

MOBILITÉ ET DÉCOUPAGE GÉOGRAPHIQUE : Comparaison entre Belgique et Pays-Bas

D. COURGEAU

Institut National d'Etudes Démographiques, France

R.F. VAN DER ERF

Centraal Bureau voor de Statistiek, Pays-Bas

M. POULAIN

Département de Démographie, Université de Louvain, Belgique

BELGIQUE
DÉCOUPAGE GÉOGR.
MOBILITÉ
PAYS BAS

RÉSUMÉ. — Cet article relie des données locales de mobilité géographique à des données agrégées, étudiées en fonction de la taille des zones. Il montre que c'est la part des migrations dans la mobilité totale de chaque zone, au niveau local, qui est à relier à la part des changements de communes, régions, etc., dans la mobilité totale du pays, au niveau agrégé. La comparaison des divers taux de mobilité est présentée sur des cartes.

BELGIUM
MOBILITY
NETHERLANDS
REGIONALIZATION

ABSTRACT. — *Mobility and regionalization : the comparison of Belgium and the Netherlands.* — In this paper local mobility data are related to aggregate data based on areas size. It shows that the part of migrations in the total mobility for each zone, at the local level, is related to the part taken by changes of commune, region, etc. in the total mobility in the country at the aggregated level. Maps show some rates of mobility.

INTRODUCTION

Pour de nombreux auteurs, la migration implique le franchissement d'une limite administrative (frontière intercommunale, interdépartementale, etc.) de sorte que l'on compte seulement les migrations entre ces mailles administratives, tandis que l'on ignore leurs migrations internes. Une

telle approche, qui est prise par de nombreux Instituts de Statistique, empêche toute comparaison internationale de la mobilité, car les mailles pour chaque pays sont de taille et de forme très variable et conduisent à des taux de mobilité dépendant fortement du découpage. Bien plus, lorsque l'on travaille sur les migrations internes d'un pays donné, une telle dépendance de la taille et de la forme des aires géographiques empêche la comparaison des flux issus ou à destination des

différentes unités territoriales. On a ainsi pu conclure : « students of internal migration for the most part have had to contend themselves with making informal allowance for the non-comparability of migration rates arising for differences in the size and shape of areal units » (1) (Duncan, Cuzzort and Duncan, 1961).

Il est possible d'éliminer ce problème en considérant toute mobilité résidentielle comme migration. En réduisant la taille de la maille jusqu'à la résidence individuelle, on peut alors faire des comparaisons internationales dépourvues d'ambiguïté. Ainsi, certains Instituts de Statistique publient maintenant des tableaux sur la mobilité résidentielle (Long, 1970; Long and Boertlein, 1976; Courgeau, 1982). Ils montrent de très grandes différences entre pays, allant d'un taux annuel de 4,3 pour cent autour des années 1970 pour l'Irlande à 18,6 pour cent pour les Etats-Unis. Beaucoup de pays européens, tels la France, ont un taux annuel de mobilité résidentielle autour de 10 pour cent.

Cependant, une telle approche, qui permet les comparaisons internationales, ne résout pas le problème de la comparabilité des flux entre zones géographiques de taille différente, d'un même pays. Quelques tentatives ont été réalisées pour résoudre ce problème, telles que faire dépendre le taux de migration totale d'une zone de sa superficie (Wendel, 1957), ou faire dépendre son taux de migration de sa population (Courgeau, 1973; Drewe, 1978; Rees et Willekens, 1986). Cette approche permet d'élaborer des indices comparatifs de mobilité, qui éliminent l'effet de certaines caractéristiques des zones géographiques à comparer.

L'utilisation d'un modèle spatial permet d'asseoir ces diverses méthodes empiriques sur des bases plus sûres. Ce type de modèle est basé sur un certain nombre d'hypothèses, que l'on peut tester : intervention des populations de départ et d'arrivée, de la distance entre zones, des effets de contiguïté, etc. (Courgeau, 1980; Poulain, 1981). Une fois ces paramètres estimés, il permet de retrouver le nombre théorique des migrations omises, lorsque l'on travaille sur l'émigration d'une zone (Kulldorff, 1955), d'estimer la mobilité résidentielle, lorsque l'on ne dispose que de flux entre divers types de mailles du territoire (Courgeau, 1980), de montrer la validité de certains indices comparatifs empiriques (Courgeau, 1973).

Nous allons essayer ici de tester certaines de ces hypothèses sur des données très détaillées de registres de population en Belgique et en Hollande.

Un tel registre existe depuis 1847 en Belgique et depuis 1850 en Hollande. Dans les deux pays, même si l'on a relevé des divergences entre statistiques d'arrivée et de départ (Poulain, 1978), ou entre recensements et données de registre (Van den Breckel, 1977), la complétude et la précision de ces registres sont très satisfaisantes. Plus récemment, on a pu disposer de statistiques sur les changements de résidence intramunicipaux (en Hollande) ou intracommunaux (en Belgique). Ces statistiques sur l'ensemble, ou sur la plupart des aires territoriales (en Belgique, pour la période étudiée 1983-1984, on dispose de ces statistiques pour 445 communes parmi les 589 (2)) vont permettre de tester certaines hypothèses du modèle spatial et de les remplacer, lorsque cela s'avérera nécessaire, par de nouvelles hypothèses plus réalistes. Cela nous mènera à élaborer certains taux comparatifs dont l'utilisation sur les données belges, permet de mieux cerner différentes caractéristiques de la mobilité au niveau communal.

I. OBJECTIF DE LA RECHERCHE

Nous entreprenons ici une double tâche. En premier lieu, nous allons essayer de relier le taux de migration interne (3) mesuré à travers différents découpages du territoire, à la population moyenne des aires au travers desquelles on le mesure. On peut penser que lorsque cette population moyenne décroît, le taux de migration va croître. En second lieu, un effet similaire peut survenir lorsque l'on compare deux zones données d'un même pays : lorsque la taille d'une zone est moins importante que celle de l'autre, toutes autres caractéristiques étant égales par ailleurs, le taux d'immigration ou d'émigration de cette zone devrait s'en trouver augmenté (Rees et Willekens, 1986).

Ces deux points constituent deux aspects complémentaires du même problème : quels taux de migration vont permettre d'obtenir des résultats comparables autant entre pays qu'à l'intérieur d'un même pays ?

(1) « Les chercheurs travaillant sur les migrations internes ont dû, pour la plupart, se contenter de faire appel à la non-comparabilité des taux de migration, du fait des différences de taille et de forme des unités territoriales ».

(2) Ces statistiques sont disponibles à partir du registre national de population informatisé, qui était facultatif jusqu'en 1985, ce qui explique que l'on ne dispose de données que pour 445 communes.

(3) Pour toute la suite de l'article, nous laissons de côté les migrations internationales. Ce taux sera défini dans le paragraphe suivant.

1. Définitions et notations

Pour entreprendre ce travail, nous devons d'abord définir avec précision les termes que nous utilisons dans cet article.

Pour chaque zone i d'un pays, nous disposons d'une mesure de la *mobilité locale interne* à cette zone, L_i , tandis que la *mobilité entre cette zone et le reste du territoire* est appelée *immigration*, I_i , ou *émigration*, E_i , selon que la zone considérée est le lieu de destination ou de départ des migrants.

De telles données sont disponibles dans certains pays disposant de registres de population (Belgique et Hollande). Des données semblables (4) sont également disponibles dans un nombre croissant de pays, qui posent lors d'un recensement une question sur la résidence à une date antérieure (Angleterre, Canada, Etats-Unis, France, etc.).

On peut définir la *mobilité totale moyenne* d'une zone, M_i , comme la moyenne de l'ensemble des déplacements issus de cette zone ($E_i + L_i$) et de l'ensemble des déplacements à destination de cette zone ($I_i + L_i$). On voit que les déplacements internes à la zone interviennent à la fois dans les déplacements issus et dans les déplacements à destination de la zone. On peut alors écrire

$$M_i = \frac{I_i + E_i + 2L_i}{2}$$

La somme sur toutes les zones du pays donnera la *mobilité totale* du pays, c'est-à-dire l'ensemble des changements de résidence, M .

Lorsqu'on ne dispose pas des flux de mobilité locale interne aux diverses zones, on peut définir la *migration totale moyenne*, de la zone i , T_i , comme la demi-somme de l'immigration et de l'émigration de cette zone :

$$T_i = \frac{I_i + E_i}{2}$$

La somme sur toutes les zones du pays donnera la *migration totale*, T , du pays, sachant que la migration est mesurée au travers d'un découpage donné (communes, municipalités, etc.). Contrairement à la mobilité totale, qui est indépendante du découpage du territoire, la migration totale dépend du découpage utilisé pour la mesurer.

Nous utiliserons également divers taux. Le *taux moyen de mobilité totale* ou plus simplement le taux de mobilité d'une zone, pendant un intervalle d'un an, divise sa mobilité totale moyenne par sa population moyenne au cours de cet intervalle. Le *taux moyen de migration totale* ou plus simplement le taux de migration d'une zone a une définition similaire. Enfin, nous utiliserons la part de migration totale dans la mobilité totale ou plus simplement la part de migration dans la mobilité d'une zone,

$r_i = T_i/M_i$ et $r = T/M$ pour le pays entier, divisé selon un découpage donné.

2. Modèle théorique

Le principe de la méthode est le suivant : s'il existe une relation invariable entre l'intensité des déplacements et la distance parcourue, il doit y avoir une relation entre les migrations qui franchissent les frontières d'un découpage déterminé et le nombre de mailles (Courgeau, 1973), ou leur population moyenne (Courgeau, 1980). Une relation semblable doit dans ce cas exister entre la migration totale d'une zone et sa population ou sa superficie (Rees and Willekens, 1986).

Les résultats empiriques obtenus dans divers pays conduisent à privilégier des modèles de type Pareto pour représenter les migrations : le nombre de migrations entre deux zones est proportionnel au produit des populations des deux zones, et inversement proportionnel à la distance entre ces deux zones élevée à une certaine puissance, α , le coefficient de proportionnalité étant égal à k . Dans un premier temps, on considère ces paramètres comme indépendants de la zone sur laquelle on travaille.

Si l'on introduit des conditions uniformes sur tout le territoire (même densité de population, δ , zones de même forme et de même dimension, mêmes paramètres α et k pour l'ensemble du pays), il est alors possible par un calcul purement théorique d'estimer le taux de migration totale mesuré sur un découpage en un nombre quelconque de zones (Courgeau, 1973). Cette estimation, qui implique des calculs complexes, prend en compte le fait que certains déplacements ne sont pas enregistrés (mobilité locale) et que les frontières du pays introduisent certaines limitations pour ceux qui émigrent d'un point du territoire. Bien entendu, ces limitations sont variables d'un point à l'autre du territoire. Il en résulte que le nombre de migrations enregistrées à une distance donnée dépend :

— de l'étendue des zones où des migrations sont possibles à cette distance, compte tenu des deux contraintes mentionnées plus haut;

(4) Ces données ne mesurent pas des nombres de migrations, mais des effectifs de migrants. Tant que la période d'observation est courte, ces effectifs sont proches. A nouveau, des modèles théoriques ont été élaborés pour permettre de passer des effectifs de migrations au nombre de migrants (Courgeau, 1973).

— du modèle de migration (paramètres α et k), valable dans le pays.

Après intégration sur l'ensemble des distances, ces hypothèses conduisent aux résultats simples suivants, sur les taux moyens de migration totale (Courgeau, 1973, 1980) :

$$\frac{T}{P} = K (\log P - \log P_m) \quad \text{si } \alpha = 2 \quad [1]$$

ou

$$\frac{T}{P} = K (P^{1-\frac{\alpha}{2}} - P_m^{1-\frac{\alpha}{2}}) \quad \text{si } \alpha \neq 2 \quad [2]$$

où P_m est la population moyenne d'une zone, égale dans ce cas à la population P_i de chaque zone, P la population totale du pays et K un terme constant ($K = k\pi\delta$ où k est le coefficient de proportionnalité du modèle gravitaire et δ la densité de population) indépendant de α et de P_m .

On voit qu'une relation similaire devrait être en moyenne vérifiée pour chaque zone du territoire, pour son taux de migration totale :

$$\frac{T_i}{P_i} = K (\log P - \log P_i) \quad [3]$$

Les variations autour de cette valeur moyenne seront liées à la position centrale ou excentrée de la zone i .

Cependant, les conditions uniformes précédentes sont loin d'être vérifiées dans les pays observés.

Supposons d'abord que les diverses zones aient une population différente. Pour chaque zone i la relation [3] est toujours approximativement observée, mais la population à faire intervenir dans les formules [1] et [2] est une fonction P_m des populations P_i , à déterminer. Si $\alpha = 2$, on peut écrire, en utilisant les relations [1] et [3] :

$$T = \sum_i T_i = K \sum_i P_i (\log P - \log P_i) = K (\log P - \log P_m) \sum_i P_i$$

Cette relation conduit donc à la formule suivante reliant P_m et P_i

$$\log P_m = \frac{\sum_i P_i \log P_i}{P} \quad [4]$$

Il en résulte que le logarithme de P_m est une moyenne pondérée des logarithmes des valeurs de P_i , pour chaque zone, et non le logarithme de la population moyenne des zones.

Si $\alpha \neq 2$, on obtient de façon semblable

$$P_m^{1-\frac{\alpha}{2}} = \frac{\sum_i P_i^{2-\frac{\alpha}{2}}}{P} \quad [5]$$

Ces formules vont encore s'appliquer, avec quelques modifications, si l'on travaille sur la mobilité totale. Si n_i est la taille du ménage et N_i le nombre de ménages de taille n_i , on peut écrire :

$$\sum_i P_i \log P_i = \sum_i n_i \log n_i N_i \quad \text{et} \quad \sum_i P_i = \sum_i n_i N_i$$

Ainsi on a, si $\alpha = 2$, par exemple :

$$\log P_m = \frac{\sum_i n_i \log n_i N_i}{\sum_i n_i N_i} \quad [6]$$

et si $\alpha \neq 2$

$$P_m^{1-\frac{\alpha}{2}} = \frac{\sum_i n_i^{2-\frac{\alpha}{2}} N_i}{\sum_i n_i N_i} \quad [7]$$

Pour conclure cette partie, nous pouvons dire que, si les zones ont une population pouvant varier dans une large plage, la population P_m à prendre en compte dans les formules [1] et [2] n'est pas la population moyenne de ces zones. Les formules [4] et [5] donnent des estimations plus satisfaisantes. Or, on vérifie que l'intervalle de variation des populations est très large : les municipalités hollandaises voient leur population varier de 260 habitants (Katwoude) à 690 000 (Amsterdam). Il est dès lors nécessaire d'utiliser ces formules.

Cependant, même en utilisant ce modèle modifié, le grand nombre d'hypothèses introduites dans son élaboration rendent nécessaire un test plus précis de sa robustesse, lorsque la réalité s'écarte de ces hypothèses. Les données dont nous disposons pour la Hollande et la Belgique permettent d'effectuer ce test.

II. TEST DU MODÈLE THÉORIQUE SUR DIFFÉRENTS DÉCOUPAGES DU TERRITOIRE

Dans de nombreux pays, le découpage du territoire se modifie en permanence, du fait du changement du nombre, de la taille et de la forme des aires territoriales. Voyons d'abord les découpages en vigueur au cours des périodes récentes dans les pays sur lesquels nous travaillons.

Pour la Hollande, nous avons utilisé quatre types de zones, dont le nombre est donné en 1983 : 1) Municipalités, les plus petites unités administratives (774); 2) Régions économiques, conduisant à 129 zones, qui sont en principe homogènes du point de vue économique; 3) Régions « Corop », conduisant à 40 zones basées sur les navettes domicile-travail, et les relations sociales; 4) Provinces, conduisant à 12 zones.

Le nombre total de ménages, excluant les ménages collectifs et les institutions, est d'environ 5,4 millions.

La figure 1 et le tableau I donnent les taux de migration totale du pays pour chaque type de zones, en rapport avec le logarithme de la population P_m que fournissent les formules [4] et [6], supposant l'exposant de la distance égal à deux (5). Les quatre découpages donnent des points presque parfaitement alignés avec le point correspondant aux ménages et le point correspondant à l'ensemble de la population hollandaise, pour laquelle le taux de migration interne est nul. Le modèle est donc à peu près vérifié en passant d'une population moyenne de zone de 3,2 individus (ménages), à 14,3 millions d'individus (ensemble de la population hollandaise).

Dans un tel cas, si nous n'avions pas pu disposer de l'ensemble des changements de résidence, le modèle aurait permis de l'estimer avec une très bonne précision, en utilisant la droite de régression des taux de migration totale des différents découpages du territoire en fonction du logarithme de leur population moyenne. La formule [1] peut s'écrire :

$$\frac{T}{P} = 0,016 (7,157 - \log P_m)$$

Elle permet de prévoir le taux de migration du pays, à partir d'un découpage du territoire en un nombre quelconque de zones.

Pour la Belgique nous avons utilisé trois types de zones, dont le nombre est donné pour l'année 1983 : 1) communes, la plus petite unité administrative (589); 2) arrondissements (43); 3) provinces (9).

Le nombre total de ménages est d'environ 3,6 millions, excluant les ménages collectifs.

La figure 1 et le tableau I donnent également les taux de migration totale du pays pour chaque type de zones, en rapport avec le logarithme de la population P_m fourni par les formules [4] et [6], supposant l'exposant de la distance égal à deux. Ces points sont nettement moins bien alignés que ceux obtenus pour la Hollande. Cependant, si on prend les points correspondant aux découpages les plus fins du territoire (communes, ménages) on obtient une droite parfaitement parallèle à celle que nous avons pour la Hollande (pente égale à 0,016) et qui passe par le point correspondant à l'ensemble de la population belge, pour laquelle le taux de migration interne est nul.

Il est possible de déceler des raisons de ce moins bon ajustement du modèle en Belgique. En premier lieu, rappelons que les migrations sur divers types de découpages sont estimés à partir d'un échantillon de 445 communes sur les 589 que compte le pays. En second lieu, nous savons que les populations flamandes et wallonnes ont des échanges migratoires entre elles qui se réduisent fortement et qui sont liées à une distanciation croissante entre les deux communautés linguistiques (Poulain et Van Goethem, 1982). Cela explique en partie pourquoi les taux de migration interprovinces (6) et interarrondissements se trouvent en dessous des niveaux attendus.

Voyons maintenant si ces courbes, tracées pour divers types de découpages du territoire national, vont permettre de prévoir en moyenne les taux de migrations totales de chaque municipalité en Hollande ou de chaque commune en Belgique.

Des analyses de régression linéaire utilisant le taux de migration totale comme variable dépendante et le logarithme des populations des diverses municipalités ou communes comme variable indépendante, conduit aux résultats suivants :

$$\frac{T_i}{P_i} = 0,0432 - 0,0011 \log P_i \quad \text{avec } R^2 = 0,002 \quad [9]$$

(5) La mobilité à courte distance qui constitue la plus grande partie de la mobilité considérée ici, doit en fait suivre une loi de Pareto avec un exposant voisin de deux, alors que cet exposant diminue pour les migrations à plus longue distance (Poulain, 1981, p. 122-123).

(6) Notons cependant qu'une régionalisation du pays basée sur les flux de migration entre 43 arrondissements conduit approximativement à une agrégation correspondant aux neuf provinces (Poulain, 1981, p. 158).

Fig. 1. — Taux de migration pour chaque découpage du territoire en fonction du logarithme des populations pondérées.
(Hollande et Belgique, 1983)

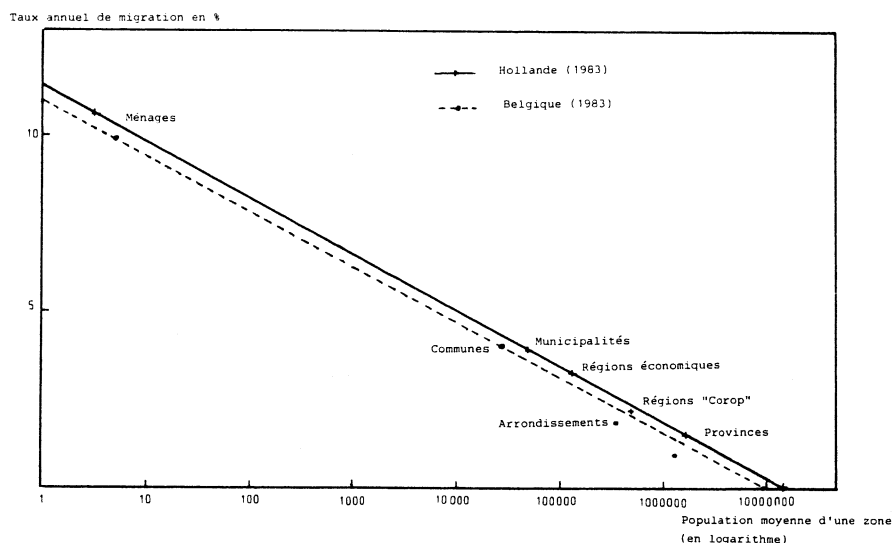


TABLEAU I

Taux de migration T/P (en %), Population moyenne pondérée, P_m , et paramètre K estimé, pour différents découpages. (Hollande et Belgique, 1983)

	Taux de migration T/P en %	Population moyenne pondérée P_m	Paramètres $K = T/P (\log P - \log P_m)$
Hollande			
Résidence	10,59	3,2	0,0159
Municipalité	3,90	46 200	0,0156
Région économique	3,30	141 700	0,0165
Région «Corop»	2,23	482 800	0,0151
Provinces	1,54	1 556 300	0,0160
Belgique			
Résidence	10,01	4,9	0,0160
Commune	4,47	29 800	0,0177
Arrondissement	1,83	325 300	0,0124
Province	0,93	1 268 200	0,0104

pour la Hollande et :

$$\frac{T_i}{P_i} = 0,0862 - 0,0115 \log P_i \quad \text{avec } R^2 = 0,103 \quad [10]$$

pour la Belgique, où R^2 est le coefficient de détermination de la régression.

Pour la Belgique, ces résultats conduisent à une approximation assez grossière de la courbe précédemment observée, mais ne contredisent pas entièrement le modèle utilisé : la pente estimée ici est de $-0,0115$, alors que la précédente était, rappelons-le de $-0,016$.

Pour la Hollande, la pente de la droite de régression estimée est proche de zéro ($-0,0011$), alors que la précédente était de $-0,016$ montrant

une indépendance totale entre les deux variables ($R^2 = 0,002$). Le modèle qui donnait des résultats très proches de la réalité, lorsque l'on travaillait sur l'ensemble des migrations au travers des divers types de mailles, ne s'applique plus au taux de migrations pour chacune des municipalités. Rappelons cependant que nous travaillons ici sur des municipalités s'étendant entre 260 habitants et 690 000, couvrant donc une large partie de la droite en figure 1.

Ces résultats négatifs nous amènent dès lors à reconsidérer le modèle utilisé, et à relâcher certaines de ses hypothèses.

III. UNE RÉVISION DU MODÈLE THÉORIQUE

Dans le chapitre précédent, une des hypothèses fondamentales était que le modèle de type Pareto définissant la mobilité avait les mêmes paramètres α et k sur l'ensemble du pays. Il en résulte que le taux moyen de mobilité est indépendant de la zone observée ($M_i/P_i = M/P$). Une telle hypothèse peut être incorrecte lorsque l'on travaille sur un découpage géographique fin (la municipalité ou la commune). Par exemple, le taux moyen de mobilité peut être supérieur dans des zones urbaines ou métropolitaines à ce qu'il est dans des zones moins urbanisées.

Nous avons la possibilité de vérifier cette hypothèse, en écrivant l'identité suivante :

$$\frac{T_i}{P_i} = \frac{T_i}{M_i} \times \frac{M_i}{P_i}$$

Si le taux moyen de mobilité (M_i/P_i) était le même pour toutes les zones du territoire, le taux de migration (T_i/P_i) serait proportionnel à la part de migration dans la mobilité (T_i/M_i). Si ce taux de mobilité dépendait de la population de la zone, cela pourrait expliquer pourquoi le taux de migration est indépendant ou peu dépendant de cette même population, comme nous l'avons observé dans la partie précédente. Il nous faut donc maintenant voir la relation entre taux de mobilité et population des zones.

Comme cette relation peut ne pas être linéaire, nous allons d'abord construire la ligne de régression du taux de mobilité par rapport au logarithme de la population. Cette ligne est portée sur la figure 2, pour les données hollandaises. On constate que le taux de mobilité dépend très fortement de la population des zones, cette population étant à relier au degré d'urbanisation de la municipalité. Comme cette ligne est très proche d'une parabole, nous introduisons un modèle de régression liant le taux de mobilité au logarithme de la population et au carré de ce logarithme.

L'équation estimée dans ce cas est tout à fait significative :

$$\frac{M_i}{P_i} = 0,274 - 0,128 \log(P_i) + 0,020 \log^2(P_i)$$

$$\text{avec } R^2 = 0,396 \quad [11]$$

La parabole représentant cette relation est également portée sur la figure 2, et très proche des

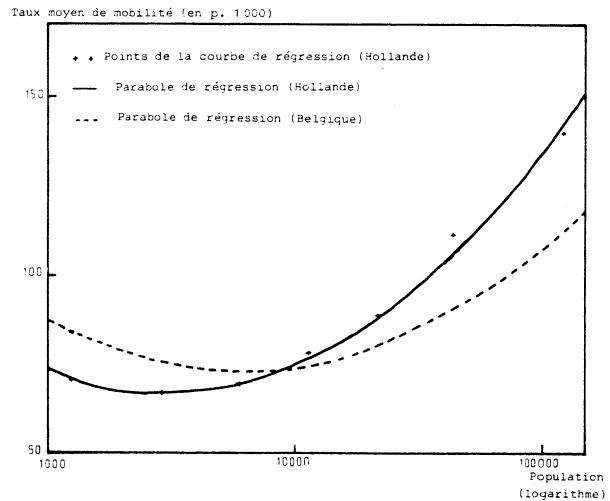


Fig. 2. — Lignes de régression et paraboles ajustées pour le taux de mobilité en fonction du logarithme de la population de chaque municipalité.
(Hollande et Belgique, 1983)

précédentes estimations des points de la ligne de régression. Elle montre clairement que les municipalités urbaines les plus peuplées ont également les taux de mobilité les plus élevés; ils dépassent le double des taux de mobilité des municipalités de 5 000 habitants (140 pour 1 000 contre 70 pour 1 000). Cependant, les municipalités avec une très faible population ont également un taux de mobilité légèrement supérieur à celui des municipalités de 5 000 habitants : le processus de déconcentration urbaine peut expliquer ce résultat.

Pour les données belges, une régression similaire conduit au résultat suivant :

$$\frac{M_i}{P_i} = 0,401 - 0,173 \log(P_i) + 0,023 \log^2(P_i)$$

$$\text{avec } R^2 = 0,100 \quad [12]$$

La parabole représentant cette relation est également portée sur la figure 2. La comparaison avec la Hollande montre un accroissement moins important de la mobilité pour les communes belges très peuplées. En revanche, la déconcentration urbaine favorise plus fortement les communes belges de faible population. Enfin, le coefficient de détermination est beaucoup plus faible qu'en Hollande. Nous verrons plus loin la raison de ce fait.

Nous allons maintenant voir la stabilité de cette relation au cours du temps. Le tableau II donne les paramètres estimés pour les municipalités néerlandaises de 1980 à 1984.

TABLEAU II

Coefficients de régression estimés pour les différentes variables, la variable dépendante étant le taux de mobilité en Hollande de 1980 à 1984.

Variable	Coefficients pour l'année			
	1980	1982	1983	1984
Constante	0.174	0.301	0.274	0.334
Log P _i	-0.072	-0.141	-0.128	-0.155
Log ² P _i	0.012	0.021	0.020	0.023
R ²	0.251	0.379	0.396	0.303

De 1980 à 1984, on observe une relative augmentation de tous les coefficients, pris en valeur absolue. Cela indique clairement un rapprochement au cours du temps des données hollandaises à ce que l'on avait observé en Belgique en 1983.

Nous pouvons également observer si le découpage de la Belgique en deux régions linguistiques, les Flandres et la Wallonie, améliore l'estimation et donne des paramètres estimés différents. Le tableau III porte ces résultats pour les années 1983 et 1984.

TABLEAU III

Coefficients de régression estimés pour les différentes variables, la variable dépendante étant le taux de mobilité, en Flandres et en Wallonie.

(Belgique, 1983-1984)

Variables	Flandres	Wallonie	Flandres	Wallonie	Belgique
	1983	1983	1984	1984	1983-84
Constante	0.488	0.052	0.429	0.054	0.401
Log P	-0.224	-0.010	-0.196	-0.010	-0.173
Log ² P	0.029	0.005	0.026	0.005	0.023
R ²	0.195	0.234	0.214	0.293	0.100

On constate qu'en considérant séparément les Flandres et la Wallonie, la qualité de l'ajustement s'améliore fortement, la valeur du coefficient de détermination faisant plus que doubler. Les paramètres estimés sont également très différents pour la Flandre et la Wallonie. La courbe pour la Wallonie est assez proche d'une droite dans l'intervalle observé, son minimum est en effet obtenu pour une population de 10 individus seulement. La Flandre, au contraire, justifie l'ajustement parabolique, son minimum en 1983 étant obtenu pour une population de 9 000 individus. La courbe pour la Flandre est beaucoup plus proche de celle obtenue en Hollande que de celle obtenue en Wallonie.

Comme nous venons de le vérifier, le taux de mobilité varie fortement avec la population des communes, qui constitue une bonne mesure ici de leur degré d'urbanisation. Il est dès lors utile

d'étudier la relation existant entre la part de migration totale dans la mobilité totale d'une zone, et le logarithme de sa population. A nouveau, nous construisons d'abord une ligne de régression, pour vérifier si elle est rectiligne avant d'estimer le modèle de régression convenable.

Pour les données hollandaises, cette ligne de régression est portée sur la figure 3. Cette figure montre clairement qu'il s'agit d'une droite. Nous pouvons, dès lors, estimer les coefficients d'une régression linéaire entre la part de migration dans la mobilité et le logarithme de la population. On obtient la relation suivante :

$$r_i = 1,221 - 0,180 \log P_i \quad \text{avec } R^2 = 0,453 \quad [13]$$

La droite correspondant à cette relation est également portée sur la figure 3 : elle s'ajuste très correctement aux points de la ligne de régression antérieure. Son coefficient de détermination est également élevé. La relation que nous attendions antérieurement sur les taux de migration pourrait, dès lors, être vérifiée par la part de migration dans la mobilité. On le constate facilement en portant sur la figure 3 la part de migration dans la mobilité, calculée cette fois-ci sur l'ensemble des migrations au travers d'un type de découpage donné, T/M. Les points correspondant aux migrations entre municipalités, entre régions économiques, entre régions « corop » et entre provinces viennent se situer de façon presque parfaite sur la droite de régression que nous avons construite en prenant en compte la part de migration dans la mobilité de chacune des municipalités. Nous avons donc ainsi réussi à relier une mesure faite à un niveau élémentaire (migration d'une municipalité) à une mesure faite à l'échelle du pays tout entier (ensemble des migrations entre municipalités, régions économiques, etc.).

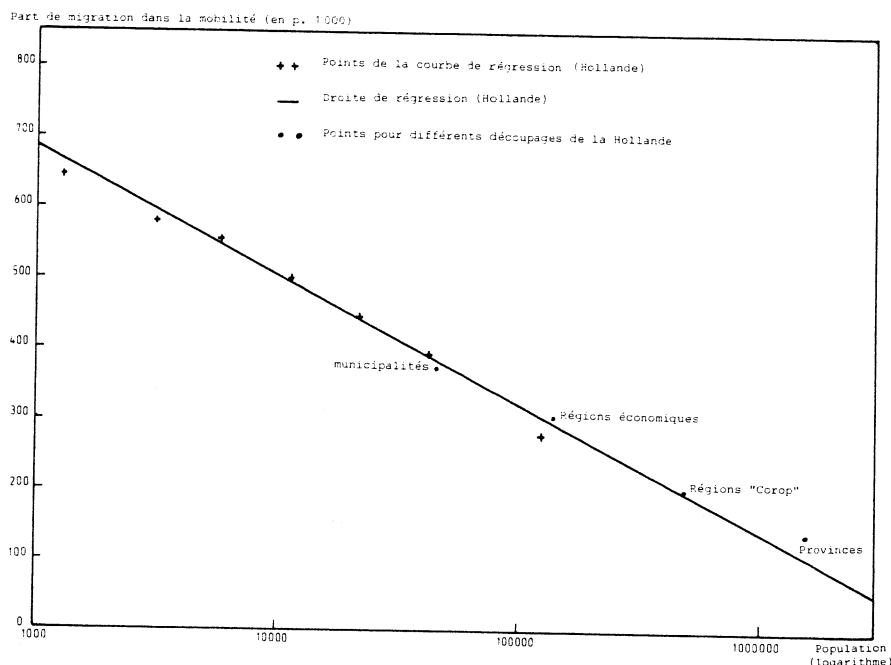
On voit dans ce cas que les taux qui permettent de passer du niveau micro au niveau macro ne sont pas les taux de migration (7) (T/P et T_i/P_i), mais les parts de migration dans la mobilité (T/M et T_i/M_i), comme le montre la figure 3, qui porte simultanément la part des migrations dans la mobilité totale de chaque zone, au niveau local, et la part des changements de communes, municipalités, régions, etc. dans la mobilité totale du pays, au niveau agrégé, en fonction de la taille des zones.

(7) En utilisant l'identité précédente $T_i/P_i = T_i/M_i \times M_i/P_i$, on voit que les taux T_i/P_i vérifient la relation :

$$T_i/P_i = 0,2672 \cdot 0,1565 \log(P_i) + 0,0351 \log^2(P_i) - 0,0026 \log^3(P_i), \text{ avec } R^2 = 0,018.$$

Dans l'intervalle de variation des logarithmes des populations de 3 à 5,5, une telle fonction reste pratiquement constante autour de la valeur 0,039, résultat cohérent avec ce que donnait la formule [9].

Fig. 3. — Ligne de régression et droite de régression pour la part de migration dans la mobilité en fonction du logarithme de la population de chaque municipalité.
(Hollande, 1983)



Nous pouvons maintenant voir si cette relation change au cours du temps. Le tableau IV porte les coefficients estimés de 1980 à 1984.

Les résultats sont beaucoup plus stables au cours du temps que pour le taux de mobilité. On observe cependant une légère augmentation des coefficients pris en valeur absolue et surtout une très nette amélioration de la qualité de l'ajustement.

Essayons maintenant de vérifier si cette interprétation reste valable en Belgique. Pour ce pays, la relation devient :

$$r_i = 1,384 - 0,215 \log P_i \quad \text{avec } R^2 = 0,367 \quad [14]$$

On voit sans peine que ce résultat est absolument semblable à ce que l'on observait en Hollande. On constate également que de 1980 à 1984 les coefficients pour la Hollande se rapprochent des coefficients pour la Belgique en 1983. A nouveau le coefficient de détermination est élevé.

Vérifions également si ce résultat reste valable pour la Belgique divisée en deux régions linguistiques. Le tableau V donne ces résultats pour les Flandres et la Wallonie.

Les différences entre les deux régions sont beaucoup moins importantes que lorsque l'on observait leurs taux de mobilité. Cependant, ces différences semblent s'accroître avec le temps, bien que la période observée soit beaucoup trop courte pour conclure avec sûreté.

TABLEAU IV

Coefficients de régression estimés pour les différentes variables, la variable dépendante étant la part de migration dans la mobilité. (Hollande, 1980-1984)

Variables	Coefficients pour l'année			
	1980	1982	1983	1984
Constante	1.068	1.204	1.221	1.213
Log P	-0.142	-0.174	-0.180	-0.181
R ²	0.294	0.408	0.453	0.469

TABLEAU V

Coefficients de régression estimés pour les différentes variables, la variable dépendante étant la part de la migration dans la mobilité.

(Flandres, Wallonie, 1983-1984)

Variables	1983		1984		1983-84
	Flandres	Wallonie	Flandres	Wallonie	
Constante	1.459	1.336	1.542	1.295	1.384
LopP	-0.235	-0.202	-0.255	-0.189	-0.215
R ²	0.298	0.332	0.395	0.278	0.367

Ainsi, tant en Belgique qu'en Hollande, les taux qui permettent de passer de données individuelles à des données agrégées sont bien les parts de migration dans la mobilité, r_i , pour chaque zone d'un découpage donné, r , pour le pays entier partagé selon divers types de découpage. Cependant, comme l'identité suivante est vérifiée pour le pays tout entier :

$$\frac{T}{P} \equiv \frac{M}{P} \times \frac{T}{M} \equiv \frac{M}{P} \times r$$

on voit que le coefficient multiplicatif à appliquer à r est indépendant du découpage sur lequel on travaille : il s'agit du taux de mobilité de l'ensemble du pays. Ce qui fait que la figure 1 est toujours vraie en calculant $\log P_m$ comme la moyenne pondérée suivante :

$$\log P_m = \frac{\sum_i M_i \log P_i}{M} \quad [15]$$

En fait l'utilisation de cette formule à la place de la formule [4] n'introduit que de petits changements dans la figure 1, qui reste toujours valide.

IV. CARTOGRAPHIE DES DIFFÉRENTS INDICES DE MIGRATION EN BELGIQUE

Les cartes les plus usuelles sur la migration portent les taux de migration nette des diverses zones, pour montrer les principales zones d'appel ou de répulsion migratoire. Comme la migration nette d'une réunion de zones est la somme algébrique des migrations nettes de chacune d'entre elles, il est facile d'interpréter de façon claire ces cartes.

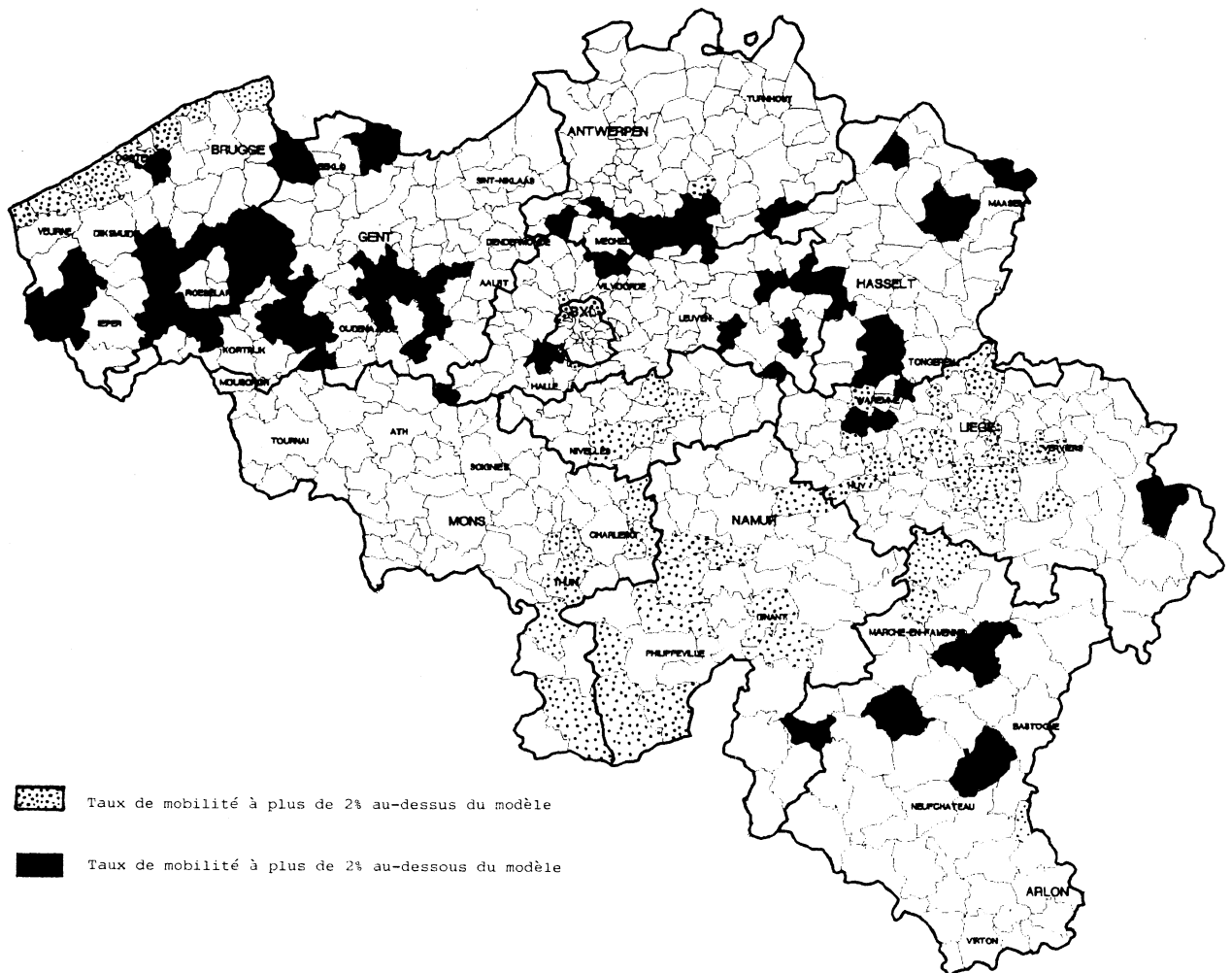


Fig. 4. — Communes belges dont le taux de mobilité est à plus de 2% au-dessus ou à plus de 2% au-dessous du taux théorique fourni par le modèle.

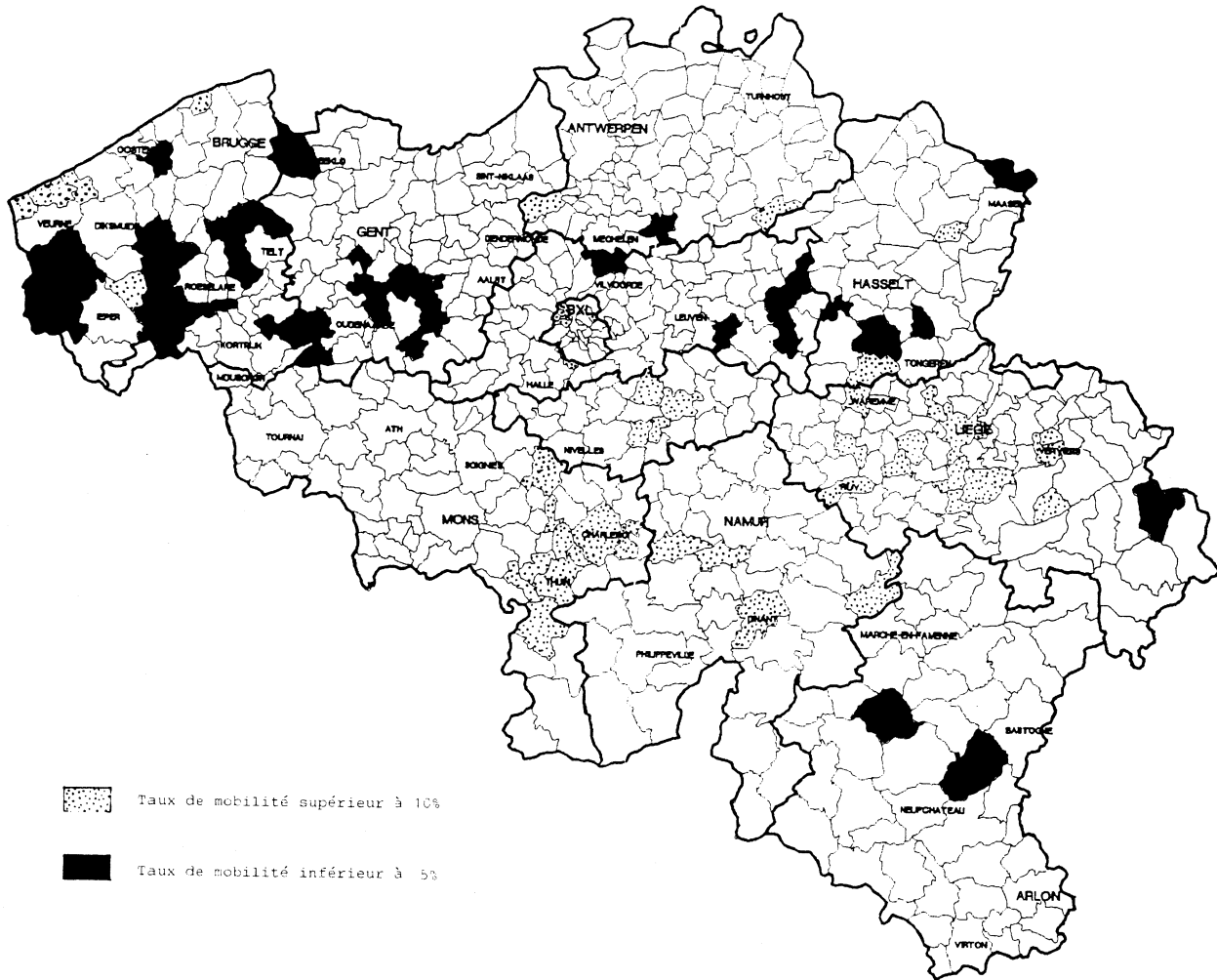


Fig. 5. — Communes belges dont le taux de mobilité est supérieur à 10 % ou inférieur à 5 %.

Il est à nouveau possible de cartographier les taux présentés ici : le taux de mobilité, le taux de migration, ou la part de migration dans la mobilité de chaque zone. Cependant, comme ces taux dépendent de la population, de la taille et de la forme de chacune des zones, l'interprétation de ces cartes en est rendue peu claire.

Comme nous avons réussi à démêler les dépendances statistiques entre ces divers taux et la population des zones, il devient possible d'utiliser ces résultats pour donner une comparaison de ces taux qui élimine ces dépendances. Le moyen que nous proposons ici est d'utiliser les courbes de régression précédemment estimées pour classer les communes en trois groupes : celles qui sont proches de la courbe de régression, celles qui sont très en dessus et celles qui sont très en dessous de cette même courbe.

Ainsi nous avons distingué les communes belges dont le taux de mobilité est à plus de 2 % au-dessus ou à plus de 2 % en dessous du taux de mobilité théorique fourni par le modèle. La figure 4 porte ces résultats. On y observe les résultats suivants.

D'abord une différence fondamentale entre la Flandre et la Wallonie. On constate une sous-mobilité de la Flandre à l'exception des communes du littoral qui forment un bloc de forte mobilité. Une sur-mobilité de la Wallonie, à l'exception de cinq communes ardennaises. Cette différence fondamentale semble être d'ordre culturel. Comme nous l'avons montré précédemment dans l'examen des tableaux II et III, la Flandre présente une courbe beaucoup plus proche de celle de la Hollande que de celle de la Wallonie.

Ensuite, indépendamment de cette opposition Flandre-Wallonie, on constate que les régions à

forte mobilité sont en priorité des régions touristiques (la côte d'une part, le nord de l'Ardenne — le Condroz — de l'autre). Pour ces communes, comme pour quelques autres où s'opère une forte déconcentration urbaine, la mobilité est très forte en rapport avec la population. Toutes ces communes présentent des soldes migratoires largement positifs.

L'interprétation des zones de sous-mobilité est plus malaisée bien qu'un bloc ressorte clairement dans la Flandre intérieure selon une bande partant de Poperinge, à la frontière française, jusqu'aux abords d'Alost, plus près de Bruxelles. Une autre zone moins nette s'observe au nord-est de Malines d'une part, et entre Louvain et Hasselt, de l'autre. On pourrait y voir un ensemble de communes assez distantes des grands centres urbains (Bruxelles, Gand, Anvers, Hasselt et Bruges), tout en étant des communes dont la population est relativement importante.

Il est intéressant de comparer cette carte à celle que l'on obtient sans utiliser le modèle. On distingue ici les communes dont le taux de mobilité est supérieur à 10 %, de celles dont le taux de mobilité est inférieur à 5 %, les communes entre les deux seuils se situant dans la moyenne.

Cette figure 5 diffère assez peu de la carte présentée après application du modèle. On peut d'ailleurs constater que l'ordre croissant des communes selon le taux de mobilité globale reste assez semblable après application du modèle. Comment cela s'explique-t-il ? Tout simplement parce que le modèle « explique » peu la relation. Qui plus est, dès le départ, les données sont différenciées selon la région : faibles valeurs en Flandre et fortes en Wallonie.

Il faut rappeler que les modèles estimés séparément pour les deux régions donnaient des paramètres assez différents. En observant les résidus

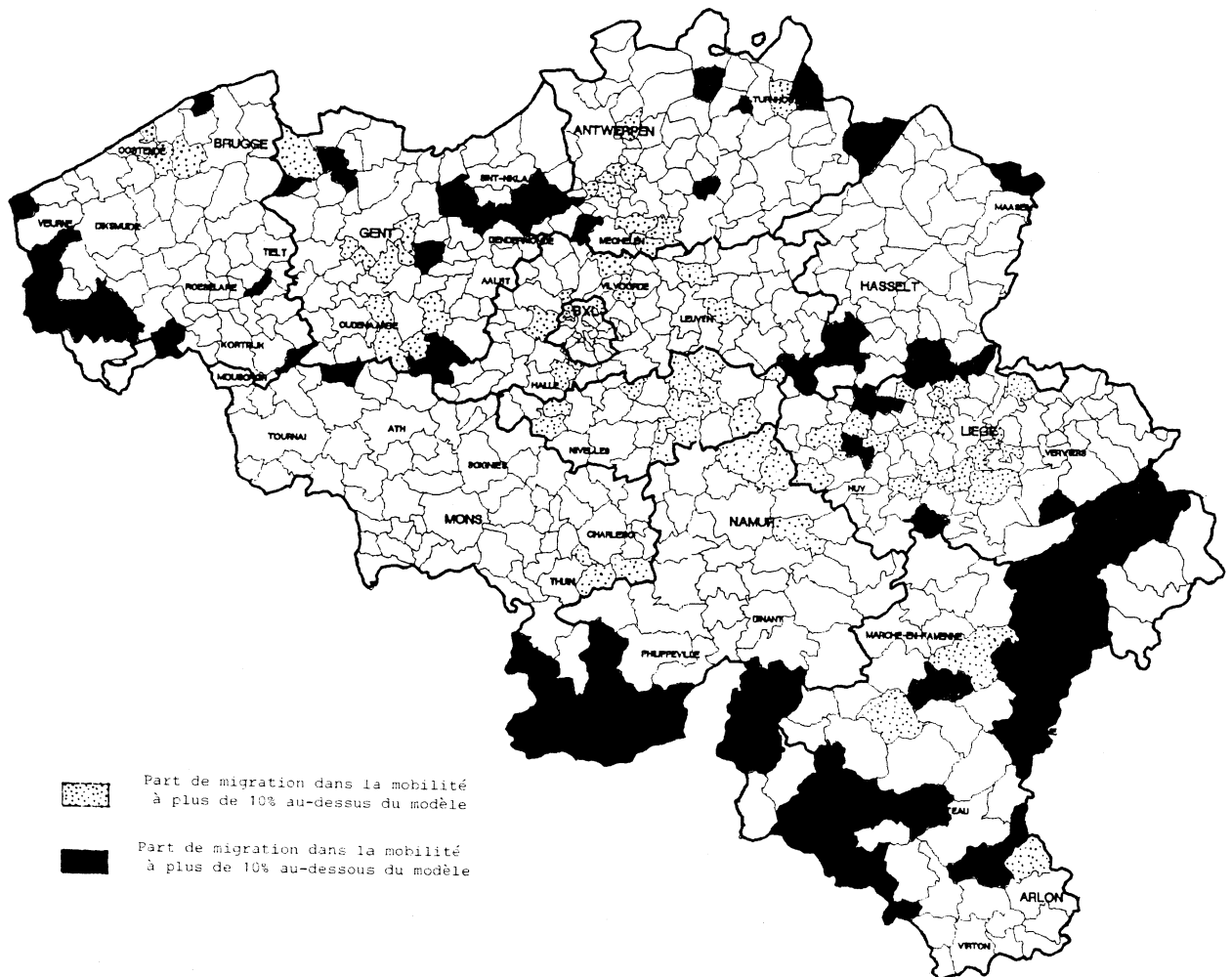


Fig. 6. — Communes belges dont la part de migration dans la mobilité est à plus de 10 % au-dessus ou à plus de 10 % au-dessous du taux théorique fourni par le modèle.

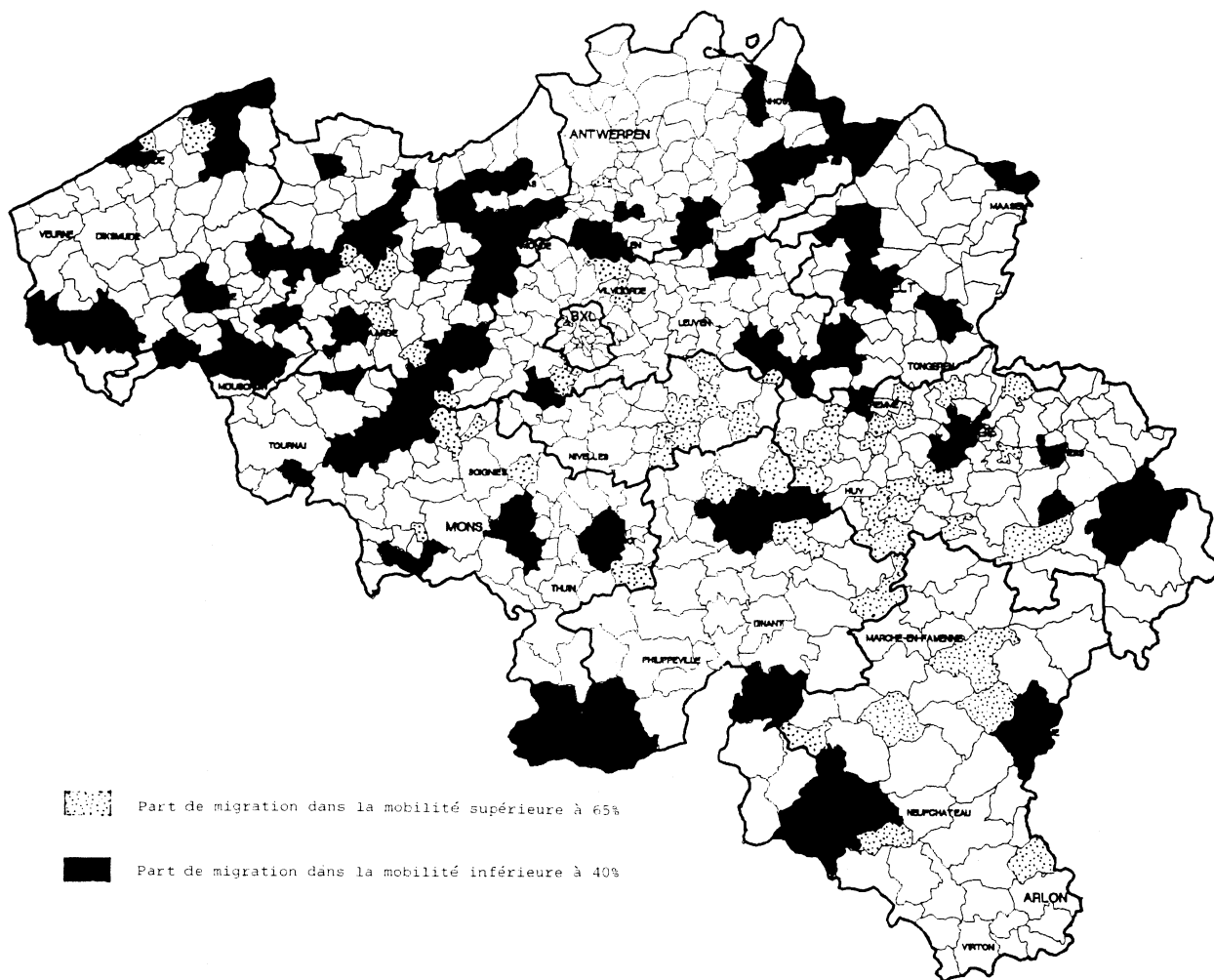


Fig. 7. — Communes belges dont la part de migration dans la mobilité est supérieure à 65 % ou inférieure à 40 %.

par rapport à un modèle national moyen, somme toute assez neutre, on ne bouleverse pas du tout la hiérarchie entre la Flandre et la Wallonie.

Observons maintenant les communes belges dont la part de migration dans la mobilité est à plus de 10 % au-dessus ou à plus de 10 % au-dessous de la part des migrations dans la mobilité théorique fournie par le modèle. La figure 6 montre ces résultats pour la période 1983-1984.

Ici aucune distinction n'apparaît a priori entre le Nord et le Sud du pays. Les paramètres estimés y prennent des valeurs assez voisines. Par ailleurs, on distingue très nettement parmi les communes à forte part de migration dans la mobilité les banlieues résidentielles des grandes villes : l'ouest de Bruges, le sud et l'est de Gand, le sud et l'est d'Anvers, toute la commune de Bruxelles avec toute une partie du Brabant wallon, le nord et le sud de Liège, le nord de Namur et le sud de Charleroi. Ainsi, toutes les régions de forte déconcentration urbaine ressortent clairement.

Pour les communes à faible part de migration dans la mobilité, un trait apparaît clairement : l'impact des frontières, beaucoup de communes frontières présentent une faible part de migration dans la mobilité, bien que les migrations internationales soient correctement prises en considération. Cet effet très net s'observe aussi bien en Flandres dans la région d'Ypres dans l'Entre Sambre et Meuse, à Chimay et Louvain, en Ardenes, aussi bien en bordure des Ardenes françaises, qu'au-dessus de Bastogne, du Grand Duché de Luxembourg et de l'Allemagne. Au nord, à la frontière hollandaise, plusieurs communes présentent des tendances analogues. A l'exception d'une bande au sud de Saint-Nicolas au Pays de Waes, on note encore une dizaine de communes au centre du pays en bordure de la frontière linguistique; de quoi y déceler un effet de frontière entre deux cultures distinctes au sein d'un même pays.

A nouveau, il peut être intéressant de comparer cette carte à celle que l'on obtient sans utiliser le

modèle. On distingue ici les communes dont la part de migration dans la mobilité est supérieure à 65 %, de celles dont cette part est inférieure à 40 %. La figure 7 porte ces résultats.

Ici, par contre, l'effet du modèle est prépondérant, il bouleverse l'ordre des communes. Il faut remarquer que dans ce cas-ci les paramètres du modèle prenaient des valeurs nettement plus proches pour les deux régions considérées séparément. Et globalement, pour l'ensemble du pays, le modèle donnait un niveau d'explication largement plus satisfaisant. Quelles sont les principales modifications observées ? La majorité des grandes villes et des chefs-lieux d'arrondissement étaient, en l'absence de modèle, dans le peloton de tête avec une faible part de migration dans la mobilité et cet effet lié à la taille de la population disparaît entièrement après application du modèle, pour laisser transparaître les effets de frontière que nous avons commentés précédemment. Dans la liste des parts de migration dans la mobilité croissantes, Gand, Charleroi et Liège apparaissent parmi les 6 premiers classés tandis que Ostende, Bruges, Namur, La Louvière, Malines... suivent de près. La quasi-totalité des chefs-lieux sont parmi les 100 premières communes. Les agglomérations bruxelloise et anversoise sont plus loin dans la liste parce qu'elles sont composées de nombreuses communes voisines avec forte part de migration dans la mobilité. En fin de liste, on observe certes des communes de plus petite taille, mais aucune unité d'explication n'y apparaît en l'absence de modèle. Dans ce cas, puisqu'on pressent que lorsque l'effectif de population augmente, la part de migration dans la mobilité diminue, le recours au modèle s'avère indispensable pour comparer les communes sur un pied d'égalité.

De telles cartes semblent utiles pour élaborer des mesures politiques, car elles permettent de bien délimiter des aires dont la mobilité est très différente de la moyenne, en plus ou en moins, une fois éliminé l'effet de leur taille.

CONCLUSIONS

Nous avons réussi, dans cet article, à relier des données locales à des données agrégées portant sur la mobilité géographique.

Pour les données locales, nous avons montré que l'indice à considérer n'était pas le taux moyen de migration totale, comme on pouvait le penser initialement, mais la part des migrations dans la mobilité totale de chaque zone. Il est en effet possible d'ajuster une droite de régression reliant la part des migrations dans la mobilité au logarithme de la population de la zone.

Pour les données agrégées, il nous faut, en comparaison, considérer la part des changements de communes, municipalités, régions, etc., dans la mobilité totale du pays. Les points obtenus pour ces divers types de découpages en fonction du logarithme d'une moyenne pondérée de la population des zones du découpage se retrouvent alors bien sur la droite de régression précédente.

Ce dernier résultat est à relier à une relation semblable à un coefficient près, que nous avons obtenue en travaillant, cette fois-ci, sur les taux moyens de migration totale. Cela est dû au fait que le coefficient par lequel il faut multiplier la part de la migration dans la mobilité pour obtenir le taux de migration, est indépendant du découpage considéré : il s'agit du rapport entre la mobilité totale du pays et sa population.

En revanche, lorsque l'on travaille sur les données locales, il n'y a plus un coefficient de proportionnalité unique entre la part de la migration dans la mobilité et le taux de migration de chaque zone. Ce coefficient est en effet le rapport entre la mobilité totale de la zone et sa population, donc le taux de mobilité totale de la zone.

Si ce rapport était le même pour toutes les zones alors le résultat obtenu au niveau agrégé serait valable au niveau local. Or nous avons montré qu'il n'en était rien. Le taux de mobilité totale d'une zone dépend fortement de sa population. Dans les zones très peuplées, donc très urbanisées, ce taux est beaucoup plus important que dans des zones de moindre urbanisation. Cependant, la relation entre taux de mobilité et le logarithme de la population est plus parabolique que linéaire. On observe, en fait, un accroissement de la mobilité dans les municipalités ou les communes de faible population. Cette observation est à relier au phénomène de déconcentration urbaine, observé dans tous les pays développés au cours des quinze dernières années.

Dès lors, il est possible d'utiliser ces relations pour permettre des comparaisons des taux précédents, une fois éliminée leur dépendance à la taille des zones. De telles cartes fournissent un complément de grand intérêt à la cartographie habituelle des taux de migration nette. Elles peuvent être très utiles pour estimer l'efficacité de mesures prises pour la redistribution spatiale de la population.

Cette recherche doit être poursuivie dans différentes directions. La première consiste à affiner le modèle utilisé en introduisant d'autres caractéristiques des zones étudiées, telles que leur taille (superficie, densité de population, etc.), leur composition démographique (âge, sexe, etc.) leur économie (activités économiques, catégories socio-professionnelles, etc.). L'effet de ces différentes caractéristiques sur les taux de migration peut être étudié à l'aide de modèles de régression, semblable à ceux présentés ici.

Une autre direction de recherche va consister à généraliser les résultats obtenus sur deux pays à un nombre croissant de pays, pour tester leur généralité. Si de nombreux pays ne disposent pas de registres de population, un nombre croissant de pays posent une question sur le lieu de résidence à une date antérieure. Bien que cette mesure soit différente de celle effectuée à l'aide de registres, elle est parfaitement utilisable pour tester les hypothèses développées dans cet article. Nous pourrions alors savoir si certaines sociétés ont un modèle très différent de mobilité, et si oui, lequel.

RÉFÉRENCES

- Beale (C.)**, 1975, *The revival of population growth in nonmetropolitan America*, U.S. Department of Agriculture, ERS 605.
- Brekel (J.C. Van Den)**, 1977, *The use of the Netherlands system of continuous population accounting for the population statistics*. Netherlands Central Bureau of Statistics.
- Courgeau (D.)**, 1973, « Migrations et découpage du territoire ». *Population*, 29, n° 3, p. 511-534.
- Courgeau (D.)**, 1973, « Migrants et migrations ». *Population*, 29, n° 1, p. 95-129.
- Courgeau (D.)**, 1980, *Analyse quantitative des migrations humaines*. Paris, Masson.
- Courgeau (D.)**, 1982, « Comparaison des migrations internes en France et aux Etats-Unis ». *Population*, 37, n° 6, p. 1. 183-1. 188.
- Drewe (P.)**, 1978, "The comparability of the comparative migration and settlement study. Some suggestions concerning the effect of spatial aggregation". *Delft Progress Report*, 4, p. 5-18.
- Duncan (O.D.), Cuzzort (R.P.), Duncan**, 1961, *Statistical geography*, The Free Press Glencoe, Ill.
- Erf (R.F. Van Der)**, 1984, "Internal migration in the Netherlands: measurement and main characteristics", in **Heide (H. der), Willekens (F.J.)**, eds. *Demographic research and spatial policy: the Dutch experience*, London, Academic Press.
- Kulldorf (G.)**, 1955, "Migration probabilities". *Lund Studies in Geography*, 14.
- Long (L.H.)**, 1970, "On measuring geographic mobility". *Journal of the American Statistical Association*, 65, n° 331, p. 1195-1203.
- Long (L.H.), Boertlein (C.G.)**, 1976. *The geographical mobility of Americans: an international comparison*, Current Population reports, Series P-23, n° 64, U.S. Government Printing Office, Washington, D.C.
- Poulain (M.)**, 1978, « Du registre de population aux statistiques de migration interne en Belgique ». *Population et Famille*, 45, n° 3, p. 1-45.
- Poulain (M.)**, 1981, *Contribution à l'analyse spatiale d'une matrice de migration interne*. Louvain-La-Neuve, Cabay ed.
- Poulain (M.), Van Goethem (B.)**, 1982. « Evolution de la mobilité interne de la population belge de 1948 à 1979 ». *Population*, 37, n° 2, p. 319-340.
- Rees (P.), Willekens (F.)**, 1986, "Data and accounts", in **Rogers (A.), Willekens (F.)** eds., *Migration and Settlement*. D. Reidel Publishing Company, Dordrecht, Hollande.
- Wendel (B.)**, 1957, "Regional aspects of internal migration and mobility in Sweden, 1946-1950", in **Hannerberg (D.), Hägerstrand (T.), Odeving (B.)** eds. *Migration in Sweden*, Gleerup Publishers, Lund, Sweden.
- Willekens (F.)**, 1985, "Comparability of migration data. Utopia or reality?" in *Migrations internes. Collecte des données et méthodes d'analyse*. Louvain-La-Neuve, Jezierski ed.

