGEAU D., (1978). — « Les migrations internes en France de 1954 à 1975. I. Vue d'ensemble ». *Population*, n° 3, pp. 525-545.

COURGEAU D., (1980). — *L'analyse quantitative des migrations humaines*. Paris, Masson, 225 p.

COURGEAU D., (1984). — « Relation entre cycle de vie et migrations ». *Population*, n° 3, pp. 483-514.

COURGEAU D., PUMAIN D., (1984). — « Baisse de la mobilité résidentielle ». *Population et Sociétés*, n° 179.

DEVILLE J.C., (1979). — « Près d'un Français sur dix a changé de région ». *Economie et Statistiques*, n° 107, pp. 5-16.

INED, (1979). — « Huitième rapport sur la situation démographique de la France ». *Population*, n° spécial.

INED, (1981). — « Dixième rapport sur la situation démographique de la France ». *Population*, n° 4-5.

LAURENT L., (1981). — « Les migrations interrégionales de la population active en France : mesure des effets de quelques facteurs explicatifs », in *Actes du Colloque Migrations internes et externes en Europe Occidentale*, Lille, pp. 352-360.

LE BRAS H., (1975). — *Migrations et distances spatiales : les flux interurbains en France, 1962-68. Migrations internes*. Paris, Ed. du CNRS, pp. 251-261.

LE BRAS H., (1982). — Analyse de l'ouvrage de M. Poulain. *Population*, n° 1, pp. 191-192.

POULAIN M., (1978). — « Du registre de population aux statistiques de migration interne en Belgique : critiques des sources et correction des données ». *Population et Famille*, 45, pp. 1-45.

POULAIN M., (1981a). — *Contribution à l'analyse spatiale d'une matrice de migration interne*. Louvain la Neuve, Cabay, Recherches démographiques, n° 3, 225 p.

POULAIN M., (1981b). — « Un procédé de régionalisation automatique sur base des courants de migration interne », in *Actes du Colloque : Migrations internes et externes en Europe Occidentale*, Lille, pp. 93-197.

POULAIN M., PUMAIN D., (1985). — « Une famille de modèles spatiaux et leur application à la matrice des migrants interdépartementaux français pour la période 1968-1975 ». *Espace, Population, Société*, 1, 33-42.

PUIG J.P., (1981). — « Le rôle des villes dans les migrations d'actifs ». *Economie et Statistiques*, n° 133.

PUMAIN D., SAINT-JULIEN T., (1984). — « Flux migratoires et distribution du peuplement », in T. Quant, *Géoscopie de la France*, Paris, Minard, pp. 189-198.

SLATER P., (1976). — « Hierarchical Internal Migration Regions of France ». *I.E.E.E. Transactions on Systems, Man, and Cybernetics*, pp. 321-324.

TUGAULT Y., (1970). — « Méthode d'analyse d'un tableau origine-destination des migrations ». *Population* n° 1.

WINCHESTER H.P.M., (1977). — *Changing pattern in French internal migration 1891-1968*. Oxford University School of Geography, Research Paper, n° 17, 36 p.

●

ESTIMATION DES PROBABILITÉS D'ATTRIBUTION D'UN ENFANT À SES ASCENDANTS

Introduction

L'intérêt croissant pour les enquêtes généalogiques a conduit les généticiens à développer des méthodes qui permettent de tester la vraisemblance des relations génétiques entre apparentés. Ce type de préoccupation est également courant dans le domaine de la médecine légale où les questions d'attribution ou d'exclusion de paternité sont fréquemment abordées. Diverses procédures sont maintenant disponibles qui permettent d'établir de tels diagnostics de paternité [2,3,6,7,11-13], même si les débats sur leur efficacité ou leur bien-fondé restent encore largement ouverts [1,8-10,14].

Cependant des situations plus complexes que la reconnaissance de paternité peuvent se présenter, par exemple les cas d'exclusion ou d'attribution de grand-paternité qui peuvent survenir lorsqu'aucune information sur les parents n'est disponible : les parents peuvent en effet être inconnus ou morts; les enfants ont pu être abandonnés ou avoir été kidnappés. Malheureusement plusieurs pays connaissent ou ont connu de telles situations familiales, comme l'Argentine entre 1975 et 1982 [5]. Dans ce pays, une commission nationale sur les personnes disparues, créée en 1983 à la suite des élections démocratiques, a recensé la disparition d'au moins 8 800 personnes au cours des dix années précédentes. De ce fait, beaucoup d'enfants furent abandonnés, leur mère ou leur père figurant parmi les disparus. L'association des « grands-mères de la Plaza de Mayo », fondée en 1977, signale le cas de 145 de ces enfants dont certains ont été adoptés par ceux-là même qui furent responsables de la disparition de leurs parents. Dans un tel contexte, la génétique peut apporter une information décisive, aussi bien pour confondre ceux qui se déclarent faussement être les vrais parents de ces enfants, que pour attribuer ces enfants aux grands-parents qui ont la possibilité maintenant de les reconnaître.

L'estimation des probabilités moyennes d'exclusion [4] montrent qu'il est possible d'exclure avec une bonne efficacité des grands-parents putatifs comme