

L 20042

département de démographie

université catholique de louvain



Département de Démographie
Université Catholique de Louvain

Louvain-La-Neuve - Belgique

LVL 20042

Contribution à l'analyse spatiale d'une matrice de
migration interne

Michel POULAIN

Tome 1. Texte

Juin 1980

Thèse présentée en vue de
l'obtention du grade de
Docteur en Démographie

Table des matières

Table des matières	5
Remerciements	7
Introduction	9
 Chapitre 1. La matrice de courants de migration interne	 11
1. La mobilité spatiale	11
2. L'approche formelle de la migration	14
3. Les contraintes spatiales et temporelles	16
4. Les sources statistiques de l'analyse migratoire et l'exactitude des données recueillies	12
5. La comparabilité de ces divers types de données	22
6. Le courant de migration	25
7. Les modèles spatiaux et la migration	29
8. L'objectif retenu	33
 Chapitre 2. Du modèle gravitationnel à celui d'interaction spatiale	 35
1. Les précurseurs	35
2. L'école gravitationnelle	37
3. SOMMERMEYER et THOMLINSON	40
4. "Gravity R.I.P., Entropy Rules O.K."	42
 Chapitre 3. L'élaboration d'une famille de modèle	 49
1. Le rôle des effectifs de population P_i et P_j	49
2. L'impact de la distance	58
3. Les hypothèses de base	66
4. L'estimation des paramètres du modèle	68
5. La mesure des variables et le problème de la contiguïté entre zones	90
6. Une famille de modèles	106
 Chapitre 4. Présentation des résultats	 109
1. Les ajustements réalisés	109
2. La qualité de l'ajustement	109
3. Les valeurs estimées des paramètres	118
4. Une étude de sensibilité	124

Chapitre 5. L'examen des résidus	127
1. Quels résidus ?	127
2. Une matrice de résidus	127
3. Indices d'attraction et de répulsion des zones	130
4. Un procédé de régionalisation	139
5. Une étude de sensibilité	154
Conclusion	163
Bibliographie	165
Annexes	Voir Tome 2

A Fabienne.

A Christel,
Gwenaël,
Eurielle
et Joffray.

particulièrement, j'adresse ces remerciements à Messieurs les Professeurs Hubert GERARD et Guillaume WUNSCH, à Mesdemoiselles Christine WATTELAR et Josianne DUCHENE, à Monsieur Baudouin LUX et aux membres de l'équipe informatique ainsi qu'à Madame Patricia CABRON qui a assuré la dactylographie de cette thèse.

Le premier chapitre sera consacré à la présentation de cette matrice de migration interne, à l'examen de la littérature relative à son analyse et à la détermination de l'objectif retenu. Dans le deuxième chapitre, chaque variable indépendante fera l'objet d'un examen spécifique concernant son choix, mais également la relation fonctionnelle avec laquelle elle interviendra dans le modèle. La méthode d'estimation du modèle nous amenera à rejeter ensuite la régression linéaire après linéarisation par passage au logarithme, pour adopter une régression non linéaire pondérée qui se fera par itérations successives. Enfin, la mesure des variables indépendantes et plus particulièrement celle de la distance nous forcera à prendre en considération de deux façons distinctes la configuration spatiale des zones, notamment lorsqu'il s'agit de zones contiguës ou très rapprochées. Dans l'impossibilité d'identifier le meilleur modèle, nous pencherons pour l'estimation par une famille de modèles résultant de deux alternatives maintenues pour ce qui concerne la relation fonctionnelle caractérisant l'impact de la distance, d'une part, et la prise en compte de la configuration spatiale, de l'autre.

Dans le chapitre 3, la méthode d'estimation proposée sera appliquée à un éventail de données afin de mesurer son adéquation et de mettre en évidence ses limitations.

Enfin, le chapitre 4 sera consacré à l'examen des résidus. Deux approches plus particulières, le calcul d'indices d'attractions-répulsions et un procédé de régionalisation, seront développées afin de résumer l'information contenue dans les résidus par rapport au modèle.

1. La mobilité spatiale

La mobilité spatiale d'une population s'inscrit à la fois dans l'espace et dans le temps. Cette dimension spatio-temporelle du phénomène confère à l'analyse migratoire une spécificité par rapport aux autres phénomènes démographiques que sont la fécondité, la nuptialité et la mortalité.

Dans l'ensemble des déplacements humains, les migrations ne constituent certes qu'un sous-ensemble. A l'exemple de ROSEMAN (1971), imaginons à l'aide de la figure 1, les déplacements hebdomadaires d'un individu.

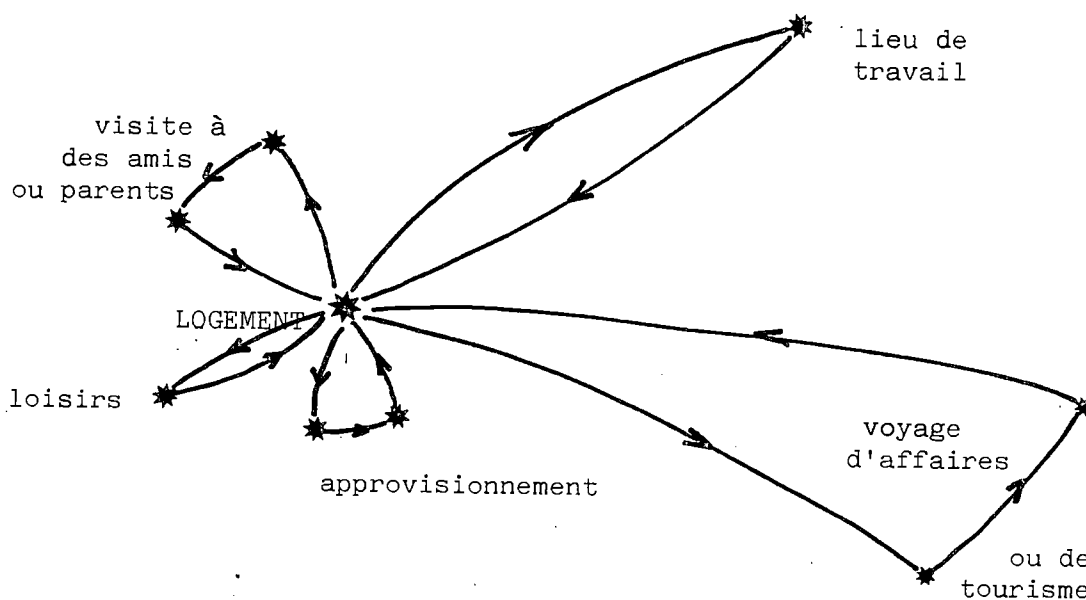


Figure 1. Répartition spatiale des déplacements hebdomadaires d'un individu.

En comparant tous ces déplacements, on décèle aisément certaines tendances cycliques, certains déplacements qui se reproduisent dans le temps de façon journalière, hebdomadaire ou apériodique.

L'ensemble des lieux fréquentés par un individu avec l'intensité de cette fréquentation détermine son espace de vie ou, d'un autre point de vue, son champ d'action. Jusqu'à présent, tous les déplacements de la figure 1 étaient des mouvements d'aller et retour entre le logement et les divers lieux de travail, de loisirs... Mais il existe d'autres déplacements, plus rares certes, qui n'impliquent pas de retour, ceux-ci, les migrations, modifient plus ou moins profondément l'espace de vie de l'individu (figure 2).

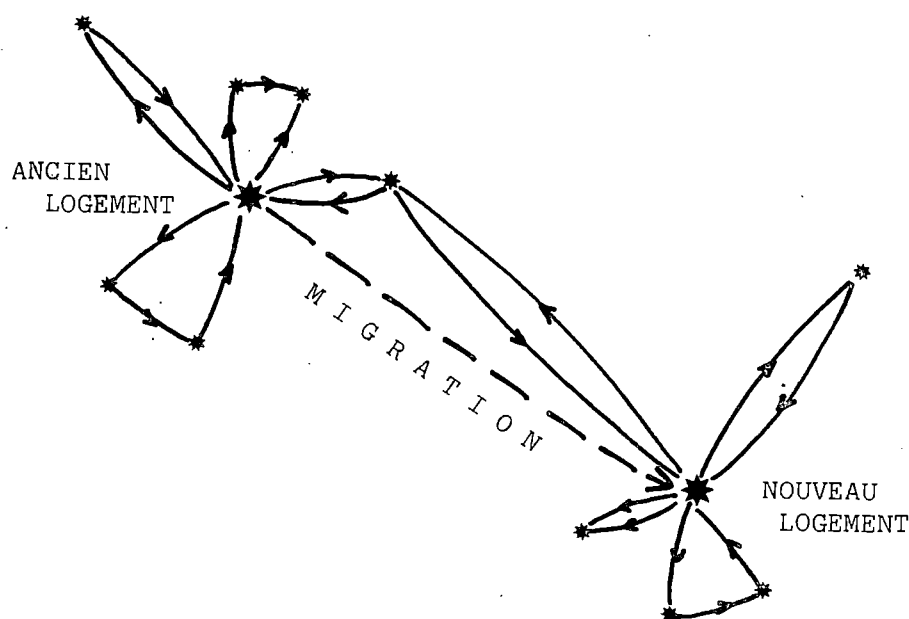


Figure 2. Modification de l'espace de vie d'un individu à l'occasion d'une migration.

Telle est la nouvelle définition de la migration proposée par BRUNET (1975) et reprise par COURGEAU (1975 et 1980) : la migration c'est le passage d'un espace de vie à un autre, l'espace de vie d'un individu étant constitué par tous les lieux avec lesquels il est en rapport, soit directement, soit par l'intermédiaire de personnes s'y trouvant.

Hélas, cette définition générale de la migration est trop complexe que pour être cernée à l'aide des outils de la statistique démographique classique. C'est pourquoi on limite généralement la définition de la migration au changement de résidence habituelle. Alors que pour un changement d'espace de vie, tout un ensemble de lieux étaient considérés, cette définition plus restrictive de la migration ne s'attache qu'à un seul lieu : la résidence habituelle, le lieu où l'individu a coutume d'habiter⁽¹⁾. L'espace de vie se voit donc ainsi résumé par un seul lieu, son pôle résidentiel, la résidence de l'individu. A tout moment, on assigne de la sorte à chaque individu un lieu de résidence qui sera déterminant pour l'analyse des migrations.

Si un individu quitte temporairement sa résidence habituelle tout en y gardant son logement principal, il s'agit d'une migration temporaire qui s'applique notamment aux séjours de vacances, aux étudiants en pension, miliciens en caserne et ouvriers saisonniers. Si, par contre, un individu quitte un logement pour transférer sa résidence habituelle dans un autre, on parlera, par opposition, de migration définitive.

(1) La définition de la résidence habituelle ne répond généralement pas à des critères précis parce que les faits qui servent à l'établir sont nettement variables : citons le centre de réunion du ménage, l'occupation réelle d'une maison, l'existence d'un mobilier...

2. L'approche formelle de la migration

On vient de le voir, à tout temps t , on peut attribuer à un individu un lieu de résidence $l(t)$, celui-ci étant une fonction de t . Si un individu a effectué une et une seule migration pendant l'intervalle de temps $(t, t + \Delta t)$ alors

$$l(t + \Delta t) \neq l(t)$$

Réciproquement, si $l(t + \Delta t) \neq l(t)$, l'individu dont il est question aura effectué au moins une migration pendant l'intervalle $(t, t + \Delta t)$. L'accroissement de temps Δt est choisi de telle sorte que, quelque soit t , il ne puisse y avoir qu'une seule migration dans l'intervalle $(t, t + \Delta t)$. Pratiquement, $l(t)$ peut être considérée comme une fonction étagée (figure 3).

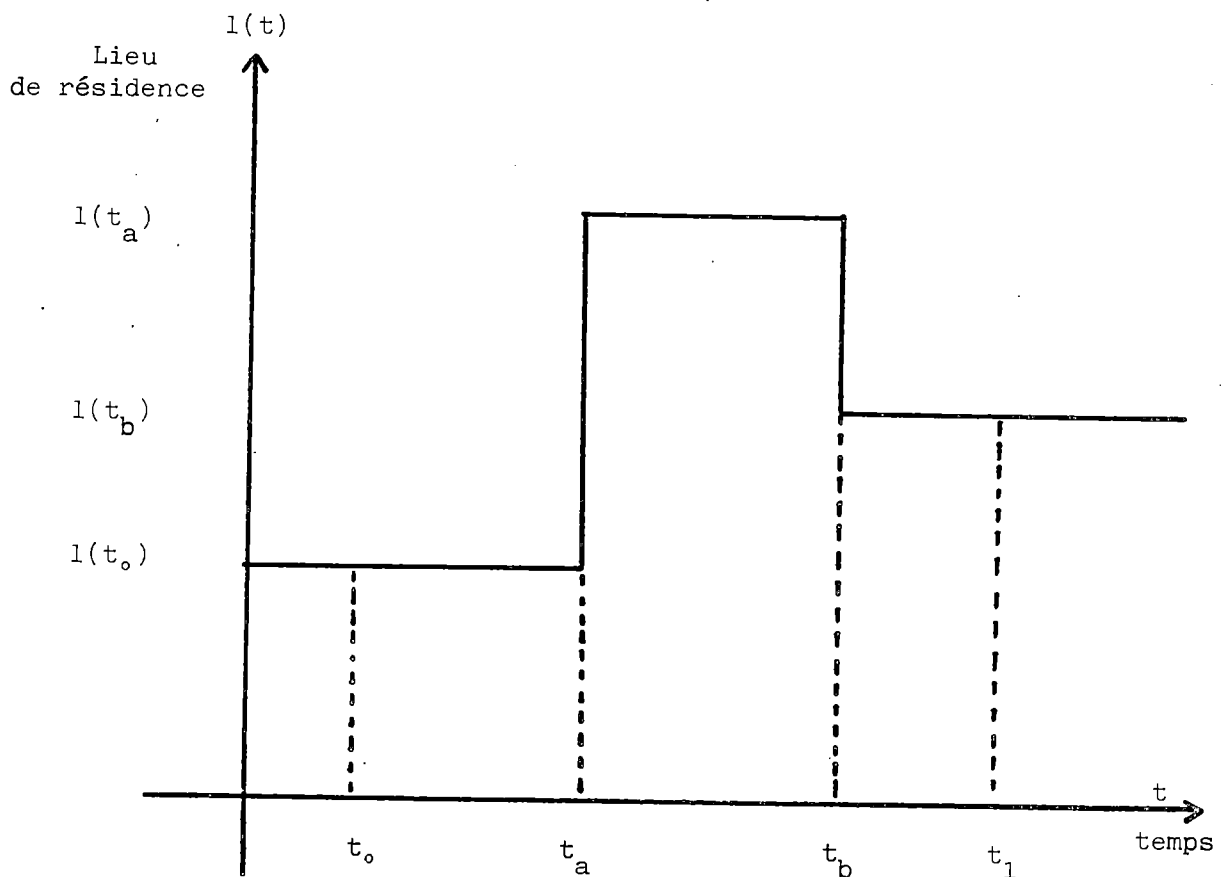


Figure 3. Variation du lieu de résidence en fonction du temps.

Hormis les enquêtes comportant des questions rétrospectives, peu de systèmes de collecte de statistiques permettent de connaître, à tout instant t , la résidence $l(t)$ d'un individu. Cela n'est bien souvent possible qu'à des moments privilégiés comme les recensements, t_0 et t_1 dans l'exemple ci-après. Dans ce cas, un individu sera considéré comme migrant entre t_0 et t_1 (avec $t_1 > t_0$) si et seulement si $l(t_1) \neq l(t_0)$ ⁽²⁾

Ce type de mesure n'enregistre pas directement la migration, et seule l'affirmation suivante s'avère toujours vérifiée :

Tout individu migrant entre t_0 et t_1 a effectué au moins une migration pendant l'intervalle (t_0, t_1) .

La réciproque n'est pas valable puisqu'un individu peut très bien avoir effectué plusieurs migrations entre t_0 et t_1 et se retrouver en t_1 dans la même résidence qu'en t_0 : $l(t_1) = l(t_0)$. Dans ce cas, bien qu'ayant migré, il ne sera pas considéré comme migrant entre t_0 et t_1 .

En comparant les deux concepts proposés, on s'aperçoit que le concept de migration peut être considéré comme un cas limite de celui de migrant si l'intervalle (t_0, t_1) tend vers zéro.

On a par conséquent

$$\left[\begin{array}{l} \text{individu effectuant} \\ \text{une MIGRATION de} \\ l_1 \text{ vers } l_2 \text{ au temps } t \end{array} \right] = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \left[\begin{array}{l} \text{migrant de } l_1 \text{ vers } l_2 \\ \text{entre les temps } t \text{ et } t + \Delta t \end{array} \right]$$

(2) Cette définition du migrant s'écarte de celle proposée par le manuel des Nations Unies qui considère comme migrant toute personne ayant effectué au moins une migration pendant la période t_0, t_1 . (Nations-Unies, 1970).

Ainsi la mesure des migrations et celle des migrants sont essentiellement différentes : la première se rapportent à des événements, la seconde à des individus, la migration prend place à un moment déterminé, le migrant s'observe sur une période donnée. Néanmoins pour le nombre d'observations, les différences entre les chiffres seront d'autant plus réduites que l'intervalle de temps (t_0, t_1) pendant lequel sont comptabilisées les migrations et au bout duquel sont dénombrés les migrants, est court.

Il existe une troisième façon de cerner le phénomène migratoire, à l'aide du concept de dernier migrant. Quelque peu intermédiaire aux notions de migration et de migrant, le dernier migrant est un individu recensé en t_1 au lieu $l(t_1)$ dont la dernière migration s'est faite au temps t variable, en provenance de $l(t)$. Si l'on ne compte que les derniers migrants pour lesquels t appartient à l'intervalle $(t_1 - \Delta t, t_1)$ avec Δt petit, alors le nombre de derniers migrants entre $t_1 - \Delta t$ et t_1 tend vers celui des migrants ou des migrations observées sur la même période.

3. Les contraintes spatiales et temporelles

La collecte des statistiques migratoires est soumise à des contraintes à la fois spatiales et temporelles. En fait, si l'on s'en tient aux types de mesures proposées jusqu'ici, excepté les individus formant un ménage migrant, toutes les migrations ou migrants doivent être considérés comme différents dans leur dimension spatio-temporelle. Il convient, par conséquent, de regrouper les migrations ou migrants dans l'espace et dans le temps.

Dans l'espace, si chaque lieu est repéré par l'intermédiaire d'un système de coordonnées géographiques, on pourra partager tout territoire en mailles identiques de dimension voulue et échapper de la sorte au choix obligé des divisions administratives existantes. Néanmoins, hormis

quelques rares exceptions, les lieux de départ et d'arrivée ne peuvent être déterminés de façon aussi précise et les unités administratives de base qui servent pour la collecte de ces informations sont de forme et de taille assez variables à l'intérieur d'un même pays, plus encore d'un pays à l'autre. Cette dépendance grève lourdement l'analyse migratoire en lui interdisant toute comparabilité directe sans le recours préalable à des modèles théoriques ou empiriques⁽³⁾. L'existence de ces unités de collecte donne également lieu à une distinction entre migration et migrant à l'intérieur d'une même unité de territoire, d'une part, et entre deux unités distinctes de l'autre⁽⁴⁾. Le plus fréquemment, les courants migratoires internes aux unités de base ne sont pas comptabilisés au même titre que les autres ; ceci se conçoit aisément au niveau des administrations locales puisque l'individu concerné ne quitte pas leur territoire. Dans ce cas, la mesure de la migration en tant que changement de résidence se restreint aux seuls changements d'unité territoriale de base⁽⁵⁾ ; à l'intérieur de ces unités, on parlera de mobilité locale. Evidemment, à l'occasion de ces migrations non mesurées, l'espace de vie de l'individu n'est guère altéré. Mais, par ailleurs, tout changement de logement par-delà une limite territoriale, la distance parcourue fût-elle minime, sera comptabilisé : on comprend l'arbitraire de la distinction entre migration hors d'une unité de base et mobilité locale et les contraintes sévères imposées par le découpage administratif d'un territoire à l'analyste des migrations.

(3) En ce qui concerne la comparabilité des statistiques migratoires collectées sur des unités de base différentes, voyez COURGEAU (1973), DREWE (1978), FIELDING (1979) et BOERTLEIN et LONG (1979).

(4) Lorsqu'un des deux lieux concernés est extérieur au pays, la migration ou le migrant est dit international ou externe par opposition à interne.

(5) Cette restriction est préjudiciable si l'on sait que même dans le cas où l'unité territoriale ne dépasse pas une dizaine de kilomètres carrés, il n'est pas rare qu'elle se traduise par l'omission de plus de la moitié des mouvements migratoires. Ainsi, pour la Belgique, où la probabilité qu'un individu change de logement en une année est supérieure à 10 %, on n'enregistre annuellement que 500.000 migrations entre communes distinctes (effectuées dès lors par moins de 5 % de la population).

La variable temporelle, quant à elle, est certes plus malléable. Les migrations, lorsque ces données existent, sont généralement comptabilisées annuellement, les migrants sont dénombrés à l'occasion d'un recensement sur l'année ou les cinq années qui le précèdent, voire depuis le recensement antérieur. Si les migrations, avec leur propriété d'additivité, ne posent guère de problèmes, on ne peut en dire de même pour les migrants. Même en faisant abstraction de la variation annuelle de la mobilité, on ne peut comparer des migrants sur une année avec d'autres relatifs à une période de cinq années. Les difficultés sont d'autant plus importantes si l'on travaille sur une période intercensitaire et que celle-ci varie. Par conséquent, ici, tout comme pour la contrainte spatiale, le recours aux modèles offre la seule issue pour assurer la comparabilité (COURGEAU 1973, REES 1977, BOERTLEIN et LONG (1979)).

4. Les sources statistiques de l'analyse migratoire et l'exactitude des données recueillies

En dehors de l'enquête, ces sources sont essentiellement de deux types : le registre de population, qui va de pair avec la déclaration obligatoire de tout changement de résidence, et le recensement⁽⁶⁾.

- a. Le registre de population⁽⁷⁾ est généralement décentralisé dans chaque unité territoriale de base ; il enregistre toutes les modifications de la population de ces unités. Dans ce but, il prend en compte toutes les migrations intervenant entre ces unités ou éventuellement entre elles et l'étranger. Les changements de logement à l'intérieur même des unités de base sont également enregistrés mais la procédure diffère puisqu'il s'agit d'une mutation interne dans le même registre de population. Plus rarement, le registre de population est centralisé en un fichier unique pour l'ensemble d'un pays.

(6) On ne peut ignorer également l'existence de sources diverses. Ainsi pour le cas du Royaume-Uni, voyez REES G. et REES T.L. (1977).

(7) Concernant le fonctionnement du registre de population voyez, pour la Belgique, TERMOTE (1974) et POULAIN (1978), pour les Pays-Bas, VAN DEN BRINK (1966).

Le registre de population enregistre directement la migration en tant qu'événement quasi-instantané. Idéalement, il permet la reconstitution du cheminement migratoire des individus, cheminement qui peut être mis en parallèle avec d'autres phénomènes démographiques (naissance, mariage, décès). Le fichier centralisé couple automatiquement les différentes informations, tandis qu'en présence de registres décentralisés, chaque migration est considérée comme un événement isolé et le couplage est souvent malaisé. Dans ce cas, l'établissement d'un bulletin de changement de résidence supplée en partie à ces lacunes, il donne la description de l'individu ou plus précisément d'un ménage migrant au moment de la migration : c'est par conséquent une image statique et non dynamique comme la donne le fichier centralisé.

Le registre de population permet tout un éventail d'analyses aussi bien transversales que longitudinales. Malheureusement, le nombre de pays disposant d'un registre de population est limité et seuls quelques-uns disposent d'un fichier centralisé accessible aux investigations scientifiques⁽⁸⁾.

L'exactitude des données concernant les migrations internes recueillies sur base du registre de la population dépend des mesures administratives mises sur pied pour assurer l'enregistrement exhaustif du phénomène, des moyens mis en oeuvre pour vérifier cette exhaustivité et du type de procédure qui aboutira à l'élaboration des statistiques démographiques. Un fichier centralisé, instauré avec l'appui légal et enrichi systématiquement devrait conférer une exactitude optimale aux données rassemblées, données sans cesse vérifiées par comparaison avec les informations recueillies antérieurement.

(8) Signalons quelques pays disposant d'un registre de population : Norvège, Danemark, Suède, Finlande, Pays-Bas, Allemagne, Belgique, Suisse, Italie, Hongrie, Tchécoslovaquie, Japon... Parmi ceux-ci, les pays nordiques, les Pays-Bas et la Belgique disposent d'un fichier centralisé.

En présence de registres de population décentralisés, l'existence d'un bulletin de changement de résidence transmis systématiquement à l'organisme central de statistique assure également une fiabilité au processus mais limite néanmoins les informations démographiques à un "cliché" de l'individu au moment de la migration, sans aborder l'aspect dynamique. Dans le système le moins satisfaisant, ce sont les administrations locales qui comptabilisent elles-mêmes les courants migratoires en répartissant les entrées et les sorties selon les zones d'origine ou de destination ainsi que selon quelques caractères démographiques des migrants. Il est évident que cette dernière procédure limite de façon préjudiciable les informations recueillies. Mais par ailleurs, le double enregistrement qu'elle impose à l'émigration et à l'immigration, permet d'estimer la validité des données (POULAIN 1978).

- b. Le recensement⁽⁹⁾ reste sans conteste la source la plus généralement utilisée pour analyser la mobilité spatiale. Parmi les types de questions posées, on en dénombre quatre fournissant des informations sur le comportement migratoire. Ce sont, outre le lieu de résidence au moment du recensement :

- 1° le lieu de naissance
- 2° le lieu de résidence précédente
- 3° la durée de présence dans la résidence actuelle
- 4° le lieu de résidence à une date antérieure donnée (il y a un an, cinq ans ou au recensement précédent).

La première question mesure des migrants sur une période variable déterminée par l'âge de l'individu. La seconde décrit la dernière migration au point de vue spatial, mais ne compte aucune donnée temporelle. La troisième question complète la seconde puisqu'elle apporte la composante temporelle de cette dernière migration en donnant la durée d'établissement de l'individu dans le lieu où il est recensé. Généralement, ces questions sont posées simultanément. La dernière, enfin, dénombre des migrants sur une période fixe en comparant leurs résidences aux extrémités de la période choisie.

(9) Voyez le manuel VI des Nations-Unies et ZACHARIAH (1978).

Indépendamment de la qualité du dénombrement, l'exactitude des données recueillies à l'occasion d'un recensement est essentiellement limitée par les défaillances de la mémoire du recensé, puisqu'à l'exception du lieu de résidence, toutes les questions font appel à un événement passé plus ou moins éloigné. Qui plus est, les réponses sont généralement données par le chef de ménage pour toutes les personnes vivant sous son toit et, par ailleurs, les limites administratives permettant d'identifier les unités territoriales de base ne sont pas à l'abri de modifications.

Les statistiques sur le lieu de naissance, et tout autant celles sur le lieu de dernière résidence, sont sujettes aux défaillances de mémoire et aux modifications territoriales. Le risque d'erreur est d'autant plus élevé que l'événement est ancien et par conséquent que l'individu est âgé ou qu'il est établi depuis longtemps dans le lieu où il est recensé.

La question relative à la durée ou à l'année d'établissement dans le lieu de résidence est soumise en outre à l'attrait des chiffres ronds tout comme l'est, par exemple, la déclaration des âges.

Les données relatives à la résidence x années avant le recensement donnent probablement les résultats les moins exacts, excepté si la période de référence se limite à une seule année, mais de toute façon le nombre des migrants ne peut être que sous-évalué. C'est d'ailleurs un risque général pour toutes les données migratoires recueillies au recensement. Celui-ci sous-estime la mesure de la mobilité spatiale des populations concernées (le recensé omettra aisément une migration qu'il considère comme insignifiante parce qu'elle est, par exemple, de courte durée). Toutefois, seules des approches comparatives appliquées à la même population permettraient de comparer la fiabilité des différentes méthodes de mesure de la migration.

5. La comparabilité de ces divers types de données

Les statistiques relatives au lieu de naissance dénombrent des migrants sur une période variable déterminée par l'âge des individus. Ces données sont difficilement comparables aux autres types de données migratoires; , leur intérêt devient minime à l'exception, peut-être, de l'étude des mouvements de population au cours de longues périodes. C'est pourquoi les problèmes de comparabilité se poseront essentiellement entre migrations, migrants et derniers migrants.

Le tableau 1 ci-après simule les différentes possibilités du lieu de résidence d'un individu en T, à l'époque d'un recensement, et, X années plus tôt, en T - X. Il compare le dénombrement des migrations, migrants et derniers migrants sur la période allant de T - X à T en se limitant à la mobilité interne (les lieux de résidence sont notés successivement $l_0, l_1 \dots l_n$).

En comparant le nombre total de migrations internes M enregistrées de T - X à T aux migrants internes M* dénombrés au recensement pour la même période et enfin aux dernières migrations internes M' effectuées entre T - X et T, par les individus recensés en T, on a la relation suivante :

$$\begin{array}{ccccc} M^* & \leq & M' & \leq & M \\ \text{(migrants)} & & \text{(derniers} & & \text{(migrations)} \\ & & \text{migrants)} & & \end{array}$$

Pour vérifier ces inégalités, on se rappellera les points suivants :

- 1° On dénombre au maximum un migrant et une dernière migration par individu alors que celui-ci peut avoir effectué de multiples migrations entre T - X et T.

Tableau 1 : Comparaison du nombre de migrations, migrants et derniers migrants entre T-X et T, uniquement pour la mobilité interne à un territoire donné.

Période d'observation			Comparaison des nombres de migrations, migrants et derniers migrants		
Etat de l'individu en T - X	Migrations effectuées de T - X à T	Etat de l'individu en T	M Migrations de T - X à T	M* Migrants entre T - X et T	M* Derniers migrants de T - X à T
l_o	-	l_o	0	0	0
l_o	$(l_o \rightarrow l_1) \dots (l_{n-1} \rightarrow l_o)$	l_o	n	0	1
l_o	$(l_o \rightarrow l_1) \dots (l_{n-1} \rightarrow l_n)$	l_n	n	1	1
Ext	$(Ext \rightarrow l_o)$	l_o	0	0	0
Ext	$(Ext \rightarrow l_o)(l_{n-1} \rightarrow l_n)$	l_n	n	0	1
Non né	$(N \rightarrow l_o)$	l_o	0	0 (*)	0
Non né	$(N \rightarrow l_o) \dots (l_{n-1} \rightarrow l_n)$	l_n	n	0 (*)	1
l_o	$(l_o \rightarrow Ext)$	Ext	0	0	0
l_o	$(l_o \rightarrow l_1) \dots (l_n \rightarrow Ext)$	Ext	n	0	0
l_o	$(l_o \rightarrow D)$	Décédé	0	0	0
l_o	$(l_o \rightarrow l_1) \dots (l_n \rightarrow D)$	Décédé	n	0	0

(*) Dans les statistiques françaises, notamment, on attribue aux nouveaux-nés de la période T-X,T, la résidence de la mère en T - X, de telle sorte qu'ils peuvent être considérés comme migrants.

- 2° Lorsqu'un individu effectue une migration multiple le ramenant en T au même lieu de résidence qu'en T - X, ce cheminement comportant n migrations donne lieu à une dernière migration mais l'individu ne sera pas compté comme migrant.
- 3° Pour être considéré comme migrant interne, il faut appartenir à la population concernée à la fois en T - X et en T, le dernier migrant étant obligatoirement recensé en T tandis que la migration peut être relative à un individu qui n'est ni présent en T-X, ni en T.

Dans les comparaisons internationales⁽¹⁰⁾, en plus des difficultés dues aux différences d'ordre spatio-temporel dont il a été question plus haut, il s'agit de comparer ces divers types de mesure. Or ces comparaisons s'avèrent déjà bien souvent irréalisables au sein d'une même population par manque de statistiques adéquates. Néanmoins, deux comparaisons ont été menées par KONO (1969) pour les données du Japon en 1960 et par nous-même sur les données belges de 1970.

- a. Comparaison du nombre de migrations et de migrants au Japon sur base du registre de population et de la question sur le lieu de résidence un an auparavant posée au recensement de 1960. Selon les conclusions de KONO, les deux sources de données présentent un accord étroit en ce qui concerne le volume des migrations entre préfectures; toutefois, des disparités appréciables existent pour les migrations à l'intérieur de ces préfectures (les registres de population contiennent presque 50 % d'inscriptions de plus que le recensement). Néanmoins, si l'on examine les chiffres d'immigration et d'émigration de chacune des 46 préfectures, on dénombre 45 % des cas où le nombre provenant du registre de population est inférieur à celui issu du recensement. De plus, l'auteur n'envisage pas les divers courants de migration entre chaque préfecture ce qui aurait pu étayer ces résultats.

(10) On trouvera des tentatives de comparaison internationale dans BOERTLEIN et LONG (1979) et FIELDING (1979).

b. Comparaison du nombre de migrations et de derniers migrants en Belgique sur base du registre de population et des questions relatives à la dernière migration et à la période d'établissement posées au recensement de 1970. En comparant les courants de migration interne et le nombre de derniers migrants, on dénombre, au total, 440.000 derniers migrants et 500.000 migrations. Néanmoins, on observe que, pour les mouvements à l'intérieur des divers arrondissements, les derniers migrants sont en nombre supérieur dans 30 % des cas ; pour l'ensemble des courants entre arrondissements distincts, cette proportion est de 25 %.

Somme toute, à la lumière de ces deux comparaisons, on ne peut généraliser la différence relevée par KONO entre les mouvements intra- et inter-préfecturaux. Par ailleurs, et ceci nous semble essentiel, il faut mettre l'accent sur la fiabilité toute relative des statistiques collectées dans le domaine de la migration, fiabilité qui, et cette affirmation se limite aux deux pays concernés, s'avère meilleure pour les chiffres issus des registres de population.

Les lignes qui suivent s'appliquent indistinctement aux trois types de données : migration, migrant et dernier migrant. La comparaison des résultats que donnera la méthode proposée lorsqu'elle sera appliquée à deux types de données différentes, se fera avec les précautions nécessaires à la lumière de ce qui vient d'être dit.

6. Le courant de migration

Indépendamment du type de mesure utilisé, nous appellerons courant de migration de la zone i vers la zone j ⁽¹¹⁾, le nombre de migrations, migrants ou derniers migrants pendant la période considérée au départ de la zone i et à destination de la zone j . Ce courant sera noté M_{ij} .

(11) Par le terme zone, nous entendons l'unité administrative ayant servi de base à la collecte des données. Par contre, le terme région sera réservé à une agrégation de zones contiguës présentant un caractère homogène.

Pour deux zones données i et j , on peut par conséquent définir deux courants de migration, le courant M_{ij} et le contre-courant M_{ji} .

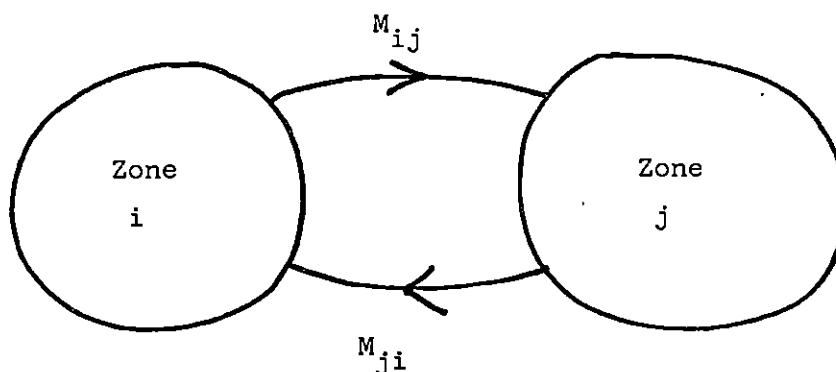


Figure 4. Les courants de migration entre deux zones.

La somme de ces deux courants est appelée courant total de migration entre les zones i et j ; leur différence, $M_{ij} - M_{ji}$ sera le courant net de la zone j par rapport à la zone i . Les expressions volume migratoire et solde migratoire sont également utilisées dans la littérature respectivement pour ces deux concepts.

En ne considérant qu'une seule zone i et en sommant sur j , on définit le flux d'émigration de la zone i , $M_{i.} = \sum_j M_{ij}$. De même, on définira le flux d'immigration dans la zone i , $M_{.i} = \sum_j M_{ji}$. Les termes "sorties" et "entrées" sont également utilisés. La somme des deux flux, $M_{i.} + M_{.i}$, constitue la migration totale de la zone, la différence, $M_{.i} - M_{i.}$ est la migration nette. Des définitions parallèles peuvent s'appliquer aux migrants et aux derniers migrants (COURGEAU 1980).

Les courants de migration sont généralement présentés sous forme matricielle (figure 5). Il s'agit d'une matrice carrée dont la dimension correspond au nombre de zones et pour laquelle l'élément (i,j) est le courant de migration de la zone i vers la zone j ou le courant inverse, selon les publications. Ainsi, sur l'une des entrées de la matrice, on retrouve, selon les cas :

- * la zone d'origine de la migration;
- * le lieu de résidence il y a X années, pour le migrant;
- * la zone d'origine du dernier migrant.

L'autre entrée correspond respectivement à :

- * la zone de destination de la migration;
- * le lieu de résidence au recensement, pour le migrant;
- * le lieu de résidence au recensement, pour le dernier migrant.

Les éléments diagonaux ont une signification distincte :

Pour une matrice de migration, il s'agit du nombre de migrants internes à la zone i , ces migrations étant dénombrées sur base d'un découpage en unités administratives élémentaires telles les communes ou municipalités.

Pour les migrants, on y recense le nombre d'individus se trouvant il y a x années dans la même zone de résidence qu'au recensement (sans pour cela être dans le même logement ou la même unité administrative élémentaire).

Pour les derniers migrants enfin, il s'agit du nombre d'individus recensés dans la zone i et pour lesquels la dernière migration s'est faite en provenance d'une autre unité administrative élémentaire de cette même zone i .

Etant donné que la moindre modification de limite entre deux unités administratives élémentaires perturbe la mesure des éléments diagonaux, que ceux-ci recouvrent des réalités assez différentes selon les types de mesure et que, par ailleurs, ils ne sont pas toujours repris dans les statistiques publiées, nous ne les prendrons pas en considération dans l'exposé qui suivra.

		Lieu d'origine ou de résidence il y a x années					
		1	2	i	j	n	Total
Lieu de destination ou de résidence au recensement.	1	(M ₁₁)	M ₂₁	M _{i1}	M _{j1}	M _{n1}	M _{.1}
	2	M ₁₂	(M ₂₂)	M _{i2}	M _{j2}	M _{n2}	M _{.2}
	i			(M _{ii})	M _{ji}		M _{.i}
	j			M _{ij}	(M _{jj})		M _{.j}
	n					(M _{nn})	M _{.n}
	Total	M _{1.}	M _{2.}	M _{i.}	M _{j.}	M _{n.}	M _{..}

Remarque : les éléments diagonaux ne sont pas toujours repris dans les statistiques existantes, leur signification peut varier fortement (voir texte).

Figure 5. Présentation matricielle des courants de migration interne.

C'est la description et l'analyse d'une telle matrice de migration qui feront l'objet essentiel de ce travail. Seules les migrations internes seront considérées, ce qui signifie que les zones i et j doivent appartenir à un même territoire national excluant de la sorte les migrations internationales. Enfin, de manière générale, ces matrices concerneront tous les migrants quel que soit leur sexe, âge ou nationalité. Il n'empêche que les propos qui seront développés pourront, sans difficulté majeure, s'appliquer aux migrations de telle ou telle catégorie d'individus.

7. Les modèles spatiaux de la migration

Toute démarche descriptive se réfère à un modèle où une théorie sous-jacent qu'ils soient explicites ou implicites, a fortiori si l'analyse a un but explicatif. De nombreuses typologies des modèles de migration ont été proposées à ce jour. Sans être exhaustif, on peut citer les travaux de TERMOTE (1968), COURGEAU (1970), MASSER (1973), WEEDEN (1973), STILLWELL (1975) et COURGEAU (1980). Divers critères de classification ont été utilisés et bien souvent croisés entre eux. Ainsi certains modèles s'attachent au niveau individuel, d'autre au niveau agrégé. On distingue les approches statistiques et dynamiques, déterministes ou stochastiques, descriptives ou explicatives, théoriques ou empiriques. Enfin, on peut également classer les modèles selon la variable dépendante employée, les variables indépendantes entrant en jeu ou la méthode d'estimation. Nous n'avons pas l'intention de proposer ici une nouvelle typologie des modèles de migration ; seuls ceux qui s'attachent à la dimension spatiale en tentant de décrire ou d'expliquer une matrice de courants de migration interne retiendront notre attention. Deux grands types ressortent : les modèles gravitationnels et d'interaction spatiale, d'une part, les modèles économétriques, de l'autre.

a. Les modèles gravitationnels et d'interaction spatiale

L'idée selon laquelle les mouvements migratoires décroissent avec la distance fut émise dès 1885 par RAVENSTEIN (1885) ; elle dut toutefois attendre près de quarante années avant de se voir formalisée sous forme d'une équation algébrique par YOUNG (1924). Avec REILLY (1929), tout d'abord, mais plus encore avec ZIPF (1946) et STEWART (1945), le concept de gravité se développa et le modèle qualifié de gravitationnel vit le jour. Il s'exprime comme suit : le courant de migration entre les zones i et j est proportionnel au produit des populations de ces zones et inversement proportionnel à une puissance de la distance les séparant. Cette formulation s'inspire évidemment de la mécanique newtonienne :

$$M_{ij} = k P_i P_j d_{ij}^b \quad (b < 0) \quad (1)$$

L'apport le plus récent à la théorie gravitationnelle fut l'oeuvre de WILSON (1967) qui, par analogie à la mécanique statistique et plus particulièrement aux mouvements de molécules, introduit la notion d'entropie et estime les valeurs des courants M_{ij} comme étant celles correspondant aux états les plus probables sous diverses contraintes et ce, en maximisant la fonction d'entropie.

Nous ne donnerons pas plus de détails sur ces modèles gravitationnels puisqu'ils feront l'objet d'un examen plus approfondi au chapitre suivant. Néanmoins, il faut en préciser les traits essentiels :

1. La distance y est considérée comme la variable-clé;
2. Outre la distance, ces modèles se basent sur très peu de variables indépendantes ;
3. En général, ils sont déterministes, statistiques, empiriques et descriptifs, rarement explicatifs;
4. Leur formulation algébrique est non linéaire et l'estimation des paramètres se fait par régression linéaire après passage au logarithme ou par maximisation d'entropie.

b. Les modèles économétriques

Tout en restant proche des travaux de ZIPF et STEWART, STOUFFER (1940) introduit la notion des "intervening opportunities". Dans cette théorie, le nombre de migrants vers une zone j est directement proportionnel au nombre de "postes offerts" (job opportunities) à une distance j et inversement proportionnel au nombre de "postes offerts" de

façon concurrentielle à une distance plus courte (intervening opportunities). Le modèle de HAGERSTRAND (1957) est assez voisin de celui de STOUFFER : le courant de migration entre deux zones i et j y est proportionnel au nombre Δx de postes offerts en j et à un indice I mesurant les contacts entre les deux populations ; il est inversement proportionnel à la population de la zone j . Ce modèle est très satisfaisant pour la prévision à court terme des migrations suédoises mais, dans ce cas, HAGERSTRAND mesure Δx par l'ensemble des migrants à destination de j pendant la période étudiée $(t, t + \Delta t)$ et I , par le nombre de migrants entre i et j pendant les 15 années précédant le temps t .

En 1960, STOUFFER publia une seconde version de son modèle l'appliquant plus spécifiquement à l'interaction entre deux zones i et j . Par la suite, les travaux de GALLE et TAUBER (1966) et JANSEN et KING (1968), notamment, établirent de nouvelles études comparatives entre les deux types de modèles. Bien que se voulant explicatif plutôt que descriptif, le modèle de STOUFFER reste très semblable au modèle gravitationnel: en lieu et place de la distance physique, la distance y apparaît de façon implicite, elle est mesurée par le nombre de migrants concurrentiels. Si la part expliquée par le modèle de STOUFFER est quelque peu supérieure à celle expliquée par le modèle gravitationnel, on peut toutefois se demander dans quelle mesure elle n'est pas favorisée par l'arbitraire qui apparaît lors de la détermination des zones pour la collecte des données.

Avec SOMMERMEYER (1961), LOWRY (1966), GREENWOOD (1969, 1977) et NIJKAMP (1973), entre autres, les modèles économétriques se différencient de plus en plus du modèle gravitationnel dont ils restent issus. Ainsi viennent s'ajouter progressivement toute une série de variables exploratoires supplémentaires : le revenu moyen par tête, le pourcentage de non-emploi, le degré d'urbanisation, la qualité des logements, l'environnement...

On ne peut clore ce bref aperçu des modèles économétriques⁽¹²⁾ sans signaler l'intéressante approche de FABRICANT (1970) introduisant parmi les variables de type économétrique, une variable mesurant l'effet de frontière⁽¹³⁾.

Somme toute, les modèles que nous avons qualifiés d' économétriques, se réfèrent essentiellement à une théorie économique de la migration liée principalement au marché de l'emploi. Ils ont une portée explicative sans que pour cela ils améliorent de façon appréciable la partie expliquée par le modèle comparativement aux approches descriptives des modèles gravitationnels. Comme ces derniers, ils restent déterministes et empiriques mais le nombre de variables indépendantes y est largement supérieur, ce qui ne va pas sans créer des problèmes de multicollinéarité, notamment lorsque les paramètres sont estimés par régression linéaire multiple.

(12) Il est bien évident que nous nous sommes volontairement limités aux modèles relatifs à la description et à l'analyse spatiale d'une matrice de courant de migration, laissant de la sorte de côté bien des aspects de la modélisation du phénomène migratoire.

(13) TERMOTE (1967), JANSEN et KING (1968) et SOMMERMEYER (1961), ont mis en évidence un tel effet de barrière ou de frontière entre la Flandre et la Wallonie en Belgique, entre régions de religion différente aux Pays-Bas. Dans une phase initiale de notre modèle, nous avons également introduit une telle variable sous forme binaire :

- * $R_{ij} = 1$ si i et j appartiennent à la même région,
- * $R_{ij} = 0$ dans le cas contraire.

Dans le modèle proposé, cette variable intervenait sous la forme suivante :

$$M_{ij} = (k P_i P_j d_{ij}^b) \cdot (a_{ij}^{R_{ij}}) \quad (2)$$

où a était un paramètre à estimer mesurant l'effet de barrière. La valeur de ce paramètre s'élevait à 6 dans le cadre de migrations belges, ce qui signifiait que, toutes choses étant égales, les migrations entre zones d'une même région étaient d'un facteur 6 supérieures à celles entre zones de régions distinctes.

Cette approche n'a pas été retenue en définitive parce qu'elle est spécifique à la Belgique et, dans une moindre mesure, aux Pays-Bas. Néanmoins, le problème réapparaîtra de façon indirecte dans le procédé de régionalisation.

8. L'objectif retenu

Avant de préciser l'objectif de ce travail, il convient de mettre en évidence ce qui nous semble constituer les points faibles des modèles précités sans vouloir prétendre qu'aucun auteur n'y ait fait allusion avant nous, même à plusieurs reprises. Il s'agit :

- 1° Du manque d'examen concernant l'exactitude des données statistiques recueillies pour décrire les courants de migration et de l'impact sur ces données des lourdes contraintes spatiales et temporelles dont il a été question précédemment;
- 2° De l'emploi quasi généralisé de la régression linéaire multiple, pour l'estimation éventuelle de l'équation par passage au logarithme (cette méthode s'appliquant le plus souvent en négligeant de vérifier les hypothèses de base de l'utilisation de la méthode de régression linéaire) ;
- 3° Du déséquilibre qui apparaît dans l'utilisation a posteriori des valeurs estimées des paramètres, d'une part, des résidus par rapport au modèle, de l'autre. Alors que les premiers font généralement l'objet de comparaisons multiples et qu'ils donnent lieu à des considérations d'ordre explicatif, les seconds n'apparaissent que rarement dans les publications et ne sont guère utilisés au moment de conclure.

C'est dans ce cadre que se situe l'objectif retenu dans ce travail : avant tout, il s'agit de décrire spatialement une matrice de migration interne en tenant compte de la fiabilité des statistiques de base et en tentant de "libérer" les observations des contraintes spatiales subies lors de leur collecte.

Décrire, cela signifie résumer une masse importante d'informations à l'aide de quelques variables telles que les populations soumises au risque et à la configuration spatiale des zones. C'est intentionnellement que les variables socio-économiques et celles de l'environnement n'ont pas été introduites. Ces variables que l'on qualifiera, à juste titre, d'explicatives, devraient être réservées à une seconde phase que nous n'entreprendrons pas ici, les résidus de la première phase de modélisation servant dès lors de variables dépendantes. Pratiquement, nous chercherons à construire une famille de modèles spatiaux en étant particulièrement attentif :

1° au choix et à la forme des variables indépendantes ;

2° à la formulation algébrique du modèle ;

3° à la méthode d'estimation des paramètres.

Le modèle étant estimé, on vérifiera le parti que l'on pourra tirer des valeurs prises par les paramètres et dans quelle mesure ceux-ci seront susceptibles d'être comparés dans l'espace et dans le temps. Par ailleurs, on s'attachera aux résidus qui, nous l'avons signalé, pourront être utilisés comme variable dépendante dans une approche économétrique classique. Dans le cadre de ce travail, l'information provenant des résidus sera résumée de deux façons :

1° par le calcul d'un indice-résumé qualifié d'attraction-répulsion et ce, pour chacune des zones de base ;

2° par la mise au point d'un processus de régionalisation regroupant en régions d'un seul tenant les zones entre lesquelles les migrations présentent des résidus positifs, tandis que les courants de migrations interrégionaux, quant à eux, accusent des résidus négatifs par rapport aux prévisions du modèle.

Tel qu'il vient d'apparaître, l'objectif que nous nous sommes fixé relève de l'élaboration d'un modèle spatial. Aussi allons nous brosser un historique des grandes phases d'évolution de ce type de modèle essentiellement marqué par l'école gravitationnelle et plus récemment par l'introduction de la notion d'entropie.

1. Les précurseurs

Il faut remonter à CAREY, en 1858, pour voir le concept de gravitation, issu de la mécanique newtonienne, introduit en sciences sociales afin d'expliquer les forces d'interaction entre les hommes, forces qui sont proportionnelles aux masses d'individus en présence et inversement proportionnelle à la distance qui les sépare⁽¹⁴⁾. L'approche empirique de RAVENSTEIN, reprend partiellement cette optique lorsque, expliquant le phénomène migratoire, il stipule les "lois" suivantes⁽¹⁵⁾ :

- 1° La majorité des migrants parcourent de courtes distances ;
- 2° La migration se fait par étapes, les faubourgs des grandes villes servant d'intermédiaires entre celles-ci et la campagne environnante ;
- 3° Les migrants parcourant de longues distances vont, par préférence, vers l'un ou l'autre grand centre du commerce ou de l'industrie ;
- 4° Chaque courant de migrants produit un contre-courant compensatoire.

(14) Fait rapporté par CARROTHERS (1956) dans sa revue historique des concepts de gravité et de potentiel en matière d'interaction humaine.

(15) Voyez à ce sujet le travail de GRIGG (1977).

D'autres lois avaient pour but de démontrer que les principales causes de migration étaient essentiellement d'ordre économique. (RAVENSTEIN, 1885 et 1889).

Ce n'est qu'en 1924, soit près d'un tiers de siècle plus tard, que YOUNG présente une formulation algébrique du concept de gravitation dans le cadre de la migration. Il postule que le volume relatif de migration vers une destination donnée en provenance d'un ensemble de lieux varie proportionnellement à la "force d'attraction" de cette destination et de façon inverse au carré de la distance séparant chaque lieu de cette destination. Ce qui peut s'écrire :

$$M_{ij} = k \frac{Z_j}{d_{ij}^2} \quad (3)$$

où Z_j représente la force d'attraction de la destination j et d_{ij} la distance entre les lieux i et j tandis que k est une constante de proportionnalité.

Quelques années plus tard, REILLY (1929) développe ce même concept dans le domaine des transports de marchandises de détail en déterminant le point d'équilibre sur la ligne joignant deux cités par l'égalité suivante :

$$\frac{P_i}{d_{ix}^2} = \frac{P_j}{d_{jx}^2} \quad (4)$$

où P_i et P_j sont respectivement les populations des cités i et j tandis que d_{ix} et d_{jx} sont les distances entre ces cités et le point d'équilibre recherché. REILLY donne à la distance un exposant - 2 sur base d'un ensemble d'observations pour lesquelles l'exposant variait entre - 1,5 et -2,5.

2. L'école gravitationnelle

Dès 1941, J.Q. STEWART (1941, 1942) s'intéresse à la distribution de résidence des étudiants d'Harvard. Il peut de la sorte mesurer l'influence d'une population à une distance donnée. Pour cela, il propose tout d'abord le concept de potentiel par analogie au potentiel électrostatique (charge divisée par la distance) et au potentiel gravifique (masse divisée par la distance).

Ce potentiel est introduit comme le rapport de la population à la distance moyenne au point où le potentiel est évalué⁽¹⁶⁾. STEWART prétend que le potentiel (et c'est plus le rapport en lui-même - population sur distance - qui compte que le nombre qu'on lui attribue) est une mesure de l'influence d'une population à une distance donnée. Par la suite, STEWART (1942) va plus loin puisque, supposant que le rapport du nombre d'étudiants à la population blanche est proportionnel à la distance affectée d'un exposant b , il suggère une valeur unitaire négative pour n allant de $-0,87$ à $-1,128$, pour différents collèges, la moyenne empirique étant de $-0,995 \pm 0,016$. Ce résultat obtenu sur base de 19.478 étudiants dont les résidences sont éparpillées dans 37 états différents a très vraisemblablement renforcé STEWART dans sa conviction que le comportement humain pouvait s'approcher par des lois semblables à celles de la physique. Mais déjà, dans ce travail, STEWART met l'accent sur deux limitations de la méthode:

- 1° son inadéquation aux longues distances en dehors du territoire national (Mexique et Canada dans son cas);
- 2° une inadéquation qui apparaît également pour les régions proches où l'on observe un phénomène de saturation.

En introduisant le potentiel de population comme mesure d'influence d'une population à une distance, STEWART lance définitivement le modèle gravitationnel dans le cadre de la physique ou mécanique sociale.

(16) STEWART précise que le terme "coefficient d'influence" serait probablement plus à propos.

ZIPF, en 1946, publie deux articles dans lesquels il tente d'expliquer le nombre de voyageurs entre villes par le modèle suivant :

$$M_{ij} = k P_i P_j d_{ij}^{-1} \quad (5)$$

où d_{ij} est la distance la plus courte compte tenu du moyen de transport utilisé. Il déduit cette théorie d'une autre prévoyant le nombre, la taille et la localisation des villes; il la vérifie en reportant graphiquement le logarithme de M_{ij} en fonction de celui de $P_i P_j d_{ij}^{-1}$. La droite de régression ajustée par les moindres carrés a pour équation :

$$\log M_{ij} = a + k \log (P_i P_j d_{ij}^{-1}) \quad (6)$$

Toutefois, l'ajustement donne des valeurs de k proches de 1,25 pour les voyages par route, de 1,50 pour ceux par train : ceci force ZIPF à modifier quelque peu son approche et à démontrer comment une valeur unitaire aurait été plus logique.

C'est STEWART qui, en 1948, fait pour la première fois le point de la question se référant, quoique brièvement, aux travaux de ZIPF. STEWART qui était astronome de formation, y développe toute une argumentation démontrant le bien-fondé du parallèle avec la physique : les concepts de force, potentiel et énergie trouvent leur signification en science humaine lorsqu'il s'agit d'expliquer les interrelations moyennes entre individus⁽¹⁷⁾.

(17) Ainsi, selon ses principes, la force démographique d'interaction entre 2 groupes N_i et N_j d'Américains moyens séparés par une distance d_{ij} vaut :

$$F_{ij} = \frac{N_i N_j}{d_{ij}^2} \quad (7)$$

On remarque que, très vraisemblablement par souci théorique, STEWART abandonne l'exposant - 1 pour la valeur - 2 plus en accord avec les lois de la physique classique.

Avec le recul du temps, on pressent, dans les approches de STEWART et de ZIPF, cette volonté, voire cette obstination à transposer les lois de la physique. Selon leurs approches théoriques, l'exposant de la distance doit être - 1 (ZIPF ou le potentiel de STEWART) ou - 2 (la force d'attraction de STEWART au même titre que celle de YOUNG). Les approches empiriques ne parviennent pas à trancher le dilemme, elles suggéreraient plus volontiers un exposant variable selon les cas et non nécessairement entier. Cette idée, KANT l'a proposée dès 1946 en étudiant l'immigration dans la ville estonienne de Tartu. Il y ajuste le taux de migration $m_{ij} = M_{ij}/P_i P_j$ par une formule du type de Pareto :

$$m_{ij} = k d_{ij}^b \quad (10 a)$$

ce qui correspond au modèle

$$M_{ij} = k P_i P_j d_{ij}^b \quad (10 b)$$

Bien que les résultats empiriques lui donnent une valeur de b égale à - 2, l'idée d'un exposant non entier et d'un modèle utilisant la loi de Pareto y apparaît.

Parallèlement au travail de STEWART sur la physique sociale et la gravitation démographique et ceux de ZIPF qui émet sa théorie du "Principe du moindre effort", DODD (1950) suggère l'emploi de poids appliqués aux masses ou populations P_1 et P_2 . ANDERSON (1955), par ailleurs conclut définitivement que l'exposant de la distance et des populations devrait être variable, les travaux de CAROLL (1955) et ceux

Suite de la note 17

Leur énergie démographique est donnée par $E_{ij} = \frac{G \cdot N_i \cdot N_j}{d_{ij}} \quad (8)$

tandis que le potentiel de population en un point i s'exprime par

$$V_i = \sum_k \frac{G \cdot N_k}{d_{ik}} \quad (9).$$

d'IKLE (1954) ayant montré qu'empiriquement l'exposant pouvait prendre des valeurs allant de - 0,689 à - 2,6, pour IKLE et - 3 pour CAROLL. CARROTHERS (1956), enfin, dans une excellente revue du problème, fixe de façon définitive la forme algébrique la plus générale du modèle gravitationnel

$$M_{ij} = k \cdot w_i (P_i)^\alpha \cdot w_j (P_j)^\beta \cdot d_{ij}^b \quad (11)$$

où w_i et w_j sont les poids attribués respectivement aux populations P_i et P_j , et k, α, β et b sont les paramètres à estimer.

Si tel est le modèle gravitationnel dans sa forme la plus générale, les applications ultérieures de LOVGREN (1956), HAGERSTRAND (1957) et TER HEIDE (1963) considèrent aussi bien les valeurs de w_i et w_j , que celles de α et β comme unitaires. TER HEIDE précise, à cet égard, qu'aucun argument ne plaide en faveur d'exposants autres que ceux assurant la proportionnalité directe. On en revient par conséquent à la suggestion de KANT (équation 10b).

3. SOMMERMEYER et THOMLINSON

De 1957 à 1967, les travaux de l'école gravitationnelle se dispersent : la théorie est acquise, les vérifications empiriques se sont succédées nombreuses amenant chacune leurs confirmations, leurs critiques et leur façon de mesurer les migrations, populations et distances. HAGERSTRAND (1957), LUKKERMAN et PORTER (1960), BRAMHALL et ISARD (1960), TER HEIDE (1963) et OLSSON (1965) consacrent des revues aux modèles gravitationnels, aux concepts de gravité et de potentiel et aux modèles d'interaction spatiale en général. Dans le même temps, deux approches nouvelles retiendront notre attention, celles de SOMMERMEYER (1961) et de THOMSLINSON (1961).

SOMMERMEYER(1961) souhaitant mettre en évidence l'impact de différences religieuses ou culturelles entre certaines des zones étudiées, introduit une variable R_{ij} mesurant la différence entre la composition religieuse des zones i et j . Son modèle peut s'écrire :

$$M_{ij} = k P_i P_j d_{ij}^b \left(\frac{1}{1 + \beta R_{ij}} \right) \quad (12)$$

Par ailleurs, il constate qu'en fait, le modèle gravitationnel est symétrique et que si l'on ajuste distinctement les courants M_{ij} et M_{ji} , les valeurs estimées seront obligatoirement identiques $\hat{M}_{ij} = \hat{M}_{ji}$. PRICE (1948) avait déjà relevé cette lacune du modèle gravitationnel et pour y remédier, il développa toute une approche descriptive basée sur des vecteurs pour ce qu'il appelle la direction des migrations qui n'est autre que le courant net, $M_{ij} - M_{ji}$.

SOMMERMEYER présente quant à lui une formulation qui a pour avantage de permettre une estimation séparée du courant total et du courant net:

$$M_{ij} = P_i P_j d_{ij}^b \left(\frac{A_1 + A_2 (X_i - X_j)}{2} \right) \quad (13)$$

Dans ce cas,

$$M_{ij} + M_{ji} = A_1 P_i P_j d_{ij}^b \quad (14)$$

et

$$M_{ij} - M_{ji} = A_2 P_i P_j d_{ij}^b (X_i - X_j) \quad (15),$$

alors que

$$M_{ij} = \frac{M_{ij} + M_{ji}}{2} + \frac{M_{ij} - M_{ji}}{2} \quad (16).$$

Il partage de la sorte le courant M_{ij} en une partie symétrique (14) et une autre asymétrique (15), la partie asymétrique, la direction selon PRICE, étant estimée en faisant intervenir une variable économique X qui caractérise l'attraction spécifique de chaque région.

THOMLINSON (1961) de son côté ne souhaite pas introduire de variables sociologiques ou économiques qui seraient pertinentes pour expliquer le phénomène migratoire. Il tente d'incorporer dans son modèle les facteurs spatiaux les plus significatifs mais également ceux qui sont les plus susceptibles d'affiner la mesure du phénomène.

Sept variables sont proposées : la taille des zones d'origine et de destination, leurs formes respectives, la distribution de la population dans ces zones et la distance parcourue. En estimant les effets de ces variables spatiales, le modèle proposé permet aux démographes de concentrer leurs efforts sur les autres variables, sociologiques et économiques. A l'aide d'une approche relativement complexe, THOMLINSON déduit des indices de migration, rapport entre les migrants observés et ceux estimés par le modèle, et des forces d'attraction pour chacune des zones, ces forces d'attraction constituant les éléments de base pour une explication socio-économique.

Il nous paraît regrettable que ces deux tentatives n'aient pas donné lieu à des recherches ultérieures à l'inverse de l'approche de WILSON dont il va être question. Néanmoins, notre travail devrait se rattacher plus aisément aux travaux de ces deux auteurs et plus particulièrement à la problématique de THOMLINSON.

4. "Gravity R.I.P., Entropy Rules O.K".

La dernière phase de cet historique des modèles spatiaux de la migration est consacrée aux travaux de WILSON et à l'ensemble des recherches que sa démarche scientifique a suscité. En 1967, WILSON se plaçant dans le cadre général des modèles de distribution spatiale, émet une critique à l'encontre du modèle gravitationnel auquel il donne la forme algébrique suivante

$$T_{ij} = k O_i D_j d_{ij}^{-2} \quad (17),$$

T_{ij} étant le nombre de transports ou voyages de i vers j ;

O_i le nombre de voyages partant de i ;

D_j le nombre de voyages aboutissant en j .

Voici comment il énonce sa première objection : "If a particular O_i and a particular D_j are each doubled, then the number of trips between these zones would quadruple according to the equation (17), when it would be expected that they would double also". Nous verrons ultérieurement (p.52) pourquoi cette objection est sans valeur. Par ailleurs, WILSON signale que les deux contraintes suivantes devraient être toujours vérifiées alors que le modèle gravitationnel ne les satisfait pas :

$$\sum_j T_{ij} = O_i \quad (18)$$

$$\sum_i T_{ij} = D_j \quad (19)$$

Ces contraintes (18 et 19) imposent l'égalité entre les sommes des lignes et des colonnes pour les valeurs observées et estimées. Toutefois, le modèle gravitationnel pourrait être modifié de telle sorte qu'il satisfasse également ces deux contraintes; dans ce cas, en considérant une forme fonctionnelle quelconque pour la distance, on aurait :

$$T_{ij} = A_i B_j O_i D_j f(d_{ij}) \quad (20)$$

$$\text{où} \quad A_i = \left[\sum_j B_j D_j f(d_{ij}) \right]^{-1} \quad (21)$$

$$\text{et} \quad B_j = \left[\sum_i A_i O_i f(d_{ij}) \right]^{-1} \quad (22)$$

Mais, dans ce cas, les équations (21) et (22) qui permettent de trouver A_i et B_j ne peuvent se résoudre que de façon itérative.

SENIOR (1979), avec le recul de quelques années, complète cette critique du modèle gravitationnel en affirmant : "A law established for a physical system may not be used to elucidate apparently parallel features of social systems without independent justification". Il poursuit en précisant que de telles analogies peuvent ouvrir de nouvelles optiques mais peuvent aussi mener à des conclusions erronées de telle sorte que ni un rejet a priori ni une acceptation aveugle ne sont désirables en la matière. Le fait que les utilisateurs du modèle ont dû abandonner l'exposant - 2 de la distance pour un exposant variable n'est pas à l'avantage de la théorie gravitationnelle. Une autre objection de SENIOR concerne le niveau d'agrégation : le modèle gravitationnel considère des individus moyens qui caractérisent le comportement de groupes, il est par conséquent incapable de décrire le comportement individuel à l'inverse du modèle proposé par WILSON et présenté ci-après. SENIOR poursuit en constatant que le procédé d'estimation log-linéaire (régression linéaire après passage au logarithme) est inadéquat pour satisfaire les contraintes (18) et (19) ou tout simplement, l'égalité entre le total des voyages estimés et observés :

$$\sum_{i,j} T_{ij} = \sum_{i,j} \hat{T}_{ij} \quad (23)$$

Cette phrase de SENIOR, à qui l'on doit également le titre de ce paragraphe, suffit à décrire le ton du conflit gravité-entropie : "To appreciate these improved (entropy) models, recall that the Newtonian gravity model, calibrated by linear methods, is totally unconstrained....".

Mais quel est donc l'apport de WILSON ? C'est l'entropie; selon ces propres termes (WILSON, 1967), "The statistical theory of spatial distribution models proposed in this paper is based on an analogy with a

different branch of physics, statistical mechanics"⁽¹⁸⁾.

En reprenant l'exemple précédent où T est le nombre total de voyages,

$$T = \sum_{i,j} T_{ij},$$

alors que T_{ij} est le nombre de voyages de i vers j , le nombre d'arrangements distincts d'individus donnant lieu à la distribution des T_{ij} est donné par :

$$W = \frac{T!}{\prod_{i,j} T_{ij}!} \quad (24)$$

Maximiser W tout en imposant des contraintes sur la somme des lignes, celle des colonnes et une troisième globalisant l'impact de la distance se traduit, après passage au logarithme et utilisation de l'approximation de Stirling, par l'équation suivante :

$$T_{ij} = A_i B_j O_i D_j e^{-\beta c_{ij}} \quad (25)$$

où

$$A_i = \left[\sum_j B_j D_j e^{-\beta c_{ij}} \right]^{-1} \quad (26)$$

et

$$D_j = \left[\sum_i A_i O_i e^{-\beta c_{ij}} \right]^{-1} \quad (27),$$

(18) Brièvement rappelons qu'un litre de gaz contient près de 10^{24} molécules que l'on ne peut caractériser individuellement. Seules des caractéristiques macroscopiques du gaz sont mesurables : pression, volume et température; l'état microscopique est inconnu. L'hypothèse de base veut que l'état macroscopique le plus probable soit celui qui maximise le nombre de configurations microscopiques distinctes correspondant au même état macroscopique. L'entropie n'est autre que ce nombre d'états microscopiques distincts : cette méthode est donc celle de la maximisation de l'entropie.

tandis que c_{ij} mesure le coût généralisé du voyage entre i et j , β étant le seul paramètre à estimer.

Ce modèle transposé dans le cadre des migrations internes qui est le nôtre, donnerait :

$$M_{ij} = A_i B_j M_i \cdot M_j e^{-\beta d_{ij}} \quad (28)$$

où

$$A_i = \left[\sum_j B_j M_j e^{-\beta d_{ij}} \right]^{-1} \quad (29)$$

et

$$B_j = \left[\sum_i A_i M_i e^{-\beta d_{ij}} \right]^{-1} \quad (30).$$

L'estimation du paramètre β nécessite la mise au point de techniques de calibration appropriée agissant de façon itérative⁽¹⁹⁾.

Utilisant le modèle de WILSON, les travaux de STILLWELL (1977, 1979) s'appliquent à l'étude des migrations internes en Grande-Bretagne. Ils retiennent la forme suivante :

$$M_{ij} = A_i B_j M_i \cdot M_j f(d_{ij}) \quad (31)$$

où

$$O_i = \sum_j M_{ij} = M_i \quad (32),$$

$$D_j = \sum_i M_{ij} = M_j \quad (33),$$

$$A_i = \left[\sum_j B_j M_j f(d_{ij}) \right]^{-1} \quad (34)$$

et

$$B_j = \left[\sum_i A_i M_i f(d_{ij}) \right]^{-1} \quad (35).$$

(19) Pour les techniques de calibration des paramètres du modèle par maximisation d'entropie, voyez notamment HYMAN (1969), EVAN (1971) et BATTY et al. (1973).

Plusieurs variantes y sont suggérées : tout d'abord en ce qui concerne la dépendance par rapport à la distance : $f(d_{ij})$ prend la forme exponentielle $e^{bd_{ij}}$ ou celle de Pareto d_{ij}^{-b} ; le paramètre b est soit estimé au niveau global, soit de façon spécifique à chaque zone (b_i) ; enfin, ce même paramètre est estimé distinctement pour les couples de zones contiguës, d'une part, non contiguës, de l'autre. La prise en considération de la contiguïté entre zones avait déjà été proposée auparavant par WEEDEN (1973) qui introduisait dans ses modèles appliqués également à la Grande-Bretagne, une variable binaire $K_{ij} = 1$ si les zones i et j étaient contiguës et nulle, dans le cas contraire. Précisons, par ailleurs, que STILLWELL a testé ses modèles sur deux découpages administratifs distincts (comtés et régions) à partir de statistiques de migrants sur les périodes 1965-1966 et 1961-1966.

* * *

Somme toute, les modèles spatiaux se caractérisent dans leurs deux phases essentielles par une transposition de principes physiques, qu'il s'agisse de la gravitation newtonnienne ou de l'entropie relevant de la mécanique statistique. Dans les deux cas, se pose le problème essentiel de justifier le transfert d'un concept physique en science sociale : y a-t-il correspondance, isomorphisme entre les deux approches, physique et sociale ? Si NIJKAMP (1975) pose le problème en termes clairs, SENIOR (1979), par contre, dans son article fortement orienté, voire même passionnel, conclut trop brutalement en ces termes : "Hopefully this exposé of the Newtonian gravity model's weakness is sufficient to lay it to rest once and for all. Now, by way of conclusion it is appropriate to offer a brief critique of its successor (comprenez les modèles par maximisation d'entropie)."

Notre approche veut s'inscrire contre ce choix quasi obligé entre gravitation et entropie. A partir d'une formulation initiale relevant de l'école gravitationnelle et en développant une problématique semblable à celle de THOMLINSON, nous rejoindrons en bien des points la démarche de STILLWELL qui est le premier à avoir appliqué concrètement la théorie de WILSON au phénomène migratoire.

CHAPITRE 3. L'ELABORATION D'UNE FAMILLE DE MODELES

Le modèle que nous souhaitons construire sera spatial vu l'objectif fixé. Il se limitera aux variables spatiales qui sont, pour un découpage du pays en un nombre déterminé de zones, et pour un couple de zones i et j :

- a) les effectifs de populations peuplant ces zones, P_i et P_j ;
- b) la distance entre ces zones, d_{ij} ;
- c) la configuration spatiale de ces zones.

Il n'est pas question d'utiliser la loi de gravitation telle qu'elle nous vient de la mécanique newtonienne mais le modèle à partir duquel nous échauffauderons notre théorie lui doit toutefois son origine et, comme le signale OLSSON (1965), il s'ajuste bien souvent aux données empiriques observées dans l'étude des migrations sans qu'il ait été possible jusqu'ici d'en fournir une explication théorique. Voici donc le modèle de base tel qu'il est repris par CARROTHERS (1956) sous sa forme la plus générale.

$$M_{ij} = k w_i (P_i)^{\alpha} w_j (P_j)^{\beta} f(d_{ij}) \quad (36)$$

1. Le rôle des effectifs de population P_i et P_j

Pourquoi introduire les effectifs de population dans un modèle spatial de la migration dont l'objectif essentiel est de libérer les observations de la contrainte spatiale ? Tout simplement parce que ces effectifs de population sont en relation directe avec le découpage territorial adopté pour la mesure du phénomène. Pour soustraire la dimension spatiale du phénomène, il faut donc éliminer les variations spatiales de la dimension de la population. En lieu et place des effectifs, on aurait pu introduire la surface des zones mais, la

migration n'est-elle pas un phénomène humain, une interaction entre individus ? Par ailleurs, considérer simultanément les aires et les effectifs ne s'avère guère mieux puisque, dans ce cas, on se trouve face au problème de colinéarité entre variables indépendantes⁽²⁰⁾.

Quelles populations considérer ? P_i , P_j , ou les deux ? C'est là tout le problème de définir un taux de migration afin d'éliminer l'impact des niveaux de population. De nombreux auteurs ont abordé le problème (THOMLINSON (1963), HAMILTON (1965), HAENZEL (1967), YOUNG (1975), VANDERKAMP (1976) et VILQUIN (1977)). Pour le flux d'émigration d'une zone donnée i , la situation est simple : la population soumise au risque d'émigrer est P_i et tout comme on calcule un taux de mortalité, le taux d'émigration de la population P_i est donné par

$$m_{i.} = \frac{M_{i.}}{P_i} \quad (37).$$

Dans le cas d'un flux d'immigration dans la zone j , c'est moins clair car on ne peut parler d'une population soumise au risque d'immigrer. Non, mais de même qu'il n'existe pas de population soumise au risque de naître, mais une population féconde, on parlera selon l'appellation proposée par VILQUIN (1977), de population secrétante pour la population P_j qui accueille les immigrants. Le taux d'immigration de la zone j serait dès lors défini par

$$m_{.j} = \frac{M_{.j}}{P_j} \quad (38).$$

Pour un courant migratoire M_{ij} d'une zone i vers une zone j , la présence des deux populations s'impose si l'on convient que le courant dépend de P_i , population soumise au risque de migrer, aussi bien que de P_j , population secrétante qui accueille les migrants.

(20) Les surfaces des zones interviendront toutefois dans le calcul des indices de contiguïté (voir p.103).

"The greater the population of the destination state, the greater is likely to be the number of expected job opportunities" affirme GREENWOOD (1970) tandis que VANDERKAMP (1976) écrit : "A region with a large population and a large labour-market, ceteris paribus, has more job opportunities and sends out more "messages", about these opportunities than a small labour market". Mais ces considérations d'ordre économique pourraient porter à croire que la variable P_j est essentiellement explicative alors que P_i est considérée comme variable spatiale. Aussi peut-on proposer une approche plus théorique : considérons le taux d'émigration de la zone i (équation 37). La part de ces migrations à destination de la zone j peut être considérée comme étant proportionnelle à $P_j / \sum_k P_k$ et ce, sans impact de la distance ou attraction préférentielle vers telle ou telle zone. Si $\sum_k P_k$, la population totale, est notée P , le taux de migration entre les zones i et j peut s'exprimer par :

$$m_{ij} = \frac{M_{ij}}{P_i} \times \frac{P}{P_j} \quad (39);$$

P étant une constante pour l'ensemble des courants migratoires d'un pays donné, on fixera ce taux sous la forme suivante :

$$m_{ij} = \frac{M_{ij}}{P_i P_j} \quad (40).$$

Mais cette dernière formulation ne revêt pas les dimensions habituelles d'un taux démographique puisqu'on y observe un nombre d'événements sur un nombre d'individus au carré en lieu et place d'un nombre d'événements sur un nombre d'individus. C'est pour assurer la dimension habituelle au taux de migration que BOGUE (1953, cité par TERMOTE 1968) suggère deux autres formulations :

$$m_{ij} = \frac{2 M_{ij}}{P_i + P_j} \quad (41),$$

$$m_{ij} = \frac{M_{ij}}{\sqrt{P_i P_j}} \quad (42).$$

Mais reconsidérons le reproche émis par WILSON à l'égard de l'approche gravitationnelle : si les populations des zones i et j étaient doublées, en gardant un taux de migration constant (m_{ij}), le nombre d'échanges migratoires entre ces zones (M_{ij}) devrait, selon WILSON, doubler et non quadrupler comme l'indique l'application du modèle gravitationnel. Ceci est faux puisque logiquement il convient également de prendre en considération les courants que l'on peut qualifier de "croisés" sur la figure 6. Ce schéma démontre bien que le fait de doubler les populations des zones i et j donne lieu au quadruplement du courant de migration entre ces zones.

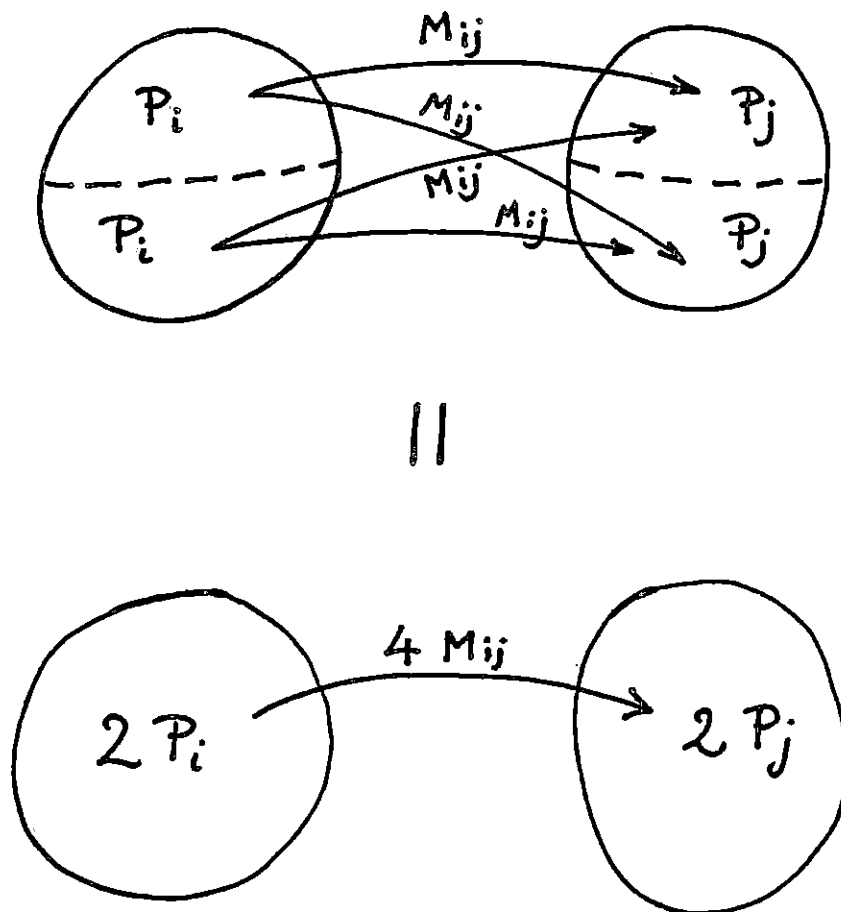


Figure 6. Schéma démontrant qu'avec un taux de migration constant, en doublant les populations des zones i et j , le courant M_{ij} sera multiplié par 4 et non par 2 comme le prétend WILSON (1967)

Parmi les taux proposés ci-dessus, seule la première formulation (40) donne satisfaction puisque

$$m_{ij} \cdot (2P_i) \cdot (2P_j) = 4 \cdot m_{ij} \cdot P_i \cdot P_j$$

alors qu'avec les expressions (41) et (42), on a

$$\frac{m_{ij}}{2} \cdot (2P_i + 2P_j) = 2 \cdot \frac{m_{ij}}{2} \cdot (P_i + P_j)$$

$$m_{ij} \cdot \sqrt{(2P_i) \cdot (2P_j)} = 2 \cdot m_{ij} \cdot \sqrt{P_i \cdot P_j}$$

Enfin, tout en restant au point de vue théorique, on peut épouser les vues probabilistes de CAROLL et BEVIS (1958), BRAHMHALL et ISARD (1961), d'une part, de COURGEAU (1975) de l'autre. En interprétant l'optique de CAROLL et BEVIS, on considèrera que, dans un pays partagé en zones, tout individu a une probabilité identique de migrer d'une zone à une autre, le choix de la zone de destination étant aléatoire et indépendant de la situation de la zone de départ (il n'y a donc aucun impact de la distance). Dans ce cas, le nombre de migrations M_{ij} de la zone i vers la zone j est donnée par :

$$P_i \times \frac{M}{P} \quad (\text{probabilité de migrer constante pour tous les individus})$$

$$\times \frac{P_j}{P} \quad (\text{probabilité pour qu'une migration, quelle que soit son origine, aboutisse en } j),$$

ce qui donne

$$M_{ij} = k P_i P_j \quad \text{où } k = \frac{M}{P^2} \text{ est une constante.}$$

Par conséquent, le courant de migration est directement proportionnel au produit des populations $P_i \cdot P_j$ et le taux de migration sera

$$m_{ij} = \frac{M_{ij}}{P_i P_j}$$

L'approche de COURGEAU(1975), par contre, s'applique directement aux données réelles lorsqu'il s'agit d'une mesure de migrants internes. Si ces migrants internes sont observés sur la période (t_0, t_1) , le tirage aléatoire d'un individu dans la population $P_i(t_0)$ en début de période et celle d'un autre dans $P_j(t_1)$ en fin de période fournit des couples d'individus en nombre $P_i(t_0) \times P_j(t_1)$. Il y a correspondance biunivoque entre les migrants M_{ij} de i vers j et les couples composés du même individu. Dès lors, le taux de migration de i vers j que COURGEAU appelle intensité de la migration de i vers j est la probabilité que le couple formé soit composé du même individu, soit :

$$m_{ij} = \frac{M_{ij}}{P_i(t_0) \cdot P_j(t_1)} \quad (43)$$

On reviendra par ailleurs sur la façon de mesurer les populations concernées mais on peut se demander si cette vision probabiliste ne pourrait pas s'étendre aux mesures de migration entre i et j . On se rappellera pour cela qu'il y a identité entre le concept de migrants et celui de migration pour autant que la période au bout de laquelle est dénombré le migrant soit suffisamment petite. Dès lors, pour une période très courte de t à $t + \Delta t$, Δt étant petit, la probabilité d'effectuer une migration de i vers j vaut :

$$m_{ij}^* = \frac{M_{ij}^*(t, t + \Delta t)}{P_i(t) \cdot P_j(t + \Delta t)} \quad (44)$$

Dès lors, le nombre de migrations pendant une période non négligeable s'obtient par intégration :

$$M_{ij}^*(t_0, t_1) = \int_{t_0}^{t_1} m_{ij}^*(t) P_i(t) P_j(t) \cdot dt \quad (45)$$

puisque $P_j(t + \Delta t) = P_j(t) + 1$ ($P_j(t)$, l'intervalle de temps étant suffisamment petit pour qu'il n'y ait qu'un seul événement qui s'y soit passé : l'entrée d'un individu). Si la probabilité instantanée de migrer est constante pendant la période (t_0, t_1) , elle vaut par conséquent :

$$m_{ij}^* = \frac{M_{ij}^*(t_0, t_1)}{\int_{t_0}^{t_1} P_i(t) \cdot P_j(t) \cdot dt} \quad (46)$$

Si, en outre, on considère que la période d'observation est d'une année, comme c'est généralement le cas dans la mesure des migrations, et que l'on suppose, par ailleurs, que les populations P_i et P_j ont évolué linéairement au cours de cette année, on a⁽²¹⁾

$$m_{ij}^* \approx \frac{M_{ij}^*(t_0, t_1)}{P_i \cdot P_j} \quad (47)$$

où P_i et P_j sont les populations de i et j à mi-période.

On s'en rend compte, théoriquement un concessus apparaît pour utiliser un taux de migration interne de i vers j égal au rapport entre le nombre de migrations ou migrants et le produit des populations $P_i \times P_j$ et pour admettre dès lors que ce nombre est proportionnel au produit des populations.

(21) En fait, si les populations ont évolué linéairement au cours de la période, et que, par conséquent, on a

$$P_i(t) = P_i + k_i t \quad \text{et} \quad P_j(t) = P_j + k_j t$$

$$\text{dès lors} \quad P_i \left(\frac{t_0 + t_1}{2} \right) \cdot P_j \left(\frac{t_0 + t_1}{2} \right) = P_i P_j + \frac{1}{2} (k_i P_j + k_j P_i) + \frac{k_i k_j}{4}$$

$$\text{alors que} \quad \int_{t_0}^{t_1} P_i(t) P_j(t) dt = P_i P_j + \frac{1}{2} (k_i P_j + k_j P_i) + \frac{k_i k_j}{3} \cdot \text{ Ces deux}$$

valeurs sont différentes mais d'un terme $k_i k_j / 12$ ce qui est négligeable comparé au produit $P_i P_j$.

Que nous enseignent les approches empiriques ?

Signalons tout d'abord que peu d'auteurs eurent recours aux poids W_i et W_j proposés par DODD (1950) afin de tenir compte de différences dans la composition par sexe, revenu, éducation ou autres caractères des populations P_i et P_j . Comme, de plus, cela fait intervenir des variables socio-économiques, ces poids seront sans intérêt pour notre optique.

Qu'en est-il des exposants α et β proposés par ANDERSON (1955) et CARROTHERS (1956) en même temps qu'ils démontraient que la distance devait être affectée, elle aussi, d'un exposant variable et non d'un exposant valant - 1 ou - 2 comme le suggérait l'analogie avec les lois physiques ? Ici également, seuls quelques chercheurs ont suivi cette suggestion. NELSON (1961) trouve des exposants $\alpha = 0,862$ et $\beta = 0,826$ mais ils s'appliquent à la densité des zones i et j , la densité relevant des variables explicatives socio-économiques. Plus récemment, GREENWOOD (1972) et TARVER et MAC LEOD (1973), travaillant sur les migrants américains entre 1955 et 1960, calculent une valeur de $\alpha = 1,112$ pour GREENWOOD sur base de SMSA (Standard Metropolitan Statistical Areas) et une valeur de 0,775 pour TARVER et MAC LEOD,, sur base de 48 états. La valeur de β calculée par les derniers vaut 0,769; elle est donc approximativement égale à celle de α .

Quelques tests menés sur les données des migrations belges en 1975 nous permettent de tirer les conclusions suivantes (tableau 2) :

- 1° Le choix de la méthode d'estimation des exposants α et β est très difficile. Nous aborderons ce problème plus loin, mais les trois approches effectuées débouchent sur des résultats très différents.
- 2° En utilisant la méthode considérée comme la plus adéquate (régression curvilinéaire pondérée), les exposants α et β prennent des valeurs proches.
- 3° Ces valeurs ne sont pas significativement différentes de l'unité comme le montre la figure 7.

Tableau 2. Diverses valeurs prises par les exposants α et β des populations P_i et P_j pour trois types d'estimation avec indication de la part de variance expliquée (Migrations belges, 1975).

Types de régression	α	$R^2(*)$	β	$R^2(*)$
Log-linéaire	0,86	0,137	0,87	0,139
Curvilinéaire non pondérée	0,90	0,041	1,18	0,068
Curvilinéaire pondérée	1,08	0,300	1,10	0,306

(*) Les valeurs de R^2 ne sont pas comparables pour des régressions de types différents.

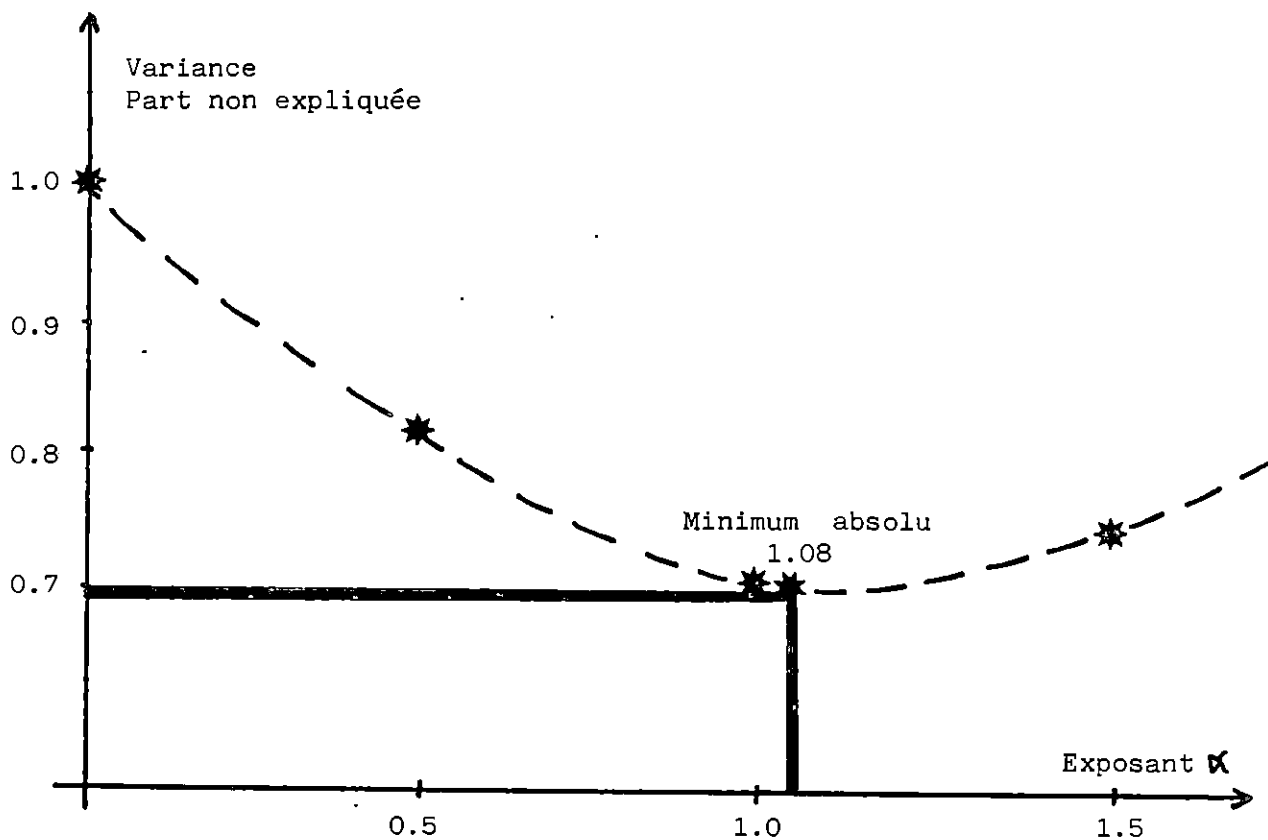


Figure 7. Relation entre les courants de migration et les populations concernées P_i (P_j donne une courbe quasi identique).

- 4° La partie de la variance totale expliquée par la population de destination P_j est du même ordre de grandeur que celle expliquée par la population de départ soumise au risque de migrer, P_i .

Ces considérations d'ordre empirique confirment les conclusions théoriques qui précèdent : les populations P_i et P_j doivent intervenir de façon symétrique sous forme de produit et affectées d'un exposant unitaire; accepter des exposants variables serait empiéter sur la portée explicative des variables socio-économiques⁽²²⁾. Par ailleurs, reconnaissons avec YOUNG (1975) qu'il sera plus facile d'expliquer une grande partie de la variance du phénomène étudié dans un pays où les populations des différentes zones varient fortement que dans un pays où les régions ont relativement la même taille, en population s'entend.

2. L'impact de la distance

L'ensemble des modèles spatiaux de la migration fait intervenir la distance d_{ij} entre zone d'origine et zone de destination comme variable indépendante ; le plus souvent, elle apparaît dans le modèle de façon explicite, plus rarement de façon implicite⁽²³⁾. La distance, de quelque façon qu'elle soit mesurée, peut être considérée à la fois comme une variable descriptive et explicative. En effet, d'une part elle décrit la configuration spatiale des zones servant à la mesure du phénomène et de ce fait elle est directement dépendante des contraintes spatiales qu'implique l'arbitraire du découpage du territoire. D'autre part, comme le rappelle COURGEAU (1980), il s'agit d'un résumé plus ou moins satisfaisant de variables explicatives inconnues.

(22) Par exemple, des valeurs α et β supérieures à l'unité pourraient s'expliquer par une plus forte mobilité des zones fortement peuplées.

(23) Dans le modèle de STOUFFER, par exemple, le nombre d'occasions intermédiaires est une mesure indirecte de la distance entre zones (STOUFFER 1940, 1960).

Plusieurs auteurs ont tenté d'expliquer l'impact de la distance sur les courants migratoires ou, de façon plus générale, sur l'intensité de l'interaction entre deux populations. Déjà RAVENSTEIN (1889) supposait que les migrants étaient caractérisés par le fait qu'ils ne s'éloignaient pas plus de leur maison à la recherche d'un travail que ce qui était absolument nécessaire. Selon lui, des transports faciles et bon marché et une même langue étaient des éléments qui facilitaient la migration. WESTERFELD (1940), faisant pour la première fois le point de la question, cite SOROKIN, ZIMMERMAN et GALPIN (1932) qui donnaient les raisons suivantes pour expliquer l'importance des migrations à courte distance :

- 1° la migration apparaît comme un ajustement interne aux grandes populations ;
- 2° La migration est chère et, par conséquent, la plupart des gens migreront là où ils sont sûrs que les avantages acquis compenseront ce coût;
- 3° Les moyens de communication sont tels que les informations concernant l'ouverture de nombreux postes touchent d'abord les individus situés à proximité ;
- 4° Les possibilités d'adaptation à un nouvel environnement sont telles que ces changements doivent être graduels.

MOORE (1938), également citée par WESTERFELD, a démontré sur base de données suédoises, que les individus avaient tendance à migrer entre les communautés se ressemblant au point de vue développement industriel. A partir de l'étude des migrations de travailleurs au Michigan de 1930 à 1935, WESTERFELD, quant à lui, avance le schéma explicatif suivant :

- 1° Les forces motivant la migration sont essentiellement la répulsion et l'attraction économiques ;

2° Cette force d'attraction dépend essentiellement de la connaissance que possède le travailleur du marché de l'emploi et, par ailleurs, le travailleur ne connaît bien souvent que la situation locale du marché ;

3° Mais même s'il possédait une parfaite connaissance du marché de l'emploi, il préférerait les emplois les plus rapprochés afin de minimiser le coût ou les inconvénients d'un long voyage ou en vue de maintenir les liens sociaux qu'il a liés.

Depuis WESTERFELD, on ne peut pas prétendre que la question ait fait l'objet d'éléments explicatifs réellement neufs. Les économistes⁽²⁴⁾ s'en tiennent bien souvent au coût de la migration considérée comme un investissement tandis que les sociologues⁽²⁴⁾ y voient une relation avec l'éloignement par rapport à l'entourage familial. On y ajoutera la théorie des "postes intermédiaires" de STOUFFER et la relation plusieurs fois mise en évidence entre le choix de la destination et la diffusion de l'information au sujet du marché de l'emploi mais aussi sur le style de vie d'une région⁽²⁴⁾.

Peut-être pourra-t-on tenter d'approcher de façon nouvelle le problème en revenant au concept d'espace de vie⁽²⁵⁾. Que se passe-t-il lorsqu'un individu, pour une cause quelconque, envisage d'effectuer une migration ? Si la cause première est relative au logement, à l'environnement immédiat, il choisira une nouvelle résidence à très courte distance ne modifiant ainsi que très faiblement son espace de vie, ses habitudes, ses relations. Si à l'inverse, la cause est plus profonde (recherche d'un emploi, changement de lieu de travail, recherche d'une région d'environnement ou de mentalité plus agréable), dans ce cas, l'individu devra, en fonction de sa connaissance des

(24) Voyez notamment à ce sujet : GREENWOOD (1971), SCHULTZ (1960), BEAL, LEVY et MOSES (1958), LEVY et WADICKI (1974), SCHWARTZ (1973) et DUCHAC (1974).

(25) Voyez p. 12

destinations potentielles, minimiser les distances qu'il aura à parcourir dans son futur espace de vie en tenant compte d'une contrainte extérieure : la modification du style de vie propre à chaque culture et ce, progressivement, au fur et à mesure où l'on franchit l'espace. Deux éléments apparaissent donc : d'une part l'information et la proximité culturelle diminuent avec la distance, d'autre part, le nouvel espace de vie devra minimiser les distances par rapport au travail (qui peut avoir changé de lieu) et celles par rapport à l'entourage familial et amical (qui lui n'a pas changé).

A la lumière de ce qui vient d'être dit, il est évident que la question est loin d'être résolue et que mieux vaut se limiter à considérer la distance de la migration comme une variable uniquement descriptive et non explicative . Seule une ouverture vers le niveau individuel par l'intermédiaire d'enquêtes, notamment, pourrait amener à y voir plus clair.

Quel type de dépendance choisir ?

Nous l'avons vu par ailleurs, la première formalisation de la dépendance par rapport à la distance est issue d'une analogie avec la physique newtonienne :

$$f(d_{ij}) = \frac{1}{d_{ij}} \text{ ou } \frac{1}{d_{ij}^2} \quad (48)$$

C'est KANT (1946) qui donna une première généralisation à cette dépendance en proposant un exposant variable et, par conséquent, une fonction du type PARETO :

$$f(d_{ij}) = d_{ij}^b \quad (b < 0) \quad (49)$$

BERGSTEN (1951), cité par HAGERSTRAND (1957), a mis en évidence le principal défaut de cette formulation lorsqu'il s'agit d'ajuster la dépendance des courants de migration par rapport à la distance : la surestimation du nombre de migrants à très courte distance. JOHNSON (1952), quant à lui, délaisse la fonction du type PARETO et, sur base d'une analogie avec la diffusion et l'absorption de la lumière, suggère que le flux d'émigrants émis par un centre est graduellement absorbé par le milieu qu'il traverse :

$$M_{ij} = M_i \cdot e^{-ad_{ij}} d_{ij}^{-1} \quad (50)$$

où a est le coefficient d'absorption.

KULLDORF (1955), pour déterminer la probabilité de migrer au delà d'une distance donnée, en vient à proposer trois types de dépendance : celle de Pareto, l'exponentielle

$$f(d_{ij}) = e^{-b d_{ij}} \quad (51)$$

et la log-normale :

$$f(d_{ij}) = \frac{1}{d_{ij}} e^{-\frac{(\log d_{ij} - \mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (52)$$

où μ et σ sont les moyenne et écart-type de la distribution de $\log d_{ij}$.

A cette grande variété de fonctions, il faut encore ajouter celles rappelées par GOUX (1962) et développées aussi bien par les biométriciens et les écologistes que par les généticiens. MORILL (1962), à cette même occasion, généralisa la forme de JOHNSON de la façon suivante :

$$f(d_{ij}) = e^{-ad_{ij}} d_{ij}^b \quad (53)$$

Cette dernière formulation pouvant être considérée comme une combinaison de la forme exponentielle et de celle de Pareto. Le même auteur sera le premier à réaliser une étude critique et comparative de ces différentes fonctions en les appliquant aux mêmes séries d'observations (MORILL, 1963 et 1965). Quelles sont ses conclusions ?

Trois formulations s'ajustent le mieux :

1° le type Pareto : d_{ij}^a

2° la forme exponentielle : $e^{bd_{ij}}$,

3° la Pareto-exponentielle : $e^{bd_{ij}.d_{ij}^a}$,

avec a et b négatifs.

A l'avantage de la forme de Pareto, il faut citer sa facilité d'utilisation, son ajustement adéquat observé par de nombreux auteurs. Deux points faibles néanmoins, la surestimation des courants correspondant aux courtes distances et l'impossibilité d'intégrer à partir d'une distance nulle puisque cela donne une valeur infinie.

La fonction exponentielle, quant à elle, est aussi simple d'utilisation mais moins couramment utilisée, elle tend à sous-estimer les migrations à courte distance et donne des ajustements empiriques à peine moins satisfaisants.

La Pareto-exponentielle, enfin, a le désavantage de faire intervenir deux paramètres ; par contre, les effets signalés pour les deux premières fonctions aux courtes distances se compensent et elle fournit de ce fait le meilleur ajustement.

La figure 8 ci-après compare les trois fonctions (MORILL 1963). Sur l'axe des abscisses se trouve la distance exprimée en kilomètres, sur celle des ordonnées, l'intensité des courants migratoires, rapport

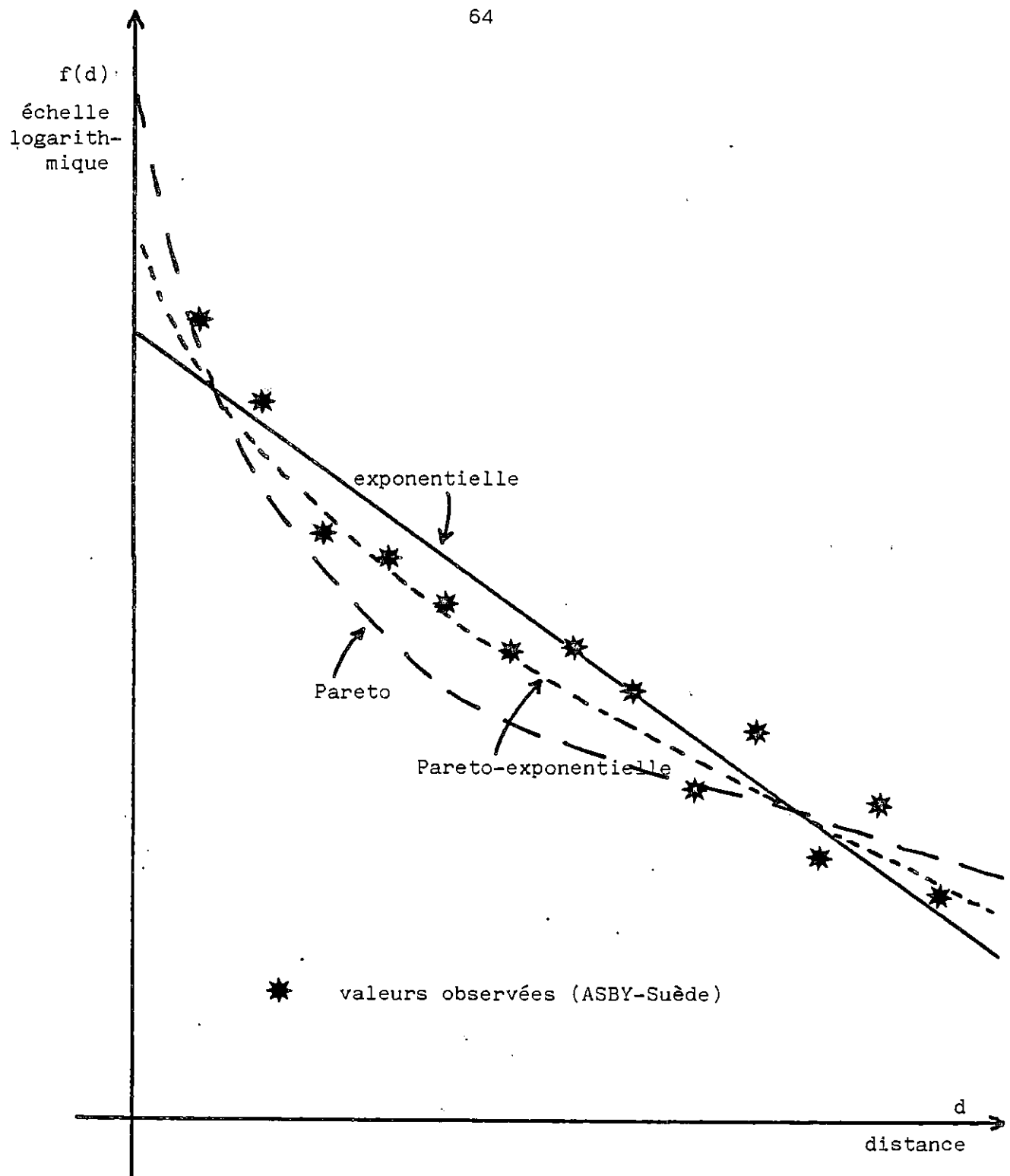


Figure 8. Comparaison des trois fonctions de dépendance par rapport à la distance (MORILL et PITTS 1965).

entre les courants M_{ij} et le produit des populations P_i et P_j . MORILL et PITTS (1965) suggèrent enfin que la forme de Pareto s'adapte mieux pour les contacts n'entraînant pas des déplacements coûteux (échanges téléphoniques, par exemple) tandis que la forme exponentielle serait plus appropriée pour les distances de migration ou de mariage.

Plus récemment, HAYNES (1974) a réaffirmé l'inadéquation du modèle de Pareto qui surestime à la fois les interactions à courte et à longue distance et sous-estime, dès lors, celles à moyenne distance. Il propose la forme exponentielle mais, sur base d'une population composée de plusieurs sous-groupes homogènes, il suggère une somme d'exponentielles :

$$f(d_{ij}) = \sum_{k=1}^n h_k e^{m_k d_{ij}} \quad (54)$$

où il y a n paires de valeurs pour h_k et m_k caractérisant chaque sous-groupe.

On s'en rend compte, en l'absence de support théorique, aucune des fonctions proposées ne satisfait pleinement à l'ajustement des données empiriques. C'est pourquoi, et nous rejoignons en cela l'option de STILLWELL (1977,1979), nous proposerons une solution alternative : $f(d_{ij})$ sera tantôt la formulation de Pareto, tantôt la forme exponentielle :

$$f(d_{ij}) = \begin{cases} d_{ij}^a = \text{modèle a} \\ e^{bd_{ij}} = \text{modèle b} \end{cases}$$

Ce sont là les formes les plus simples - elles ne font intervenir qu'un seul paramètre - et les plus largement utilisées pour ajuster les distances de migration. La forme que nous retiendrons en

définitive tiendra compte des objections de MORILL (1967) et HAYNES (1974) lorsqu'ils avaient, pour l'un, introduit la fonction Pareto-exponentielle et, pour l'autre, suggéré une somme d'exponentielles⁽²⁶⁾.

3. Les hypothèses de base

Un territoire donné est partagé en une partition de n zones peuplées par des populations d'effectifs P_i , $i = 1, n$ et séparées par une distance d_{ij} ⁽²⁷⁾. Quelles sont les hypothèses sous-jacentes au modèle proposé ?

$$\hat{M}_{ij} = k.P_i.P_j.f(d_{ij}) \quad (55)$$

- 1° Tous les individus sont assimilés à un individu ayant un comportement moyen en matière de migration. L'effectif de population jouera donc le rôle d'élément amplificateur pour déterminer le nombre de migrations ou de migrants.
- 2° Population d'origine et population de destination sont considérées comme également responsables du courant migratoire M_{ij} (ce qui exclut évidemment l'explication des migrations vers des terres non peuplées).
- 3° Aucune préférence n'intervient pour expliquer la destination des migrants, seule la distance joue un impact négatif. Si la formulation de Pareto est retenue (modèle a) cela signifie que la distance est perçue comme étant logarithmique puisque l'équation (55) peut s'écrire :

$$\log \hat{M}_{ij} = \log k.P_i.P_j + a.\log d_{ij} \quad (56)$$

(26) Le modèle global que nous proposerons sera une somme de quatre modèles particuliers dont deux utilisent la forme de Pareto et les deux autres, la forme exponentielle.

(27) On reviendra ultérieurement sur la manière de mesurer les effectifs de population et les distances.

Si par contre on choisit la forme exponentielle (modèle b), cela suppose que la distance est semi-logarithmique puisque en passant au logarithme, la même équation devient :

$$\log \hat{M}_{ij} = \log k \cdot P_i P_j + b \cdot d_{ij} \quad (57)$$

Les hypothèses 1 et 3 sont semblables à celles émises par OLSSON (1965) concernant l'application du modèle gravitationnel aux interactions entre population et ce, de façon générale. Il y précisait :

I. All places are populated by "standard" people with identical needs, tastes and contacts.

II. Interaction intensity decreases over distances symmetrically in all directions.

Sous ces hypothèses, les résidus calculés en comparant les observations et les estimations dues aux modèles, pourront être considérés comme indicateurs de différences de comportement par rapport au standard du modèle : ainsi une zone qui émet plus d'émigrants ou accueille plus d'immigrants que prévu aura des résidus positifs et inversement. On pourra déterminer, de la sorte, des indices d'attraction et de répulsion pour chacune des zones.

Par ailleurs, dans les relations entre chaque paire de zones, on relèvera des préférences ou des aversions. Ceci débouchera sur la cartographie de régions constituées de zones contiguës entre lesquelles on aura observé un surplus de migrations par rapport au standard du modèle.

Résidus, indices d'attraction et de répulsion ainsi que régions constitueront, au même titre que les valeurs estimées des paramètres, le produit final de notre approche, produit qui devrait servir de variables dépendantes dans des modèles essentiellement socio-économiques, ces variables dépendantes étant libérées des contraintes spatiales qui empêchent bien souvent de déceler les véritables variables explicatives de la migration.

4. L'estimation des paramètres du modèle

Mises à part les approches récentes de WILSON (1967) et STILLWELL (1977), la quasi totalité des auteurs ont estimé les paramètres de leurs modèles spatiaux de la migration par régression linéaire simple ou multiple après avoir linéarisé au préalable l'équation du modèle par passage au logarithme. C'est ce que l'on appelle couramment une régression log-linéaire. Déjà HAMMER et IKLE (1941) avaient observé que pour minimiser la somme des moindres carrés⁽²⁸⁾

$$\sum \left[M_{ij} - k P_i P_j f(d_{ij}) \right]^2 \quad (58)$$

on obtenait une équation transcendente implicite qui ne pouvait se résoudre que par une méthode itérative. C'est pourquoi, ils adoptaient la formulation logarithmique en faisant remarquer à juste titre que, ce faisant, ils minimisaient les écarts relatifs plutôt que l'erreur absolue mais en concluant : "...but there are reasons why one might prefer to minimize the absolute error...".

En passant au logarithme, les modèles a et b retenus deviennent

$$\log \hat{M}_{ij} = \log k + \log P_i P_j + a \log d_{ij} \quad (59 a)$$

$$\log \hat{M}_{ij} = \log k + \log P_i P_j + b d_{ij} \quad (59 b)$$

L'estimation des paramètres a et log k par les moindres carrés s'obtient comme suit⁽²⁹⁾ :

$$a = \frac{\sum (z_{ij} \cdot \log d_{ij}) - \frac{1}{n} (\sum z_{ij}) (\sum \log d_{ij})}{\sum \log^2 d_{ij} - \frac{1}{n} (\sum \log d_{ij})^2} \quad (60)$$

(28) Le signe $\sum$ signifiera dorénavant "somme sur i et j, i et j allant de 1 à n, i différent de j".

(29) Dorénavant et sauf preuve du contraire, seule la forme $f(d_{ij}) = d_{ij}^a$ (modèle a) sera utilisée dans l'exposé.

$$\text{où } Z_{ij} = \log \hat{M}_{ij} - \log P_i \cdot P_j ;$$

$$\log k = \frac{1}{n} (\sum Z_{ij} - a \sum \log d_{ij}) \quad (61)$$

Fort heureusement, quelques auteurs⁽³⁰⁾ ont mis l'accent sur les dangers de l'emploi d'une telle méthode. La simplicité et la facilité d'application du modèle de régression linéaire ont fait trop souvent oublier les hypothèses d'utilisation. Nous reprendrons ci-après ces différentes hypothèses comme les ont proposées POOLE et O'FARELL (1971).

Les hypothèses de la régression linéaire

Considérons le modèle classique de régression linéaire multiple qui peut s'écrire de la façon suivante :

$$Y = a + \sum_{i=1}^k b_i X_i + u \quad (62)$$

où Y est la variable dépendante,

X_i , les k variables indépendantes,

a et b_i , les coefficients de régression ou les paramètres du modèle,

u, le terme d'erreur stochastique qui peut résulter de l'existence de variables explicatives non spécifiées dans le modèle ou de la présence d'un élément purement aléatoire dans la relation proposée.

Dans ce cas, quelles hypothèses doivent être vérifiées pour appliquer la méthode de la régression linéaire multiple ?

(30) Citons essentiellement WILLIS (1975), MARK et PEUCKER (1978), STRONGE et SCHULTZ (1978) et HAWORTH et VINCENT (1979).

- 1° Les variables Y et X_i doivent être observées sans erreur de mesure ; toutefois, si Y est grevée d'une erreur de mesure, la méthode reste d'application mais le terme d'erreur u comporte en outre cette erreur de mesure sur Y .
- 2° Les relations entre Y et chacune des variables indépendantes X_i doivent être linéaires dans les paramètres de la forme fonctionnelle retenue : c'est l'hypothèse de linéarité.
- 3° Le terme d'erreur u doit avoir une moyenne nulle et une variance constante par rapport à chacune des variables Y et X_i , on dira que la distribution de u doit être homoscédastique.
- 4° Ces mêmes valeurs de u doivent être indépendantes les unes des autres (covariance nulle) ; plus précisément, il ne pourra pas y avoir d'autocorrélation temporelle ou spatiale.
- 5° Dans le cas d'une régression multiple ($k > 1$), les différentes variables indépendantes devront être linéairement indépendantes les unes par rapport aux autres : on dira qu'il ne peut y avoir multicolinéarité.
- 6° Si, en outre, la régression est utilisée à but inférentiel, le terme d'erreur devra être distribué de façon normale : c'est l'hypothèse de normalité.

Qu'en est-il dans notre cas ? Une première évidence a été acquise par ailleurs (POULAIN, 1978), en comparant, dans le cas des migrations belges en 1970 et 1975, le double enregistrement des migrations (au lieu de départ et au lieu d'arrivée) : les courants de migration sont entachés d'une erreur de mesure et celle-ci est proportionnelle à la racine carrée des courants mesurés. Pour faciliter la compréhension, prenons un cas concret et considérons trois courants de migration :

- un faible comportant 4 migrations ;
- un moyen, avec 100 migrations ;
- un plus important, avec 2 500 migrations.

Une première option serait de supposer que l'intervalle d'erreur relatif à ces différentes mesures est constant en valeur absolue. Toutefois, cette proposition est inacceptable puisqu'une erreur de 100 migrations est fort plausible sur 2 500 alors que cette même erreur absolue ne peut s'appliquer à 100 et a fortiori à 4.

Une seconde hypothèse consiste à considérer que c'est l'erreur relative qui reste constante. Mais, de même, ce cas s'adapte mal aux mesures des courants de migration puisqu'une erreur de l'ordre de 50 % est vraisemblable sur le chiffre 4 (± 2), alors qu'elle est peu réaliste sur le chiffre 2 500.

On observe ainsi que le terme d'erreur grevant les courants de migration ne peut être ni constant en valeur absolue (proportionnel au courant affecté d'un exposant nul), ni constant en valeur relative (proportionnel au courant affecté d'un exposant unitaire). L'approche empirique, basée sur les migrations belges, confirme que l'on s'écarte de ces deux hypothèses et que l'erreur est proportionnelle au courant de migration affecté d'un exposant 0,5. Dans les trois exemples cités, les marges d'erreur seraient respectivement proportionnelles à ± 2 , ± 10 et ± 50 . La figure 9 ci-après montre, sur base d'un échantillon de courants de migration belge (1975), comment se distribuent les valeurs des écarts absolus entre les deux observations (immigration intérieure, IM, - émigration intérieure, EM) par rapport à leur valeur moyenne $(IM+EM)/2$.

Pour en revenir à la vérification des hypothèses de la régression linéaire, la méthode reste par conséquent d'application mais il faudra en tenir compte en interprétant le résidu ou terme d'erreur u : celui-ci résultera de trois facteurs :

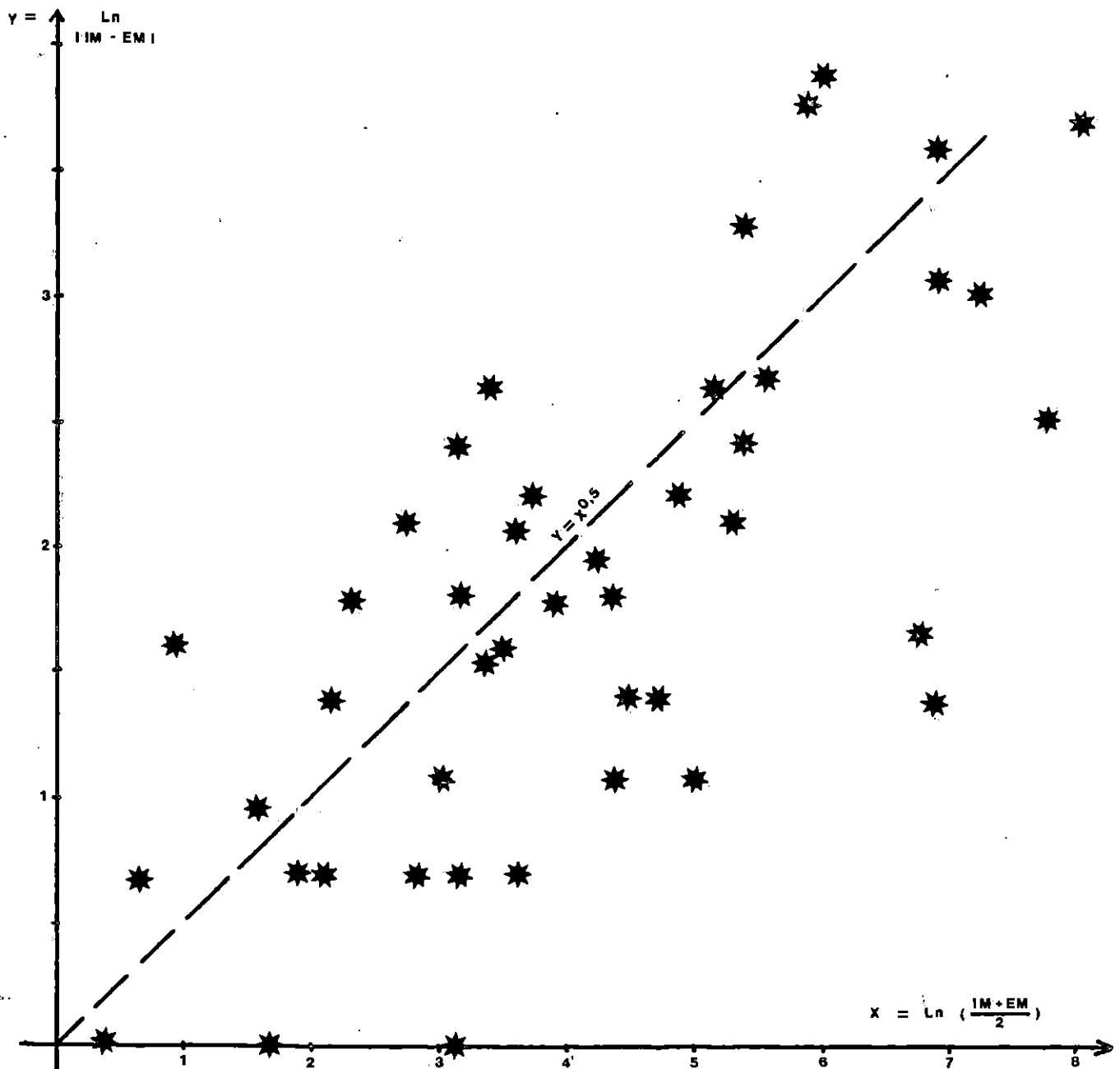


Figure 9. Variation des écarts absolus entre le nombre d'immigrations intérieures (IM) et celui d'émigrations intérieures (EM) en fonction de la valeur moyenne $(IM+EM)/2$. On en conclut que l'exactitude de la mesure des courants de migration est proportionnelle à la racine carrée de ceux-ci (POULAIN 1978).

- 1° Une part totalement aléatoire qui peut être rattachée à la part de hasard qui détermine les comportements individuels ;
- 2° Une part due à l'existence de variables explicatives non spécifiées (et, dans notre démarche, rappelons que les variables explicatives d'ordre socio-économique ont été volontairement écartées).
- 3° Une part provenant de l'erreur de mesure sur le courant de migration M_{ij} ; cette troisième composante proportionnelle à la racine carrée de M_{ij} est loin d'être la moins importante des trois⁽³¹⁾.

Si, par ailleurs, les variables indépendantes étaient elles-mêmes grevées d'une erreur de mesure, la méthode ne serait plus d'application comme le rappelle MARK et PEUCKER (1978). Néanmoins, dans le même article, ils précisent :

"In the case of the gravity model, all variables (observed interaction, population and distance) can sometimes (for example in a census year) be measured with such a high precision that they are essentially free of measurement error".

Notre avis est certes opposé en ce qui concerne la précision de mesure de la variable dépendante, mais comparativement à cette erreur, celles affectant populations et distances peuvent être considérées comme étant négligeables. L'analyse de régression est donc applicable au problème posé⁽³²⁾.

(31) Voyez à cet égard (POULAIN 1978).

(32) Si les variables indépendantes étaient elles-mêmes mesurées avec une marge d'erreur importante, MARK et PEUCKER (1978) suggèrent l'emploi de l'analyse fonctionnelle.

Le rejet de l'estimation log-linéaire

Comme l'ont fait remarquer très récemment HAWORTH et VINCENT (19-79), il faut être très prudent sur la forme du terme d'erreur u dans l'équation (62). Pour que la régression linéaire soit d'application dans le cas du modèle log-linéaire il faut que, dans l'équation

$$\log M_{ij} = \log k + \log P_i P_j + a \log d_{ij} + \log u \quad (63),$$

$\log u$ ait une moyenne nulle et une variance indépendante aussi bien de $\log M_{ij}$ que de $\log d_{ij}$. En prenant l'antilogarithme de (63), on obtient

$$M_{ij} = (k \cdot P_i \cdot P_j \cdot d_{ij}^a) \cdot u \quad (64),$$

ce qui donne par conséquent au terme d'erreur une forme multiplicative u devant être distribuée de telle sorte qu'il ait une moyenne égale à $e^{\sigma^2/2}$ et une variance de $e^{\sigma^2} (e^{\sigma^2} - 1)$ où σ est la variance de la distribution de $\log u$.

Si le terme d'erreur, au lieu d'être multiplicatif, était additif, il conviendrait d'écrire l'équation (64) comme suit :

$$M_{ij} = k \cdot P_i \cdot P_j \cdot d_{ij}^a + u \quad (65)$$

et, dans ce cas, l'estimation log-linéaire n'est plus appropriée et il convient d'employer la méthode itérative à laquelle HAMMER et IKLE (1941) faisaient allusion.

Aussi, la façon dont le terme d'erreur est introduit dans le modèle fait partie intégrante de la spécification du modèle (PRAIS et HOUTHAKKER, (1971) cités par HAWORTH et VINCENT (1979)).

CESARIO (1974) est, par ailleurs, bien conscient du problème puisqu'il affirme :

"Unfortunately, estimation of the transformed version (la forme log-linéaire) provides biased estimates of the parameters of the postulated model since the logarithmically transformed scale attaches undue "weights" to observation which are quantitatively small on the untransformed scale."

Concrètement, la régression log-linéaire va donner un poids considérable, dans l'ajustement du modèle, aux petits courants de migrations et les valeurs estimées des paramètres dépendront essentiellement de l'ajustement du modèle à ces courants faibles. La présence de courants nuls⁽³³⁾ dans la matrice de migration est, dès lors, lourde de conséquence. On ne peut les considérer tels quels puisque $\log 0 = -\infty$, c'est pourquoi certains auteurs remplacent chaque valeur nulle par un, tandis que d'autres les omettent radicalement dans leur estimation. Dans les deux cas, ceci renforce le biais dont il vient d'être question.

Parmi les trois facteurs contribuant au terme d'erreur, les deux premiers ne présentent a priori pas de corrélation avec les variables M_{ij} ou d_{ij} ; le troisième, par contre, est proportionnel à la racine carrée de M_{ij} . Par conséquent, le terme d'erreur n'est

- ni additif (u indépendant de M_{ij} ou proportionnel à M_{ij} exposant 0),
- ni multiplicatif (u proportionnel à M_{ij} exposant 1).

La situation observée est intermédiaire et la régression log-linéaire ne peut être appliquée. Son application fournirait d'ailleurs des résidus marqués par une hétéroscédastité frappante comme le montre les figures 10 et 11 représentant les données belges (1975) et françaises (1968- 1975).

(33) Le nombre de courants nuls augmente avec le nombre de zones. Dans le cas belge, on dénombre en moyenne 15 % de courants nuls pour un découpage en 43 zones.

Figure 10. Distribution des carrés des résidus en fonction de la distance : modèle log-linéaire (BELGIQUE 1975).

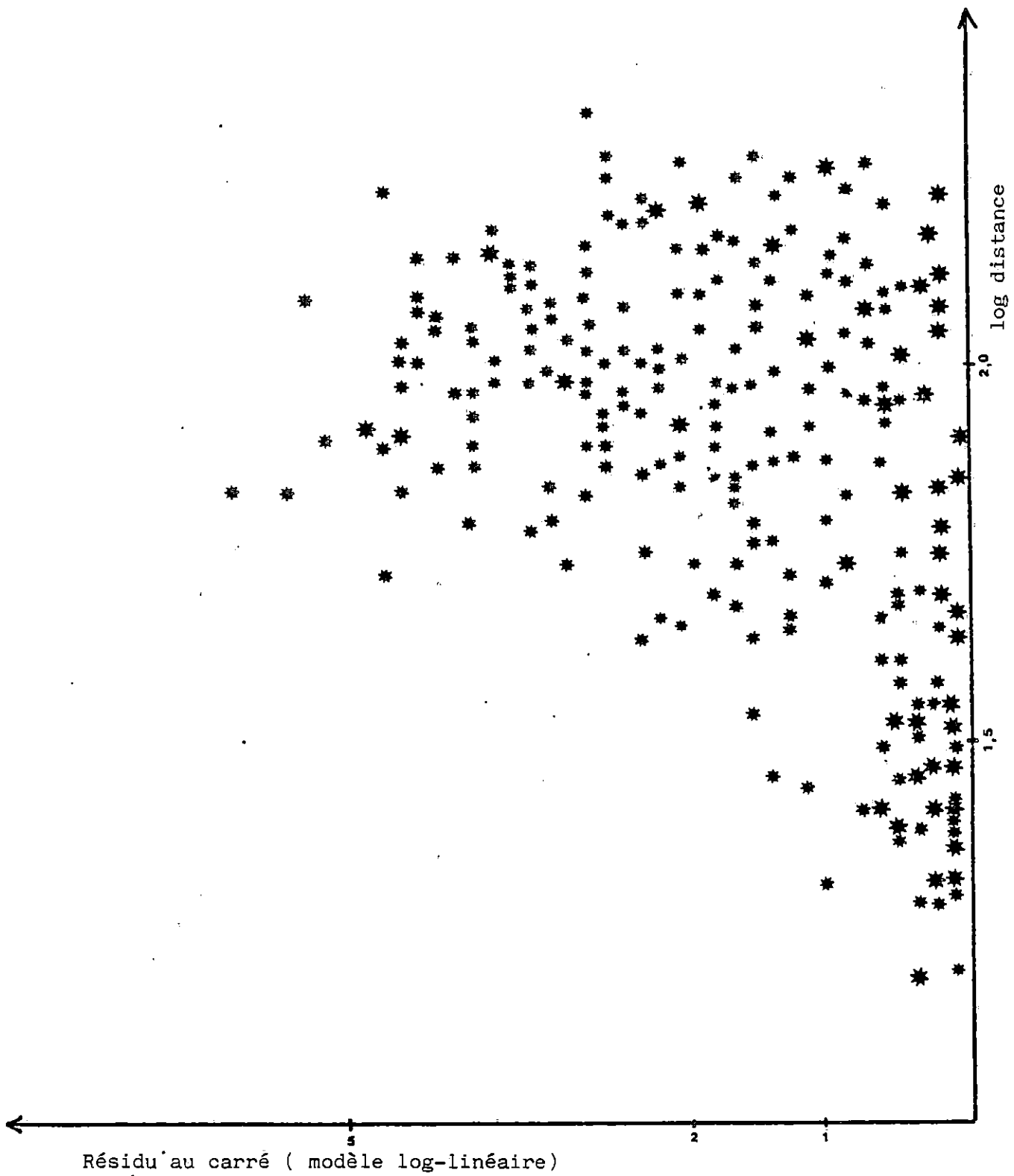
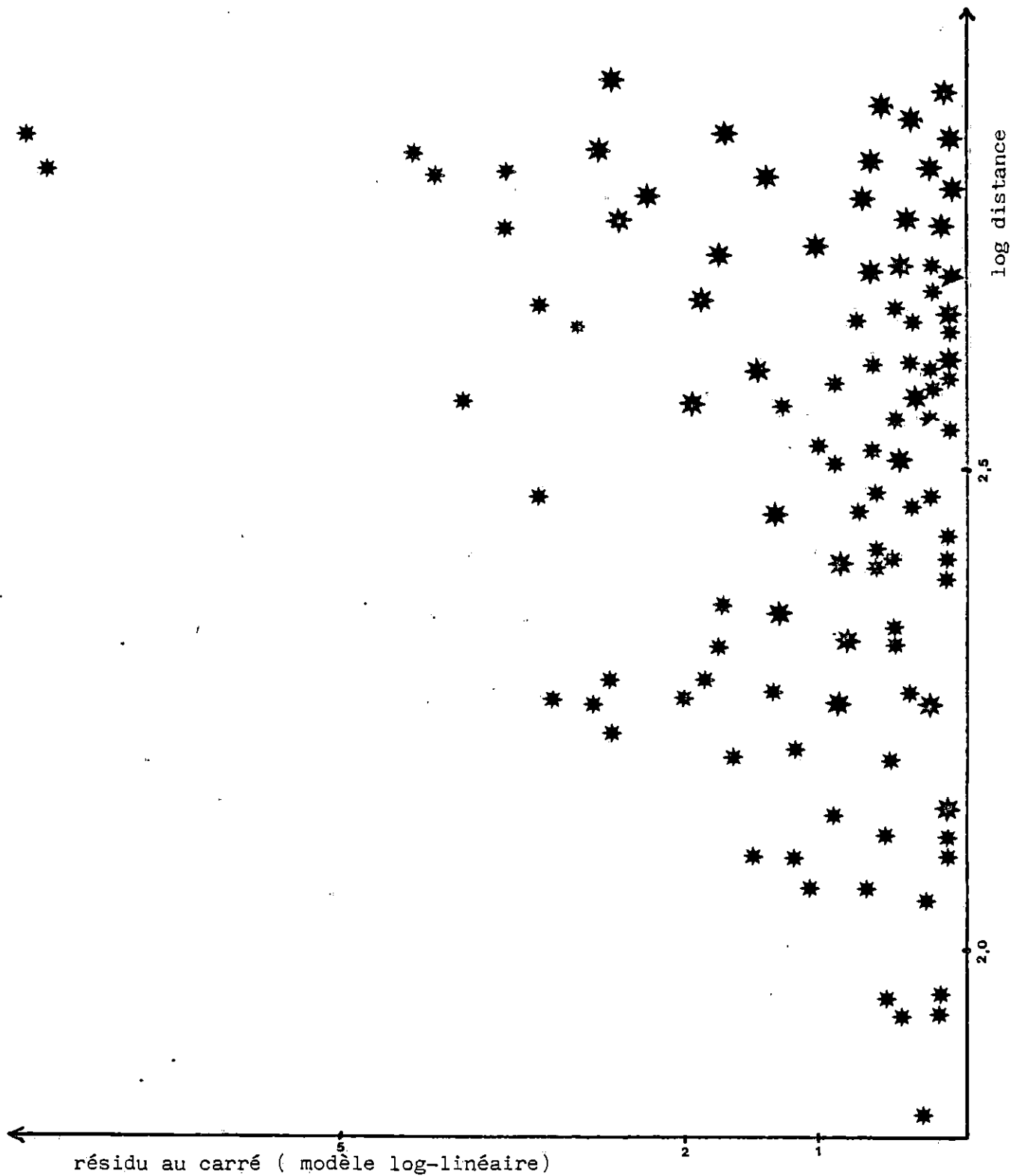


Figure 11. Distribution des carrés des résidus en fonction de la distance : modèle log-linéaire (FRANCE 1975).



Très peu d'auteurs indiquent explicitement qu'ils ont testé cette hypothèse d'homoscédasticité de résidus. Relevons néanmoins LOVGREN (1956) qui vérifie que les déviations du logarithme du taux de migration par rapport à la droite de régression estimée en fonction du logarithme de la distance ont une variabilité égale aux différents endroits de la droite. Plus récemment, VANDERKAMP (1976) émet l'hypothèse suivante : dans le cas où certains courants migratoires sont beaucoup plus faibles que d'autres par suite, notamment, de grandes variations dans les effectifs de population des zones, il serait plus approprié d'effectuer une correction pour hétéroscédasticité. On ne peut qu'acquiescer et poursuivre dans le même sens lorsqu'il y a de fortes variations dans les courants de migration. eux-mêmes (fait inévitable si le nombre de zones est relativement élevé).

Enfin, STRONGE et SCHULTZ (1978) observant une plus grande variabilité pour les niveaux de migration entre zones avec petits effectifs de population, démontrent qu'il est indispensable de corriger les données pour tenir compte de leur hétéroscédasticité⁽³⁴⁾.

L'objection émise par WILSON (1967) et ses disciples à l'égard du modèle gravitationnel⁽³⁵⁾ est essentiellement une objection à l'égard de la régression log-linéaire : celle-ci ne peut être soumise à contrainte. Ainsi, si les sommes des logarithmes des courants estimés et observés sont égales, il n'en est pas de même pour la somme des courants en eux-mêmes.

(34) Effectuant deux régressions distinctes, l'une avec les zones à petit effectif de population, l'autre à partir des zones à grand effectif de population, ils obtiennent deux estimations fort distinctes :

$$\text{d'une part, } \log \hat{M}_i = 0,98 + 0,95 \log P_i - 1,25 \log D_i$$

$$\text{de l'autre, } \log \hat{M}_i = -2,24 + 1,46 \log P_i - 1,07 \log D_i.$$

En adaptant leur méthode pour prendre en considération cette hétéroscédasticité, ils trouvent :

$$\log \hat{M}_i = -1,59 + 1,37 \log P_i - 1,12 \log D_i.$$

(35) Voyez p. 43

$$\sum \log M_{ij} = \sum \log \hat{M}_{ij} \quad (66),$$

alors que

$$\sum M_{ij} \neq \sum \hat{M}_{ij} \quad (67).$$

Signalons au passage que FOLGER (1950) présente une série de taux de migration observés et estimés ayant mêmes totaux sans toutefois préciser comment il y est arrivé⁽³⁶⁾. Imposer une égalité stricte entre le total des courants observés et celui des courants estimés est essentiel pour la comparaison directe des deux matrices de migration. Imposer en outre une identité au niveau des sous-totaux des lignes ou des colonnes, comme le fait WILSON (1971), ne nous semble pas indispensable. De fait, ceci compliquerait inutilement la méthode d'estimation que nous allons proposer et, par ailleurs, les différences entre les sommes $M_{i.}$ et $\hat{M}_{i.}$, d'une part, entre $M_{.j}$ et $\hat{M}_{.j}$, de l'autre, devraient permettre de déceler les zones attractives ou répulsives. On optera donc pour la contrainte (68), ce qui exclut ipso facto l'estimation immédiate des paramètres par régression log-linéaire.

$$\sum M_{ij} = \sum \hat{M}_{ij} \quad (68)$$

Une méthode d'estimation par itérations successives

Telle que HAMMER et IKLE (1941) l'avaient suggéré, il convient de minimiser la somme des carrés (58)

$$\sum \left[M_{ij} - k P_i P_j d_{ij}^a \right]^2 \quad (69).$$

Pour respecter la contrainte (68)) il faut, par conséquent, que

$$\sum M_{ij} = \sum (k P_i P_j d_{ij}^a) \quad (70).$$

Cette égalité fournit immédiatement la valeur de k en fonction de a :

$$k = \frac{\sum M_{ij}}{\sum (P_i P_j d_{ij}^a)} \quad (71)$$

(36) On peut supposer que l'auteur a réajusté son total après l'estimation log-linéaire.

Sur ce, en donnant successivement au paramètre a des valeurs allant de 0 à - 2, par exemple, on vérifie empiriquement que la somme des carrés (69) passe par une valeur minimale unique (figure 12).

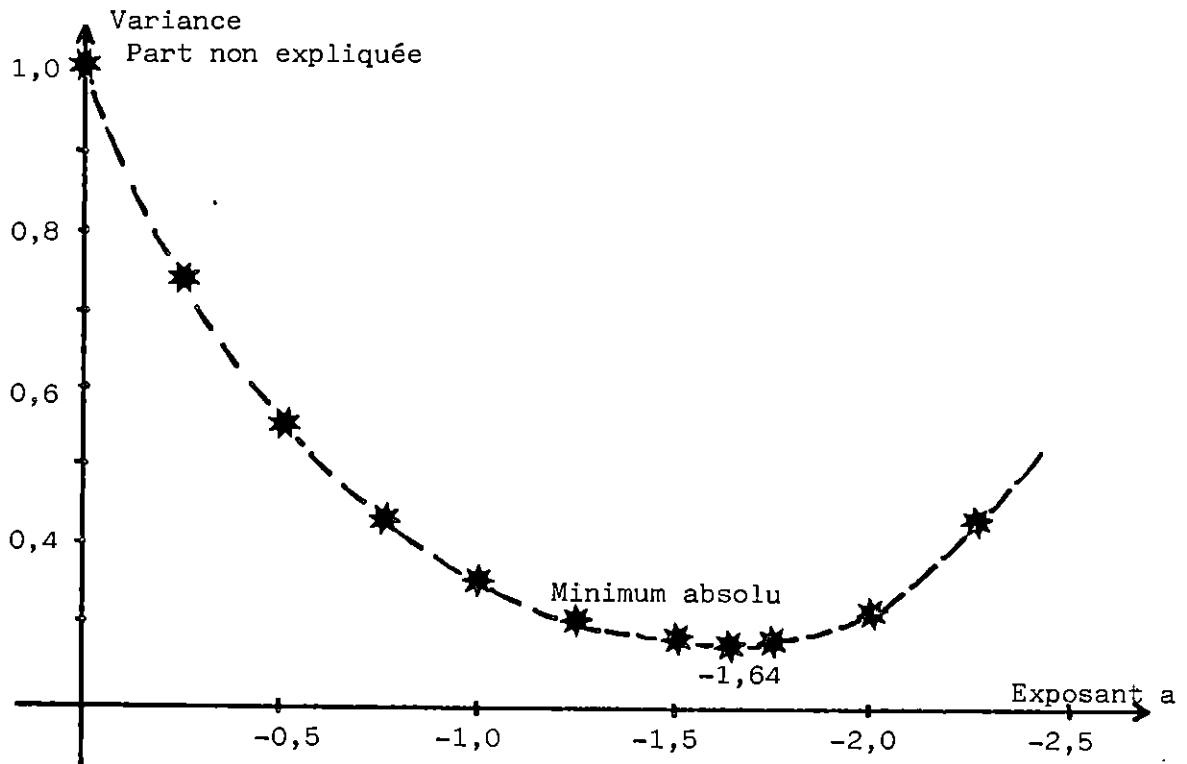


Figure 12. Variation de la somme des carrés des écarts lorsque l'exposant a de la distance varie (BELGIQUE 1975 - régression non pondérée).

En pratique, le programme informatique MIGINTER donne à a les valeurs suivantes : $a = 0$; - 0,35 ; - 0,70 ; - 1,05 ; - 1,40... Pour chacune de ces valeurs, k est calculé par (71) et cette valeur de k est reportée dans (69) pour obtenir la somme des carrés des écarts entre observation et estimation. Lorsque cette somme cesse de décroître, le programme reprend au stade précédent avec des intervalles de 0,07 et enfin une troisième étape se fait avec des intervalles d'un centième. De la sorte, la valeur de a est estimée au centième près⁽³⁷⁾.

(37) Pour le modèle b où $f(d_{ij}) = e^{bd_{ij}}$, les pas sont respectivement de 0,035; 0,007 et 0,001 et la précision est d'un millième. Pour les U.S.A., ces pas ont été divisés par cent et la précision est d'un cent millième.

Alors que l'utilisation de la régression log-linéaire suppose que le terme d'erreur est multiplicatif, cette dernière méthode le considère comme additif, ce qui, nous l'avons vu, s'écarte également de la réalité. De fait, en observant la variance des résidus (figures 13 et 14), l'hétéroscédasticité y est aussi nette que lors de la première méthode (figures 10 et 11). Le test qui consiste à calculer la moyenne des carrés des résidus pour les courants les plus forts, d'une part, les plus faibles, de l'autre (GOLDFELD et QUANDT, 1965) prouve l'hétéroscédasticité puisque le rapport de ces deux moyennes vaut 0,0065, dans l'exemple de la figure 13, ce qui est très éloigné de l'unité. Une autre approche ajuste une droite de régression parmi les carrés ou les valeurs absolues des résidus en fonction de M_{ij} ou d_{ij} ; la pente de cette droite est également un bon indicateur d'hétéroscédasticité (GLEJSER, 1969)⁽³⁸⁾.

Pour résoudre ce problème, on l'abordera sous des angles divers :

- 1° Tout d'abord, le terme d'erreur étant proportionnel à la racine carrée de M_{ij} , si l'on divise l'ensemble des observations par $\sqrt{M_{ij}}$ et que l'on estime en fait $\sqrt{M_{ij}}$, on aura un terme d'erreur devenu additif et la méthode précédente sera applicable. On minimisera par conséquent la somme

$$\sum \left[\sqrt{M_{ij}} - \sqrt{k P_i P_j d_{ij}^a} \right]^2 \quad (72),$$

avec une contrainte similaire sur k .

- 2° Si, d'autre part, pour une raison quelconque, certaines observations sont moins fiables que d'autres et que l'on souhaite

(38) Pour les données de la figure 14, la droite de régression a pour équation :

$$(M_{ij} - \hat{M}_{ij})^2 = 146\,869 - 1\,033 d_{ij}$$

Figure 13. Distribution des carrés des résidus en fonction de la distance : régression non pondérée (BELGIQUE 1975).

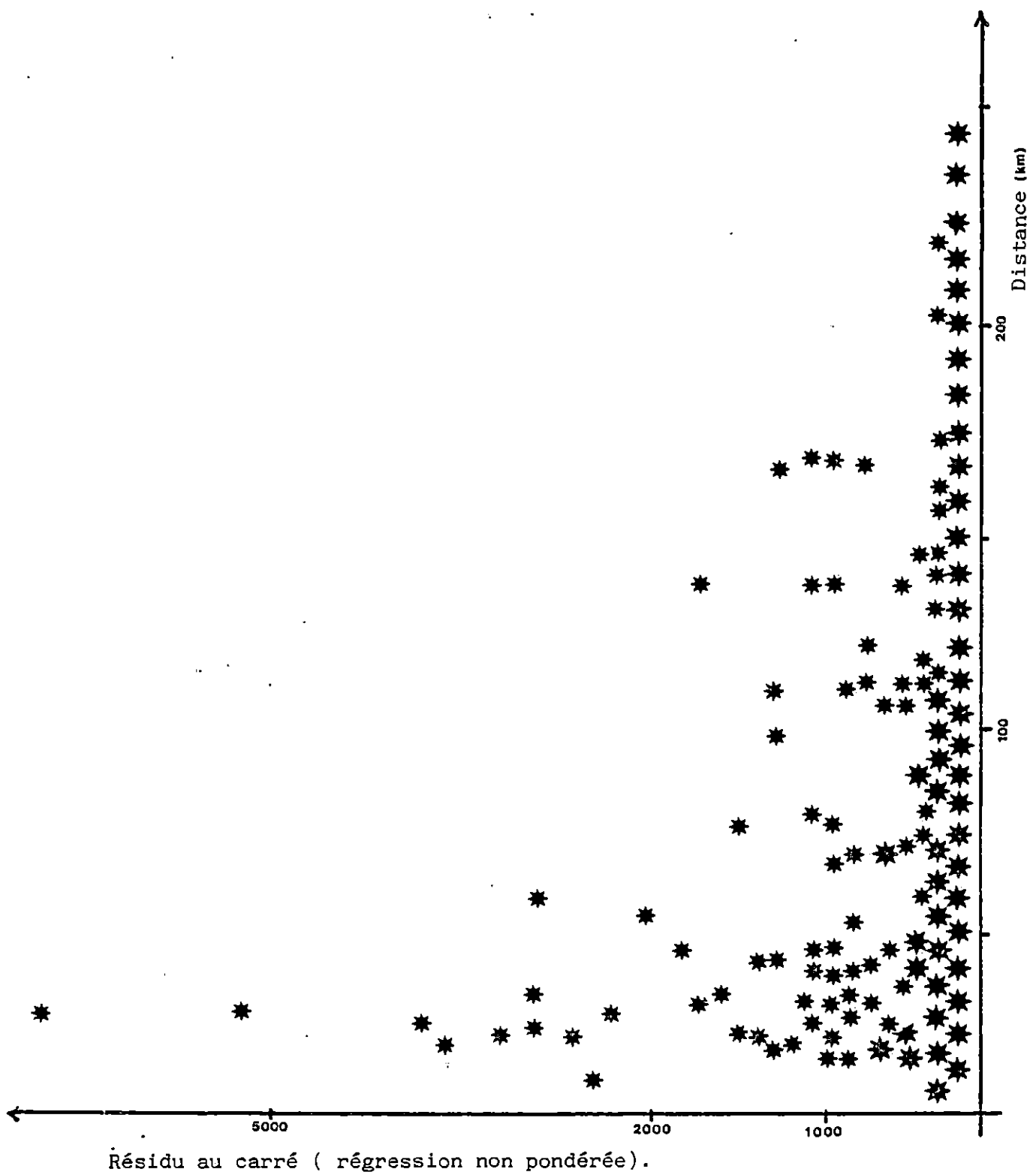
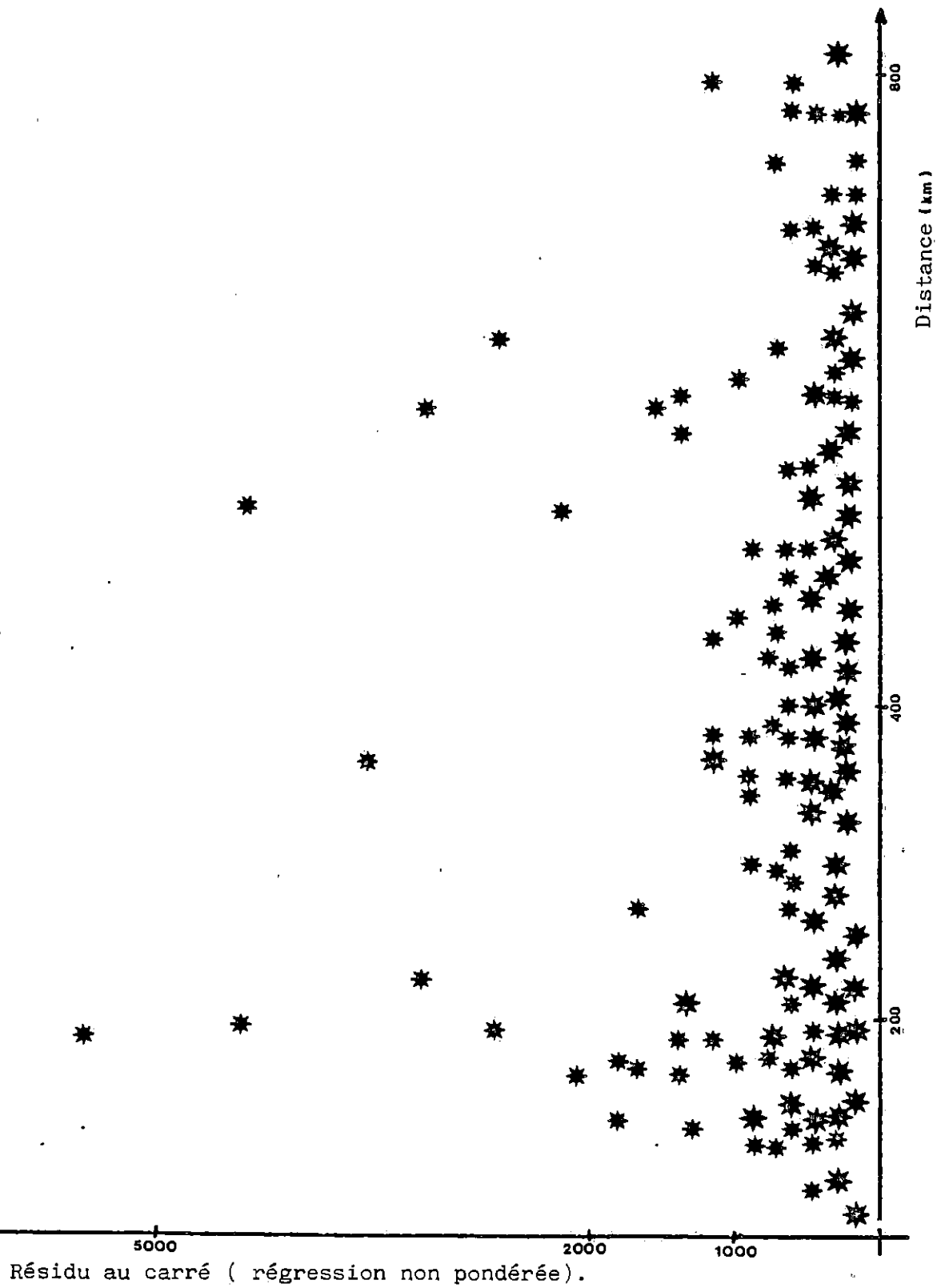


Figure 14. Distribution des carrés des résidus en fonction de la distance : régression non pondérée (FRANCE 1975).



atténuer le poids avec lequel elles interviennent dans l'estimation des paramètres du modèle, on doit utiliser, comme le suggère DAGNELIE (1973, p.76), des coefficients de pondération ou des poids différents W_{ij} choisis le plus souvent en raison inverse de la variance de la variable indépendante (M_{ij}). On minimisera dès lors la somme

$$\sum W_{ij} \left[M_{ij} - k P_i P_j d_{ij}^a \right]^2 \quad (73)$$

où W_{ij} sera égal à $\frac{1}{M_{ij}}$, ce qui donne :

$$\sum \frac{1}{M_{ij}} \left[M_{ij} - k P_i P_j d_{ij}^a \right]^2 \quad (74).$$

3° Enfin, nous avons vu qu'en utilisant la régression log-linéaire, on donnait implicitement plus de poids aux courants faibles dans l'estimation des paramètres du modèle. En minimisant la somme (69), par contre, ce sont les courants les plus importants qui jouissent d'un poids proportionnellement plus grand. Ainsi supposons que, d'une part, $M_1 = 5$ et $\hat{M}_1 = 25$ tandis que, d'autre part, $M_2 = 1980$ et $\hat{M}_2 = 2000$; ces deux courants interviendront pour la même valeur dans la somme (69) alors que, manifestement, l'estimation du second est nettement plus satisfaisante que celle du premier. La solution pondérée proposée aux points 1 et 2 est intermédiaire, elle assurera l'équilibre entre les petits et les grands courants de migration dans l'estimation du modèle.

Etant donné que, dans la somme (74), les poids deviennent infinis si le courant M_{ij} est nul, on les remplacera par la valeur de M_{ij} , ceci étant possible vu que les valeurs observées et estimées de M_{ij} sont proches. Dès lors, en appliquant une substitution semblable à la somme (72), on remarque que les deux sommes sont semblables à la suivante :

$$\sum \frac{1}{\hat{M}_{ij}} \left[M_{ij} - \hat{M}_{ij} \right]^2 = \left[\frac{M_{ij}}{\sqrt{\hat{M}_{ij}}} - \sqrt{\hat{M}_{ij}} \right]^2 \quad (75)$$

où $\hat{M}_{ij} = k P_i P_j d_{ij}^a$

C'est cette somme que nous minimiserons et, en définitive, la méthode proposée n'est autre qu'un ajustement par minimisation du χ^2 . Certes, cette méthode est peu courante dans l'estimation des modèles spatiaux de la migration, mais il convient toutefois de relever ce qu'en dit OPENSHAW (1976) :

"A chi-square calibration statistic may be appropriate when the observed trip (comprenez migration) pattern is subject to sampling errors. It enables a test to be made of the hypothesis that both the predicted and observed trip distributions come from the same underlying population. In this way, minimizing a chi-square statistics is equivalent to optimizing the fit of the model and provides an alternative method for estimating parameter values".

Toutefois, le test de signification χ^2 n'est guère adéquat : M_{ij} donne lieu à une distribution continue et non discrète et, par ailleurs, les fréquences inférieures à 5 doivent être rejetées. Mais, si le test n'est pas approprié dans notre cas, OPENSHAW (1976) constate néanmoins que l'ajustement par minimisation du χ^2 reste utile si on le considère simplement comme un ajustement non linéaire par moindres carrés pondérés.

Une dernière vérification s'impose : l'homoscédasticité des résidus. En appliquant cette méthode, on limite considérablement l'hétéroscédasticité observée aussi bien dans la régression log-linéaire que dans les moindres carrés non pondérés. De fait, le rapport entre la somme des carrés des résidus des courants les plus faibles et la même somme pour les courants les plus élevés passe de 0,0065, dans le cas non

pondéré, à 0,3628, selon la méthode retenue en définitive. Une valeur plus proche de l'unité eut certes été encore plus satisfaisante mais celle-ci est largement acceptable si l'on considère que les variables non spatiales ont été volontairement écartées du modèle et que, par ailleurs, on a fixé la valeur de l'exposant des poids à 0,5 alors que les valeurs exactes obtenues pour la Belgique en 1970 et 1975 étaient respectivement de 0,43 et 0,48⁽³⁹⁾.

L'autocorrélation spatiale

En revenant aux hypothèses de la régression linéaire, on observera que les hypothèses relatives à la linéarité d'une part, et à la multicolinéarité, de l'autre, ne sont plus d'application. De fait, la solution retenue est non linéaire, d'une part; elle ne fait intervenir qu'une seule variable dépendante, d_{ij} , de l'autre. Il nous reste le problème de l'autocorrélation spatiale, celle-ci a été abordée par plusieurs auteurs qui ne se sont pas ménagés si on en juge le nombre des articles, commentaires, réponses, commentaires finals, voir même "reply to the final comment" publiés dans la revue Regional Studies en 1975 et 1976⁽⁴⁰⁾. Trois optiques s'y confrontent :

- 1° CLIFF, auteur d'une thèse de doctorat intitulée "Some Measures of Spatial Association in Areal Data", en 1969. Introduisant la notion d'autocorrélation spatiale par extension de l'autocorrélation temporelle, il publie un ouvrage essentiel en 1973; par la suite, il est rejoint par ORD et par MARTIN.

(39) Cette valeur varie quelque peu d'une année à l'autre; par ailleurs, elle est inconnue pour la plupart des autres pays, il est donc préférable de la fixer à 0,5 de façon standard, ce qui correspond au χ^2 .

(40) C'est l'éditeur lui-même qui a mis fin d'autorité à la polémique, mais le problème reste entier.

2° CURRY, auteur, en 1972, d'un article intitulé "A Spatial Analysis of Gravity Flows". Il démontre que, même en l'absence d'effet négatif de la distance sur l'intensité des courants migratoires, l'estimation par régression fournira une valeur non nulle pour a ce qui donnera, par conséquent, une importance non négligeable à la distance⁽⁴¹⁾. CURRY en déduit que, dans ce cas, l'exposant non nul n'a rien à voir avec l'impact de la distance sur le comportement mais bien avec la répartition spatiale de la population. Ainsi, ce n'est qu'en présence d'une autocorrélation nulle que l'exposant a pourra être interprété directement comme la "friction" ou l'impact de la distance (sur le comportement en matière de migration, dans notre approche). CURRY sera rejoint par SHEPPARD et GRIFFITH.

3° JOHNSTON, enfin, constate une variation locale de l'exposant a . Il interprète ceci non seulement par une variation locale du comportement face à l'impact de la distance, mais aussi comme conséquence d'une répartition spatiale distincte des populations pouvant interagir avec une population donnée.

(41) Ceci est dû au fait que la répartition spatiale de la population n'est pas aléatoire. Ainsi la fonction

$$R(s) = \overline{P(x) \cdot P(x + s)}$$

où la barre signifie que l'on fait la moyenne du produit de toutes les populations situées à une distance s , diminue avec s . Or cette fonction n'est pas sans relation avec le modèle gravitationnel qui peut s'écrire :

$$M(x, s) = k (P(x) \cdot (P(x + s))) \cdot f(s)$$

Quels enseignements retenir de ces approches ?

- a. Une première question se pose : les populations de départ et d'arrivée sont-elles corrélées avec les distances les séparant ? Peu, si l'on en juge par les valeurs des coefficients de corrélation entre P_i et P_j , d'une part, et d_{ij} , de l'autre : 0,167 pour la Belgique, 0,014 pour la France.
- b. Comment pourrait se manifester la présence d'autocorrélation spatiale dans l'analyse des courants de migration ? On observerait, par exemple, que la plupart des résidus par rapport à une zone sont positifs ou négatifs. Qu'en conclurait-on ? Que le modèle est insuffisamment spécifié. Mais étant donné que le modèle proposé se limite volontairement aux variables spatiales, on peut accepter une certaine d'autocorrélation spatiale qui traduirait notamment la force d'attraction ou de répulsion particulière à une zone.
- c. Et comment considérer la valeur estimée de l'exposant a ? Cette valeur décrit à la fois le comportement des populations concernées et l'impact de la distribution spatiale de ces population sur le territoire étudié. Aussi, et nous rejoignons ici les conclusions de CISERI, MARCHAND et RIMBERT (1977), deux valeurs de a ne sont comparables que si elles se rattachent à une même population et à un même découpage en zones de collecte des statistiques migratoires.
- d. Est-il opportun d'adopter une valeur a propre à chaque zone ? En appliquant la méthode d'estimation proposée aux seuls courants issus de la zone i (c'est à dire à tous les M_{ik} , $k=1,n$; $k = i$), on obtient une valeur estimée pour le paramètre a_i et de même pour tous les a_k , $k=1,n$. Parallèlement, on peut baser ces estimations sur les zones de destination et déterminer de la sorte des valeurs de a_k^* . En introduisant ces a_k ou a_k^* spécifiques à chaque région (chacun représentant un comportement spécifique et une situation spatiale particulière), le modèle devient respectivement :

$$\hat{M}_{ij} = k \cdot P_i \cdot P_j \cdot d_{ij}^{a_i} \quad (76)$$

ou

$$\hat{M}_{ij} = k \cdot P_i \cdot P_j \cdot d_{ij}^{a_j^*} \quad (77)$$

STILWELL (1977) a ajusté de tels modèles à (n+1) paramètres, par maximisation d'entropie sans que la portée explicative de son modèle ne s'en soit améliorée, compte tenu des (n-1) paramètres supplémentaires. Par ailleurs, dans une telle optique, on perd la symétrie des courants, $\hat{M}_{ij} \neq \hat{M}_{ji}$ et, selon la forme adoptée, on favorise un courant ou son contre-courant. Nous suggérerions plus volontiers la forme suivante :

$$\hat{M}_{ij} = k \cdot P_i \cdot P_j \cdot d_{ij}^{\left(\frac{a_i + a_j}{2}\right)} \quad (78)$$

où a_i et a_j seraient calculés aussi bien sur base des immigrations et émigrations par rapport aux zones i et j . Cette formulation nous apparaît séduisante d'un premier abord puisqu'elle permet de présenter le courant migratoire comme le produit d'une force de répulsion de la zone i ($P_i d_{ij}^{a_i/2}$) par une force d'attraction de la zone j ($P_j d_{ij}^{a_j/2}$) et de rejoindre de la sorte la théorie proposée par LEE (1963) et bien d'autres par la suite. Mais l'expérience somme toute négative de STILLWELL⁽⁴²⁾, l'accroissement démesuré du nombre de paramètres et la complexité de la méthode d'estimation plaident pour délaisser, momentanément peut-être, cette approche.

(42) Approche certes négative dans les résultats mais combien intéressante dans sa démarche.

5. La mesure des variables et le problème de la contiguïté entre zones

La mesure des effectifs de population P_i et P_j ne pose guère de problème si l'on s'en réfère à ce qui a été dit plus haut. Dans le cas des migrations, P_i et P_j sont les populations moyennes des zones i et j pendant la période considérée, elles sont souvent estimées par la population à mi-période ou par la moyenne arithmétique des populations en début et fin de période d'observation :

$$\bar{P}_i = \int_{t_0}^{t_1} P_i(t) \cdot dt \simeq \frac{P_i(t_0) + P_i(t_1)}{2} \simeq P_i \left(\frac{t_0 + t_1}{2} \right) \quad (79).$$

Pour les migrants, ce sont les populations en début de période qu'il faut considérer pour la zone de départ, en fin de période, pour la zone de destination. En outre, ne seront considérés que les individus présents en début et fin de période sur le territoire considéré⁽⁴³⁾. On remarquera qu'ainsi, dans le cas des migrants, le produit $P_i \cdot P_j$ n'est plus symétrique puisque :

$$P_i(t_0) \cdot P_j(t_1) \neq P_i(t_1) \cdot P_j(t_0) \quad (80).$$

Toutefois, cette asymétrie sera d'autant plus négligeable que la période d'observation est courte et que les populations P_i et P_j évoluent sensiblement de la même façon⁽⁴⁴⁾.

(43) Sont, par conséquent exclues, les personnes nées ou décédées pendant la période ou se trouvant à l'étranger en début ou fin de période. En France, pour les personnes nées pendant la période, on leur assigne la résidence de leur mère en début de période.

(44) Pour la période la plus longue (en France, de 1968 à 1975) et pour deux zones ayant une croissance très différente (Paris et la Provence), le rapport entre M_{ij} et M_{ji} vaut 1,08, pour les courants estimés; ceci ne porte pas à conséquence puisque ce même rapport vaut 1,92 pour les courants observés.

La mesure de la distance est quant à elle plus difficile. La situation la plus simple est celle où l'on étudie uniquement les courants de migration entre grandes villes. Dans ce cas, la répartition spatiale de la population peut être assimilée à un point et le choix de la distance se limite à la distance euclidienne ou à la distance parcourue en empruntant un moyen de transport quelconque, voire même le coût de ce trajet. Mais pour préférer cette seconde méthode, il faut faire l'hypothèse que le moyen de transport retenu est celui qu'empruntent en majorité les migrants entre les 2 villes.

En général, les courants de migration sont mesurés entre un ensemble de zones formant une partition du territoire national étudié. Dans ce cas, il convient de faire des hypothèses supplémentaires à celles présentées plus haut⁽⁴⁵⁾. La plus simple est la suivante :

Tous les individus d'une zone sont concentrés en un seul lieu qui peut être :

1° le chef-lieu de la zone

2° le centre de masse de la distribution de la population dans la zone⁽⁴⁶⁾.

Bien souvent ces hypothèses sont loin d'être réalistes. Même le raffinement dû à l'introduction du centre de masse est sans intérêt par ce que, d'une part, il fait intervenir une dépendance fixe par rapport à la distance et que, par ailleurs, ce sont des données peu souvent accessibles qui se modifient dans le temps. Il convient enfin de remarquer qu'empiriquement l'introduction des centres de masse n'améliore pas la somme des carrés des écarts⁽⁴⁷⁾.

(45) Voyez p. 66

(46) Le centre de masse correspond au centre de gravité en mécanique, les masses étant remplacées par les populations. C'est donc le lieu qui minimise la somme des produits population x distance.

(47) Pour le modèle a, la somme pondérée des carrés des écarts est de 255.500 pour les distances entre chefs-lieu et de 294.059 pour les centres de masse ; pour le modèle b, exponentiel, ces chiffres sont respectivement de 341.800 et 382.023 (Belgique, 1975).

OLSSON (1965a) signale d'ailleurs que le travail supplémentaire nécessité par le calcul de distances autres que celles à vol d'oiseau ne se justifie pas. Dans le même ordre d'idées, il faut faire mention des approches de BACHI (1961) qui introduit des mesures standardisées de la distance en tenant compte de la forme des zones et de celles de sociologues tels que BURDORF (1962), BESHES et LAUMANNEN (1971) et VOYE (1977) qui ont élaboré des indices mesurant la distance sociale entre populations.

Les hypothèses présentées ci-dessus permettent de passer des nombreuses distances parcourues lors des migrations individuelles entre deux zones à la distance moyenne entre ces zones. COURGEAU (1980) précise que calculer la moyenne de toutes les distances entre lieu de résidence dans la première zone et lieu de destination dans la seconde zone entraînerait des calculs très lourds : ce qui justifie ces hypothèses simplificatrices. Il poursuit en signalant que dans bien des cas, la distance mesurée par le nombre de zones traversées "explique" déjà largement l'impact de la distance sur les courants migratoires.

Le choix de la distance euclidienne entre chef-lieux de chaque zone s'il est acceptable, pour des zones relativement éloignées l'une par rapport à l'autre, ne l'est plus dans le cas de zones proches et a fortiori pour des zones contiguës. Mais le calcul de la distance moyenne de migration entre deux zones n'a pas trouvé de solution simple, COURGEAU (1970) détermine une telle distance en considérant les hypothèses suivantes (figure 15) :

- 1° La zone i de départ est circulaire de rayon r_i ;
- 2° La zone j d'arrivée est annulaire, centrée comme la zone i et de rayon inférieur $(n-1)r$ et de rayon supérieur nr ;
- 3° Les populations de comportement migratoire uniforme sont réparties également sur le territoire ;
- 4° La loi de migration est en $1/r^2$.

Sous ces conditions, il calcule la distance moyenne de migration à considérer r_m .

Tableau 3. Calcul de la distance moyenne r_m de migration entre deux zones dont les centres sont séparés par la distance r .

Zones	r	r_m	r/r_m
(1,2)	1,5	1,15	1,30
(1,3)	2,5	2,38	1,05
(1,4)	3,5	3,41	1,026

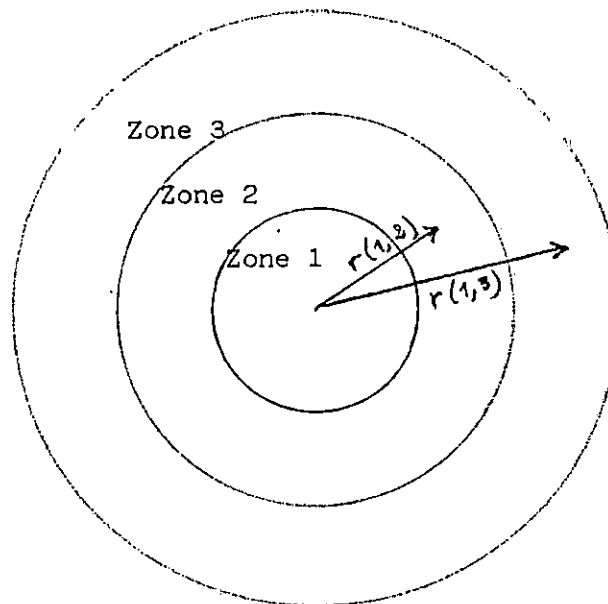


Figure 15. Configuration des zones et calcul des distances r séparant leurs centres (COURGEAU, 1970).

Ainsi, pour les zones contiguës, la distance entre chef-lieux surestimerait de l'ordre de 30 % la distance moyenne de migration entre ces zones. Cette surestimation se réduit rapidement lorsque la distance augmente.

Utilisation des distances minimales et maximales

L'approche proposée ci-après se base, quant à elle, sur les hypothèses suivantes :

- 1° Le calcul de la distance moyenne se base uniquement sur 2 mesures, celles des distances minimale et maximale entre les 2 zones (figure 16) ;

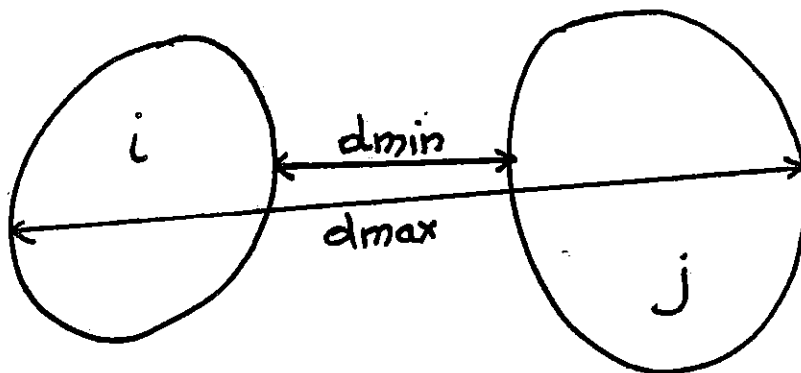


Figure 16 Détermination des distances minimale et maximale entre les zones i et j.

- 2° Indépendant de l'impact négatif de la distance, le migrant moyen sera sensé pouvoir effectuer avec une égale probabilité une migration de distance allant de d_{min} à d_{max} ;
- 3° Vient enfin s'ajouter la loi de dépendance par rapport à la distance avec une valeur variable du paramètre a (à chaque valeur de a correspondra, dès lors, une matrice de distances moyennes différentes).

Dans ces conditions, les distances moyennes entre ces zones sont données par :

$$D_{ij} = \frac{\int_{d_{min}}^{d_{max}} x \cdot f(x) dx}{\int_{d_{min}}^{d_{max}} f(x) dx} \quad (81).$$

Ce qui, pour les deux formes de $f(x)$ retenues, donnera respectivement :

$$\text{modèle a : } D_{ij} = \frac{\int_{dmin}^{dmax} x^a dx}{\int_{dmin}^{dmax} x^a dx} = \left(\frac{a+1}{a+2} \right) \frac{dmax^{a+2} - dmin^{a+2}}{dmax^{a+1} - dmin^{a+1}} \quad (82a);$$

$$(a \neq -1)$$

$$\text{modèle b : } D_{ij} = \frac{\int_{dmin}^{dmax} x \cdot e^{bx} dx}{\int_{dmin}^{dmax} e^{bx} dx} = \frac{e^{bdmax} \cdot dmax - e^{bdmin} \cdot dmin}{e^{bdmax} - e^{bdmin}} - \frac{1}{b} \quad (82b).$$

$$(b \neq 0)$$

Deux problèmes se posent :

1° Il est évident que le nombre d'individus pouvant potentiellement effectuer une migration de distance $dmin$ ou $dmax$ est, indépendamment de l'impact de la distance, beaucoup moindre que le nombre d'individus pouvant effectuer une migration de distance $(dmin + dmax)/2$, par exemple (figure 17). Fort heureusement dans le cas de zones contiguës, la distribution est asymétrique.⁽⁴⁸⁾ et le faible manque d'individus à courte distance x la forte probabilité de migration sur courte distance peuvent être considérés comme compensés par le manque important aux longues distances x la faible probabilité de migrer à ces distances.

(48) La distribution est asymétrique dans le cas de zones contiguës car de nombreux individus parcourent 1 ou 2 km par dessus la frontière, tandis que peu parcourent $dmax$ entre les 2 villages extrêmes.

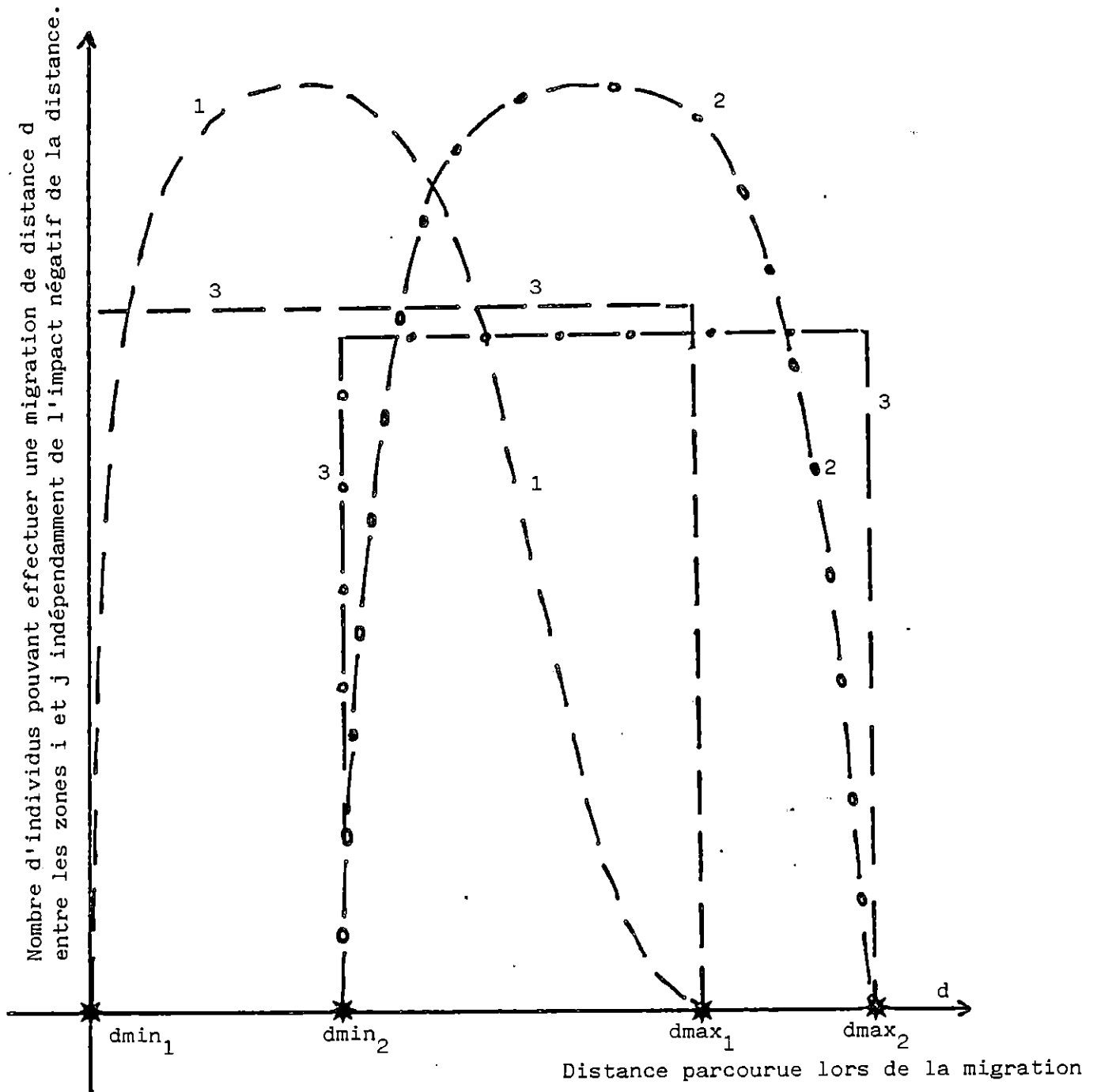


Figure 17. Répartition des distances parcourues lors de toutes les migrations potentielles entre deux zones

1. contiguës ,
2. non contiguës.

La distribution retenue ici est notée 3.

2° Pour $f(d_{ij}) = d_{ij}^a$ et dans le cas de 2 zones contiguës, on aura ainsi $d_{\min} = 0$, c'est pourquoi on doit opter pour une distance minimale non nulle ; elle sera de l'ordre de grandeur de la distance moyenne entre deux centres de peuplement (villages, communes...,⁽⁴⁹⁾). Il sera important de vérifier l'impact de ce choix sur les valeurs estimées des paramètres et la distribution spatiale des résidus.

Que donnent ces distances moyennes dans la pratique ? Tout d'abord remarquons que l'on a les relations suivantes :

$$D_{ij} = \frac{d_{\min} + d_{\max}}{2} \quad \text{si } a = 0 \quad (83)$$

(ou si $b \rightarrow 0$ pour le modèle b)

et $D_{ij} < \frac{d_{\min} + d_{\max}}{2} \quad \text{si } a < 0 \quad (84)$

Le tableau 4 donne quelques chiffres sur base des arrondissements belges; on y compare les distances minimales et maximales, la distance moyenne, pour $a = 0$, $a = -1,30$ (1965), la distance entre chefs-lieux et celle entre centres de masse.

On s'en aperçoit immédiatement (figure 18), le biais que l'on introduit en considérant la distance entre chefs-lieux ou centres de masse comme estimation de la distance moyenne entre zones est important aux courtes distances (inférieures à 100 km, par exemple). Il touche donc essentiellement les zones contiguës, ce qui rejoint les conclusions de COURGEAU (1970).

(48) Concrètement, cette distance minimale sera en raison inverse de la racine carrée de la densité de population. Pour la Belgique, 2 kilomètres ; pour la France, 3 ; pour les U.S.A., 5 ; et pour Bruxelles, 0,4. Cela représente en fait la distance moyenne entre deux centres de peuplement.

Tableau 4 : Comparaison des divers types de distance proposés
(Arrondissements belges-tirage aléatoire de 20 couples).

Arrondissements	dmin	dmax	d chef lieu	d centre masse	D_{ij}	
					a=0	a=-1,30 (année 1965)
ANVERS MALINES	2	61	23	16	31	16
NIVELLES LOUVAIN	2	96	40	30	49	18
MONS THUIN	2	94	22	28	48	17
HASSELT TONGRES	2	63	19	24	32	14
NEUFCHATEAU MARCHE	2	93	42	38	47	17
MOUSCRON AUDENARDE	11	79	29	36	45	31
ALOST ST. NICOLAS	16	81	26	34	48	38
BRUXELLES NAMUR	28	83	55	51	55	49
TERMONDE COURTRAI	31	95	62	55	63	55
FURNES GAND	40	115	74	51	77	69
BRUGES ATH	49	119	75	74	84	77
NAMUR AUDENARDE	63	150	98	89	106	98
CHARLEROI BASTOGNE	73	151	101	102	112	106
OSTENDE MONS	87	140	116	105	113	111
GAND DINANT	101	208	121	129	154	146
TIELT MAASEIK	141	210	172	188	175	173
YPRES HUY	153	252	169	168	202	197
ROULERS MARCHE	173	238	177	178	205	203
EEKLO VIRTON	204	282	226	217	243	240
FURNES ARLON	240	322	270	253	291	290

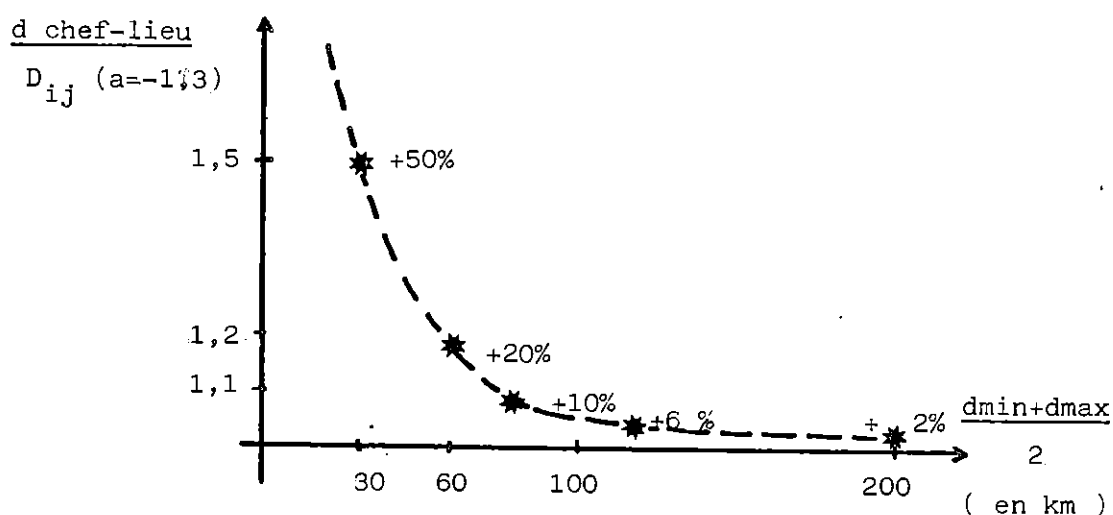


Figure 18. Surestimation de la mesure de la distance entre deux zones en considérant la distance euclidienne entre chef-lieux plutôt que la distance moyenne comme proposée dans le texte (valeurs moyennes).

Quelles sont les implications de cette méthode de calcul de la distance moyenne dans la méthode d'estimation proposée ? Pratiquement, on agit comme précédemment mais pour chaque valeur de a ou b , on estime tout d'abord les distances moyennes, ensuite la valeur de la constante de calibrage k et, enfin, la somme des carrés des écarts qui reste identique à ce qu'elle était auparavant (équation 75).

La principale critique que l'on peut émettre à l'égard de cette méthode est le fait qu'elle ne prend en considération que très partiellement la configuration spatiale des zones. Ainsi deux territoires pourront être contigus sur un kilomètre ou une centaine sans que cela modifie l'estimation du courant de migration, pour autant, évidemment, que la distance maximale et les populations restent constantes. Le schéma présenté à la figure 19, illustre ce cas extrême.

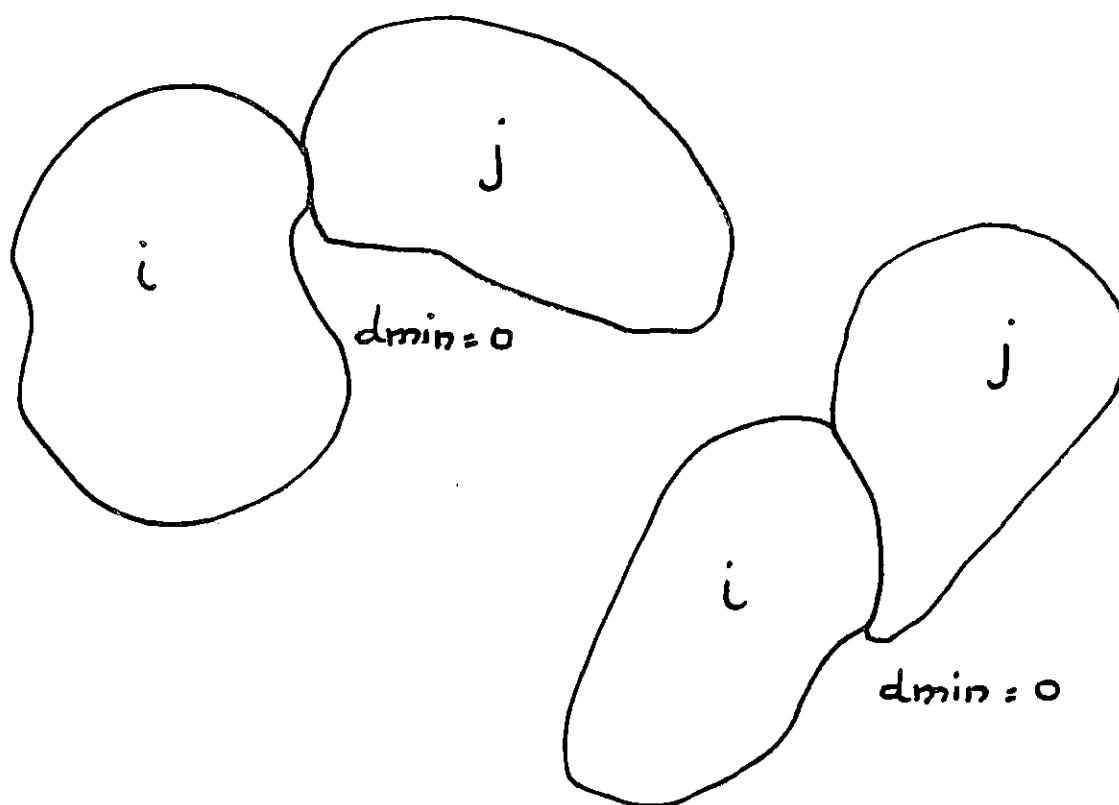


Figure 19. Deux configurations spatiales extrêmes pour de mêmes valeurs de d_{min} et d_{max} .

Introduction d'un indice de contiguïté

Afin de prendre en considération la forme du territoire et la contiguïté des zones, nous proposerons une seconde approche fondamentalement distincte. HAGERSTRAND (1957) en étudiant l'intensité des échanges migratoires de la paroisse d'Asby avec les autres, a démontré empiriquement la prépondérance des courants migratoires avec les paroisses adjacentes. RAVENSTEIN, déjà, avait montré que la majorité des migrations se faisaient à courte distance. HAGERSTRAND laisse apparaître un corrolaire de cette loi : l'importance des migrations entre zones contiguës.

On peut percevoir l'importance essentielle des migrations à courte distance si l'on sait qu'en moyenne, sur base des 2.500 anciennes communes belges, on peut estimer à une sur deux au moins, les migrations internes à une commune. Dès lors, lorsque deux zones sont contiguës, la majorité des migrations entre, ces zones provient de mouvements de courte distance par deça la frontière commune. D'où, il nous semble important :

1° de dissocier zones contiguës et non contiguës,

2° de prendre en considération la longueur de la frontière commune.

Trois démarches dans ce sens ont pu être relevées :

1° FABRICANT (1970) introduit dans son modèle une fonction de barrière qui est constituée comme suit :

$$g = \beta_1 \cdot D + \beta_2 D^* + \dots$$

où D est la distance physique entre centres géographiques de i et j;
et D*, la longueur de frontière commune entre i et j.

2° WEEDEN (1973) par ailleurs, utilise une variable binaire, valant 1 si les zones sont contiguës et 0 dans le cas inverse.

3° STILLWELL (1977) enfin, ajuste séparément les courants migratoires entre zones contiguës et ceux entre zones non contiguës.

Un fait est frappant : FABRICANT et WEEDEN introduisent tout deux dans leur modèle de régression, à la fois un indice de contiguïté et la distance alors qu'il est clair que ces deux variables sont largement corrélées. L'approche de STILLWELL, par contre est correcte bien qu'elle se restreigne à supprimer le problème en présentant deux équations d'ajustement distinctes.

L'approche adoptée ici comporte deux phases :

- 1° Les courants de migration entre zones non contiguës sont d'abord estimés selon la méthode préconisée plus haut.⁽⁵⁰⁾, ce qui fournit les valeurs estimées des paramètres k et b ;
- 2° Entre zones contiguës, aux courants migratoires estimés à partir des paramètres estimés en 1° s'ajoute un nombre de migrations estimé sur base d'un indice de contiguïté.

Quel indice de contiguïté retenir ?

a) une variable binaire, comme l'a fait WEEDEN (1973) :

$$\begin{cases} c_{ij} = 1, & \text{si les zones } i \text{ et } j \text{ sont contiguës;} \\ c_{ij} = 0, & \text{dans le cas contraire ;} \end{cases}$$

b) un indice faisant intervenir la longueur de la frontière commune à l'exemple de FABRICANT (1970).

(50) Voyez p. 79

Nous choisirons cette seconde proposition mais prendre directement pour indice la longueur de frontière commune pose également le problème de colinéarité puisque cette longueur est corrélée avec la surface de la zone, elle-même corrélée avec l'effectif de population ; c'est pourquoi l'indice proposé sera quelque peu plus complexe puisqu'il se base sur les proportions de frontière commune (par conséquent, des valeurs relatives et non absolues) et qu'il en fait la moyenne géométrique⁽⁵¹⁾.

$$C_{ij} = \sqrt{\frac{F_{ij}}{F_i} \cdot \frac{F_{ij}}{F_j}} = \frac{F_{ij}}{\sqrt{F_i F_j}} \quad (85)$$

où F_{ij} est la longueur de la frontière commune tandis que F_i et F_j sont les périmètres des zones i et j .

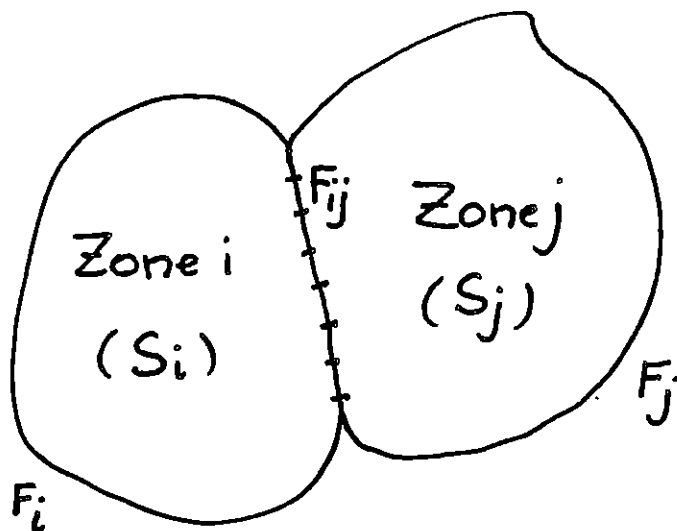


Figure 20 . Détermination de l'indice de contiguïté.

(51) La moyenne arithmétique a été testée mais avec moins de satisfaction (la moyenne géométrique est toujours inférieure à la moyenne arithmétique, ce qui a pour effet d'atténuer la forte variabilité de l'indice proposé).

Cet indice est symétrique parce qu'aucun support théorique d'ordre spatial ni aucune donnée empirique ne peuvent expliquer l'asymétrie des échanges par delà une frontière commune à deux zones. Enfin, pour tenir compte de la forme des zones i et j , F_i et F_j seront remplacés par la circonférence du cercle ayant même surface que chacune de ces zones, soit

$$2 \pi R_i = 2 \sqrt{\pi \cdot S_i} \quad (86)$$

et c_{ij} devient

$$c_{ij} = \frac{F_{ij}}{4 \sqrt{S_i \cdot S_j}} \quad \text{au facteur } \frac{1}{4\pi} \quad \text{près} \quad (87).$$

Au même titre que nous avons relevé les points faibles de la méthodologie précédente, il est important de remarquer que cette seconde approche se base exclusivement sur la contiguïté ou non entre zones. Ainsi, si deux zones sont proches sans être contiguës (exemple de Bruxelles et Nivelles, pour la Belgique), on pourra assister à une sous-estimation du courant de migration entre ces zones.

Sous quelle forme fonctionnelle introduire cet indice dans le modèle ? Plusieurs tests ont été réalisés à partir des écarts absolus et relatifs entre les courants observés pour les zones contiguës et la valeur estimée de ces courants à l'aide des valeurs des paramètres obtenues sur base des zones non contiguës.

Les formes suivantes ont été envisagées :

$$M_{ij} = k P_i P_j f(d_{ij}) \alpha^{c_{ij}} \quad (88a)$$

$$M_{ij} = k P_i P_j f(d_{ij}) d_{ij}^{\alpha^{c_{ij}}} \quad (88b)$$

$$M_{ij} = k P_i P_j f(d_{ij}) (1 + \alpha^{c_{ij}}) \quad (88c)$$

$$M_{ij} = k P_i P_j (f(d_{ij}) + \alpha c_{ij}) \quad (88d)$$

C'est finalement la forme (88c) qui a été retenue parce qu'elle minimisait la somme des carrés des écarts : pour la Belgique en 1975, cette somme des écarts vaut, sans prise en compte de la contiguïté, 255.474. Ce chiffre devient respectivement :

forme 88a : 230.564

forme 88b : 220.640

forme 88c : 214.871

forme 88d : 225.798

Etant donné la contrainte sur la somme des courants estimés, la valeur du paramètre α s'obtient directement comme suit :

$$\begin{aligned} \hat{M}_{ij} &= k P_i P_j f(d_{ij}) (1 + \alpha C_{ij}) \\ &= \hat{M}_{ij}^* (1 + \alpha C_{ij}) \\ \sum \hat{M}_{ij} &= \sum \hat{M}_{ij}^* (1 + \alpha C_{ij}) \\ \text{et } \alpha &= \frac{\sum (\hat{M}_{ij} - \hat{M}_{ij}^*)}{\sum \hat{M}_{ij}^* \cdot C_{ij}} \quad (89) \end{aligned}$$

où $\hat{M}_{ij}^*$ est le courant estimé sur base des zones non contiguës tandis que la somme ne porte que sur les couples de zones contiguës.

En résumé, dans cette dernière proposition, la démarche et les hypothèses suivantes sont faites :

- 1° Les courants de migration entre zones non contiguës sont estimés comme précédemment et suivant les mêmes hypothèses, k , a et b sont estimés définitivement sur base de ces courants non contigus.
- 2° Pour ce qui concerne les zones contiguës, les courants estimés sont augmentés d'une part directement proportionnelle à un indice de contiguïté.
- 3° Celui-ci correspond à la moyenne géométrique des proportions de frontière commune parce que les migrations supplémentaires sont supposées être proportionnelles à cette frontière commune.
- 4° Afin de prendre en compte la forme et le découpage du territoire, la frontière totale de chaque zone est remplacée par la circonférence du cercle ayant même surface que la zone. Ceci présuppose que plus la zone a une forme s'éloignant du cercle ou plus la frontière est découpée, et plus les migrations de courte distance au-dessus de la frontière seront nombreuses.
- 5° Somme toute, l'indice c_{ij} correspond à la longueur de frontière commune divisée par la moyenne géométrique des surfaces des zones, et le modèle devient :

$$\hat{M}_{ij} = k P_i P_j f(d_{ij}) \left[1 + \alpha c_{ij} \right] \quad (90)$$

$$\text{où } c_{ij} = \frac{F_{ij}}{\sqrt[4]{S_i S_j}}$$

6. Une famille de modèles

Quelles sont donc les différentes options qui ont été prises dans l'élaboration du modèle ?

1° A l'exemple du modèle gravitationnel dans sa forme première, le courant de migration est considéré comme étant proportionnel au produit $P_i \times P_j$ des populations de départ et de destination.

2° L'impact de la distance parcourue sur l'intensité du courant de migration se traduit par le choix de deux fonctions de dépendance $f(d_{ij})$:

$$f(d_{ij}) = d_{ij}^a \text{ (modèle a)}$$

$$f(d_{ij}) = e^{-bd_{ij}} \text{ (modèle b)}$$

3° L'estimation des paramètres du modèle se fait par ajustement curvilinéaire en utilisant les moindres carrés pondérés. Compte tenu des poids adoptés, cette méthode revient dans les faits à une minimisation du χ^2 sous la contrainte d'égalité entre les sommes des courants observés et estimés.

4° Le problème de la détermination de distances moyennes entre zones et celui de la contiguïté sont abordés en proposant une seconde alternative.

I. La distance moyenne est estimée sur base des distances minimales et maximales entre zones et en utilisant la fonction $f(d_{ij})$ de dépendance par rapport à la distance (modèle I).

II. Le modèle est tout d'abord estimé pour les zones non contiguës en utilisant la distance euclidienne entre les chefs-lieux de ces zones. Pour les courants entre zones contiguës, ceux-ci sont augmentés d'une proportion qui prend en compte à la fois la longueur de la frontière commune et la superficie des zones : distance, frontière commune et superficie caractérisant en quelque sorte la configuration spatiale des zones (modèle II).

En combinant ces deux alternatives, on obtient les 4 modèles suivants :

$$\begin{aligned}
 \text{I a} : \quad \hat{M}_{ij} &= k P_i P_j D_{ij}^a \\
 \text{II b} : \quad \hat{M}_{ij} &= k P_i P_j e^{bD_{ij}} \\
 \text{II a} : \quad \hat{M}_{ij} &= k P_i P_j d_{ij}^a (1 + \alpha c_{ij}) \\
 \text{II b} : \quad \hat{M}_{ij} &= k P_i P_j e^{bd_{ij}} (1 + \alpha c_{ij})
 \end{aligned} \tag{91}$$

où P_i et P_j sont les populations des zones i et j ;

d_{ij} est la distance entre chefs-lieux de i et j ;

D_{ij} est la distance moyenne de migration entre ces zones, $\int_{d_{\min}}^{d_{\max}} x \cdot f(x) \cdot dx / \int_{d_{\min}}^{d_{\max}} f(x) dx$;

c_{ij} , la longueur de frontière commune entre les zones i et j divisée par la racine quatrième du produit des surfaces de ces zones tandis que k, a, b et α sont les paramètres à estimer.

L'estimation finalement proposée sera la moyenne arithmétique de ces quatre estimations : il s'agira d'une estimation optimale au sens de plusieurs modèles. Ainsi écarte-t-on les difficultés aux courtes et longues distances dont il a été question plus haut lors du choix de la fonction de dépendance par rapport à la distance (la moyenne

arithmétique entre la forme exponentielle et celle de Pareto donne des estimations étroitement proches de celle de la forme Pareto-exponentielle suggérée par MORILL (1967) (voir figure 8). Par ailleurs, les deux approches proposées pour résoudre le problème du calcul de la distance moyenne : celle des distances minimales et maximales, celle de la contiguïté sont indépendantes. Ainsi, la moyenne proposée pourra être considérée comme la moins dépendante possible de telle ou telle méthode spécifique. Qui plus est, si une observation est supérieure à la valeur estimée, on pourra vérifier si elle l'est pour les quatre modèles particuliers et, dans ce cas, affirmer que le résidu est positif sur base d'une famille de modèles.

Les deux derniers chapitres présentent l'ensemble des résultats obtenus et suggèrent quelques méthodes d'analyse des résidus.

CHAPITRE 4. PRESENTATION DES RESULTATS

1. Les ajustements réalisés

Afin de tester son adéquation, la méthode proposée a été appliquée pour ajuster des données d'origines les plus diverses (tableau 5), qu'il s'agisse

- de la population concernée (belge, française, américaine ou bruxelloise) ;
- du type de mesure de la migration (migration en Belgique, migrant en France et aux U.S.A. ou dernier migrant à Bruxelles) ;
- de la période de référence (à partir de 1954 et 1955 en France et aux U.S.A. jusqu'en 1976 en Belgique) ;
- de la forme, du découpage et de la taille du territoire (des immenses états américains à la forme quasi rectangulaire, pour certains, aux minuscules communes de l'agglomération bruxelloise).

2. La qualité de l'ajustement

Lorsque les courants de migration ne sont pas "expliqués" par les populations et la distance, les courants estimés M_{ij} sont égaux à une constante A et la somme des carrés des résidus est donnée par

$$\sum \frac{1}{A} [M_{ij} - A]^2 \quad (92)$$

où A doit satisfaire à la contrainte suivante

$$\sum M_{ij} = \sum A = n(n - 1) A \quad (93),$$

ce qui donne

$$A = \frac{\sum M_{ij}}{n(n - 1)} \quad (94).$$

Tableau 5. Les divers ajustements réalisés.

N°	Code	Pays	Type de mesure	Période	Découpage	Nb. de zones
1	BEL65	Belgique	Migration	1965	Arrondissements	43(*)
2	BEL66	Belgique	Migration	1966	Arrondissements	
3	BEL67	Belgique	Migration	1967	Arrondissements	
4	BEL68	Belgique	Migration	1968	Arrondissements	
5	BEL69	Belgique	Migration	1969	Arrondissements	
6	BEL70	Belgique	Migration	1970	Arrondissements	43(*)
7	BEL71	Belgique	Migration	1971	Arrondissements	43
8	BEL72	Belgique	Migration	1972	Arrondissements	
9	BEL73	Belgique	Migration	1973	Arrondissements	
10	BEL74	Belgique	Migration	1974	Arrondissements	
11	BEL75	Belgique	Migration	1975	Arrondissements	
12	BEL76	Belgique	Migration	1976	Arrondissements	43
13	FRA62	France	Migrant	1954-1962	Régions	21(**)
14	FRA68	France	Migrant	1962-1968	Régions	
15	FRA75	France	Migrant	1968-1975	Régions	
16	USA60	U.S.A.	Migrant	1955-1960	Etats	49(***)
17	USA70	U.S.A.	Migrant	1965-1970	Etats	
18	BRU70	Bruxelles	Dernier migrant	1961-1970	Communes	19

(*) Pour les années 1965 à 1970, les six communes à facilité formant un arrondissement distinct ont été regroupées avec l'arrondissement de Hal-Vilvorde de façon à assurer la comparabilité des données.

(**) Non compris la Corse.

(***) Non compris l'Alaska et Hawaï mais y compris le district de Columbia (Washington).

et A est, par conséquent, la moyenne arithmétique des divers courants de migration qui sera noté $\bar{M}$.

$$\sum \frac{1}{\bar{M}} \left[M_{ij} - \bar{M} \right]^2 \quad (94)$$

La somme des carrés des résidus non "expliqués" par le modèle, vaut, quant à elle,

$$\sum \frac{1}{\hat{M}_{ij}} \left[M_{ij} - \hat{M}_{ij} \right]^2 \quad (95)$$

La part "expliquée", appelée coefficient de corrélation non linéaire est donc

$$R^2 = 1 - \frac{\sum \frac{1}{\hat{M}_{ij}} \left[M_{ij} - \hat{M}_{ij} \right]^2}{\sum \frac{1}{\bar{M}} \left[M_{ij} - \bar{M} \right]^2} \quad (96)$$

où n est le nombre de zones;

M_{ij} , le courant de migration observé de la zone i vers la zone j;

$\hat{M}_{ij}$, le même courant estimé par le modèle;

$\bar{M}$, le total des courants observés ou estimés divisé par le nombre de ces courants ce qui fournit le courant moyen observé ou estimé.

Ce coefficient mesure le degré de dépendance entre les courants de migration observés et les variables descriptives retenues quelle que soit la forme qui relie ces variables. Il n'est nullement comparable avec celui obtenu par les moindres carrés non pondérés, ni avec le coefficient de régression linéaire obtenu après linéarisation du modèle par passage au logarithme.

Le tableau 6 ci-après présente les valeurs prises par ce coefficient pour les différents ajustements réalisés et ce, aussi bien pour chacun des quatre modèles particuliers que pour le modèle global (et il est évident qu'il n'y a aucune relation simple, a priori entre la valeur de R^2 pour le modèle global et celles prises pour chaque modèle particulier).

Tableau 6. La qualité des ajustements. Valeurs prises par le coefficient de corrélation R^2 non linéaire pour les modèles suivants :

O_a : Modèle simple $\hat{M}_{ij} = k P_i P_j d_{ij}^a$

O_b : Modèle simple $\hat{M}_{ij} = k P_i P_j e^{bd_{ij}}$

I_a : Modèle Pareto avec distances minimales et maximales

I_b : Modèle exponentiel avec distances minimales et maximales

II_a : Modèle Pareto avec contiguïté

II_b : Modèle Exponentiel avec contiguïté

III : Modèle global = Moyenne arithmétique de I_a , I_b , II_a et II_b .

Codes	O_a	O_b	I_a	I_b	II_a	II_b	III
	Modèles simples		Dmin-Dmax		Contiguïté		Global
BEL 64							
65	0,909	0,886	<u>0,939</u>	0,893	0,935	0,927	0,939
66	0,897	0,874	<u>0,935</u>	0,891	0,928	0,920	0,935
67	0,896	0,876	<u>0,934</u>	0,893	0,929	0,922	0,936
68	0,908	0,885	<u>0,938</u>	0,894	0,934	0,926	0,938
69	0,913	0,890	<u>0,943</u>	0,899	0,937	0,927	0,942
70	0,915	0,892	<u>0,943</u>	0,901	0,939	0,928	0,943
71	0,908	0,885	<u>0,940</u>	0,895	0,934	0,922	0,938
72	0,906	0,882	<u>0,938</u>	0,890	0,932	0,918	0,936
73	0,904	0,880	<u>0,936</u>	0,888	0,929	0,915	0,934
74	0,914	0,891	<u>0,942</u>	0,897	0,937	0,923	0,940
75	0,911	0,884	<u>0,941</u>	0,890	0,935	0,919	0,939
76	0,915	0,890	<u>0,942</u>	0,895	0,936	0,920	0,939
FRA 62	0,844	0,832	0,857	0,826	<u>0,863</u>	0,861	<u>0,868</u>
68	0,852	0,832	0,867	0,832	<u>0,884</u>	0,883	0,882
75	0,860	0,843	0,872	0,840	<u>0,892</u>	0,889	<u>0,892</u>
USA 60	0,638	0,577	0,666	0,586	<u>0,716</u>	0,711	0,703
70	0,707	0,650	0,734	0,657	<u>0,770</u>	0,765	0,759
BRU 70	0,759	0,755	<u>0,859</u>	0,788	0,809	0,805	0,847
Moyenne	0,799	0,772	0,841	0,784	0,840	0,836	<u>0,851</u>

De façon générale, on observe que :

1° Le procédé d'estimation mis en oeuvre pour prendre en compte le problème des courtes distances et la détermination de distances moyennes de migration améliore dans tous les cas l'ajustement du modèle aux données observées. En passant du modèle initial (O_a et O_b) au modèle global (III), on réduit la part non expliquée ou la somme des carrés des résidus respectivement de 31 et 42 %. Cette amélioration est d'autant plus importante que le territoire est de petite taille et que le nombre de zones est élevé comme le montre le tableau 7.

Tableau 7. Réduction de la part non expliquée par le modèle (ou de la somme des carrés des résidus) des modèles simples (O_a et O_b) au modèle global (III) (valeurs moyennes par pays).

Pays	R^2			Réduction de $(1-R^2)$	
	O_a	O_b	III	$(O_a \rightarrow III)$	$(O_b \rightarrow III)$
Belgique	0,908	0,885	0,938	33 %	46 %
France	0,856	0,837	0,887	22 %	31 %
U.S.A.	0,672	0,613	0,731	18 %	30 %
Bruxelles	0,759	0,755	0,847	37 %	38 %
Ensemble	0,799	0,772	0,851	26 %	35 %

2° Le modèle Pareto (a) est supérieur au modèle exponentiel (b) dans tous les cas. Néanmoins, cette supériorité tend à se réduire lorsque le nombre de zones diminue ou que leur superficie augmente. Ce fait est également observé par STILLWELL (1977) sur base des 44 comtés et des 10 régions de Grande-Bretagne.

Tableau 8. Comparaison des modèles Pareto et exponentiel : réduction de la somme des carrés des résidus entre le modèle de Pareto et Exponentiel (valeurs moyennes par pays).

Pays	Modèle Pareto (O_a, I_a, II_a) R^2	Modèle Exponentiel (O_b, I_b, II_b) R^2	Réduction du Pareto par rapport à l'exponentiel
Belgique	0,927	0,900	27 %
France	0,871	0,853	12 %
U.S.A.	0,705	0,658	14 %
Bruxelles	0,809	0,783	12 %
Grande-Bretagne (1965-1966) (STILWELL, 1977)			
44 comtés	0,892	0,786	50 %
10 régions	0,896	0,883	11 %

3° Dans l'ensemble, le modèle "contiguïté" (II) est plus satisfaisant que le modèle basé sur les distances minimales et maximales (I) (tableau 9).

Tableau 9. Comparaison des modèles contiguïté (II) et distances minimales et maximales (I) : réduction de la somme des carrés des résidus entre le modèle dmin-dmax et le modèle contiguïté (valeurs moyennes par pays).

Pays	Modèle contiguïté II	Modèle dmin dmax I	Réduction
Belgique	0,928	0,917	+ 13 %
France	0,887	0,853	+ 23 %
U.S.A.	0,740	0,661	+ 23 %
Bruxelles	0,824	0,807	- 10 %

Pour STILLWELL, sur base de la forme de Pareto, les valeurs de R^2 sont respectivement de 0,892 et 0,951 sur base des 44 comtés et de 0,896 et 0,972 pour les 10 régions. On s'en rend compte, le modèle contiguïté est d'autant plus satisfaisant que les zones de base sont étendues (U.S.A., France et Régions de Grande-Bretagne). Il est moins adéquat que le modèle dmin-dmax pour les 19 communes bruxelloises.

- 4° Néanmoins, un étroit parallélisme apparaît entre les 2 modèles de contiguïté (II_a et II_b), la proximité des deux coefficients de corrélation non linéaire est notamment observée dans le cas de la France, de Bruxelles et des U.S.A. où soit le nombre de zones est petit ou soit les zones sont étendues. En fait, dans ces deux cas, la distance n'explique guère les courants de migration entre zones non contiguës et les deux formes donnent des résultats voisins.
- 5° A l'inverse, pour ce qui est des modèles dmin-dmax, les différences sont nettes; ceci était attendu puisque les distances moyennes utilisées sont calculées différemment et sont largement distinctes (tableau 4). Dans tous les cas, le modèle Pareto (I_a) l'emporte sur la forme exponentielle (I_b), le premier étant, à l'exception de la France, le meilleur modèle, le second étant à coup sûr le moins bon. Sachant cela, on aurait pu supprimer définitivement le modèle I_b de la famille de modèles mais ceci se serait traduit par un déséquilibre, la forme de Pareto ayant, dans ce cas, un poids double par rapport à la forme exponentielle.
- 6° Le modèle global III fournit un coefficient de corrélation non linéaire du même ordre de grandeur que le modèle particulier le plus adéquat, que celui-ci soit le Pareto dmin-dmax (Belgique et Bruxelles) ou le Pareto Contiguïté (France et U.S.A.).

7° Enfin, le niveau d'explication du modèle semble varier avec le nombre de zones ou l'étendue moyenne de celle-ci (Tableau 10).

Tableau 10. Niveau d'explication du modèle en fonction du nombre de zones et de leur étendue moyenne (valeurs moyennes de R^2 par pays).

1. Bruxelles	19 communes	$R^2 = 0,847$
2. France	21 régions	$R^2 = 0,887$
3. Belgique	43 arrondissements	$R^2 = 0,938$
4. U.S.A.	49 états	$R^2 = 0,703$

Afin de préciser cette dépendance éventuelle, nous avons mené un test sur base des données belges de 1975 avec le meilleur modèle particulier, le Pareto dmin-dmax (I_a); c'est d'ailleurs le mieux approprié à ce type de démarche puisqu'il ne nécessite pas un recalcul des distances lorsqu'on regroupe plusieurs zones (la distance minimale entre deux groupes de zones est le minimum des distances minimales entre chaque paire de zones et de même la distance maximale est le maximum des distances maximales). Dans le tableau 11, plusieurs découpages sont proposés pour l'ensemble du territoire belge : 43 arrondissements, 22, 15 ou 9 régions. Pour les trois derniers cas, cinq découpages différents ont été effectués de façon aléatoire et une mesure de la variance a pu être obtenue.

Tableau 11. Niveau d'explication du modèle I_a en fonction du nombre de zones pour un territoire donné (Belgique, 1975).

Nombre de zones	Niveau d'explication R^2 (moyenne et écart type)
43	0,941
22	$0,914 \pm 0,006$
15	$0,885 \pm 0,011$
9	$0,852 \pm 0,026$

Ainsi le niveau d'explication du modèle diminue fortement avec le nombre de zones. Mais, pour les données du tableau 10, le nombre de zones variait certes, mais également l'étendue moyenne de ces zones. A l'aide des mêmes données on remarque que, pour un nombre déterminé de 9 régions regroupant, de façon aléatoire, respectivement 9, 18, 27 et 43 zones de base contigües (arrondissements), la valeur du coefficient de régression R^2 diminue si la taille de ces 9 régions de collecte augmente (tableau 12).

Tableau 12. Niveau d'explication du modèle I_a en fonction de l'étendue moyenne des zones pour un nombre fixe de 9 régions de collecte (Belgique, 1975).

9 zones de base composées de	Etendue moyenne	Niveau d'explication R^2 (valeurs moyennes et écart-type)
43 arrondissements	330 Km ²	0,852 $\pm$ 0,026
27 arrondissements	210 Km ²	0,831 $\pm$ 0,032
18 arrondissements	140 Km ²	0,806 $\pm$ 0,024
9 arrondissements	70 Km ²	0,805 $\pm$ 0,033

Ainsi le niveau d'explication du modèle proposé est avant tout fortement influencé par le découpage du territoire : tout d'abord, il s'accroît sensiblement avec le nombre de zones et, par ailleurs, à nombre de zones égal, une plus grande étendue favorise le coefficient de régression non linéaire. Le niveau d'explication obtenu à partir des données américaines ne vérifie pas ces tendances mais il est fort probable que le comportement américain en matière de mobilité interne ne puisse être facilement décrit par un modèle spatial (il suffit pour s'en rendre compte de considérer les importants courants de migrants entre le nord-est, d'une part, et la Floride ou la Californie, de l'autre).

3. Les valeurs estimées des paramètres

C'est essentiellement les valeurs prises par les paramètres a et b relatif à la distance qui retiendront l'attention ; celles des paramètres K et α dépendent des valeurs de a et b puisqu'elles sont liées par les contraintes (71) et (89). Comme le montrent les données du tableau 13, une faible variation de l'exposant a se traduit par de fortes variations du paramètre K_a . Ainsi, le paramètre K_a ne permettrait de comparer l'intensité de la mobilité spatiale que pour une même population, spatialement répartie selon un découpage fixe et caractérisée par des valeurs identiques de a et α_a .

Tableau 13. Valeurs prises par le paramètre K_a pour différentes valeurs de a (modèle O_a , Belgique, 1975).

a	k_a
0,00	0,205 10^{-8}
- 0,35	0,880 10^{-8}
- 0,70	0,361 10^{-7}
- 1,05	0,142 10^{-6}
- 1,40	0,530 10^{-6}
- 1,50	0,766 10^{-6}
- 1,52	0,825 10^{-6}

Le tableau 14 fournit les différentes estimations des paramètres a , b , α_a et α_b pour les différents modèles et l'ensemble des données étudiées.

Tableau 14. Valeurs estimées des paramètres a , b , α_a et α_b .

Données	MODELE							
	O_a	I_a	II_a		O_b	I_b	II_b	
	a	a	a	α_a	b	b	b	α_b
BEL 65	-1,44	-1,30	-1,07	0,32	-0,024	-0,024	-0,014	11,99
66	-1,38	-1,30	-1,00	0,45	-0,023	-0,025	-0,013	13,06
67	-1,35	-1,29	-0,92	0,63	-0,023	-0,025	-0,012	13,85
68	-1,46	-1,31	-1,09	0,30	-0,025	-0,025	-0,014	11,97
69	-1,47	-1,32	-1,17	0,21	-0,025	-0,025	-0,015	10,94
70	-1,49	-1,33	-1,18	0,21	-0,025	-0,026	-0,015	11,36
71	-1,48	-1,33	-1,21	0,19	-0,025	-0,026	-0,016	10,95
72	-1,50	-1,34	-1,29	0,17	-0,025	-0,025	-0,016	11,01
73	-1,53	-1,36	-1,29	0,14	-0,026	-0,026	-0,017	10,98
74	-1,53	-1,36	-1,30	0,14	-0,026	-0,026	-0,017	10,93
75	-1,52	-1,36	-1,28	0,16	-0,024	-0,023	-0,016	12,26
76	-1,57	-1,37	-1,34	0,12	-0,026	-0,026	-0,018	10,94
FRA 62	-0,96	-0,80	-0,57	0,37	-0,0030	-0,0029	-0,0012	8,77
68	-0,86	-0,77	-0,32	1,67	-0,0027	-0,0027	-0,0007	7,57
75	-0,77	-0,71	-0,18	3,68	-0,0023	-0,0024	-0,0004	11,98
USA 60	-0,61	-0,71	-0,27	0,50	-0,00050	-0,00052	-0,00016	2,94
70	-0,64	-0,73	-0,34	0,26	-0,00053	-0,00061	-0,00021	2,44
BRU 70	-1,06	-1,23	-0,70	0,419	-0,286	-0,311	-0,140	0,685

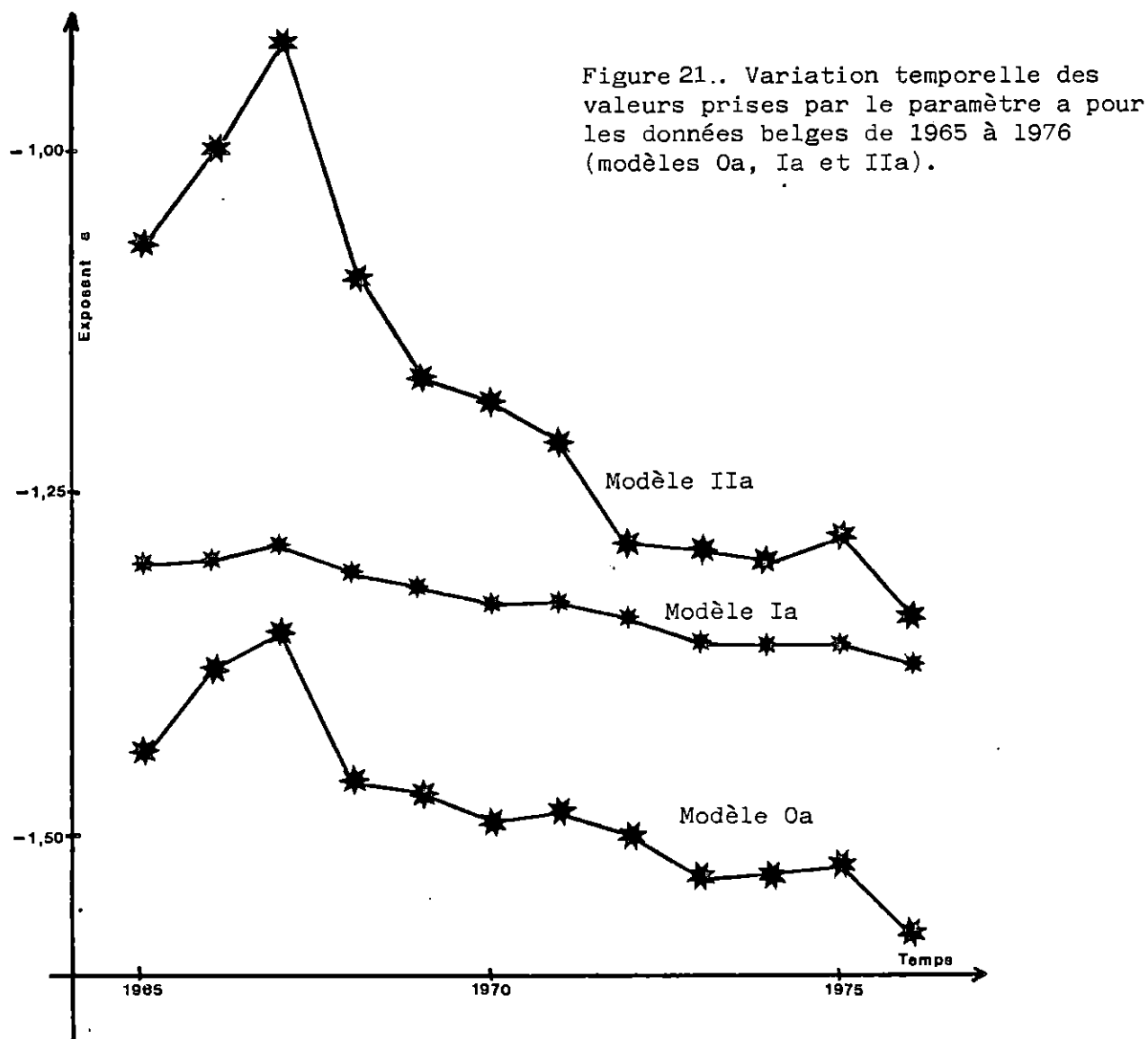
1° Observons tout d'abord la faible variation temporelle des valeurs de $a^{(52)}$ (de - 1,35 à - 1,57, pour la Belgique, de 1965 à 1976, modèle O_a) comparativement à la variation spatiale de ce paramètre entre les différents pays étudiés : la variabilité du comportement ne peut expliquer d'aussi grandes différences spatiales, l'impact du découpage du territoire est clair.

(52) Ces commentaires sont relatifs aux valeurs prises par l'exposant a , des propos quasi similaires pourraient être tenus au sujet de b .

2° La figure 21 compare l'évolution temporelle des diverses valeurs de a pour chacun des modèles appliqués aux données belges de 1965 à 1976. La covariance des chroniques est certaine mais deux autres éléments sont à retenir :

a) les valeurs de a sont les plus négatives pour le modèle O_a tandis qu'en ne prenant en considération que les zones non contiguës (IIa), cet exposant est le moins négatif.

b) la variabilité temporelle de l'exposant est très faible pour le modèle I_a (de -1,29 à -1,37, pour les données belges); elle est nettement plus forte pour le modèle II_a (de -0,92 à -1,34, pour les mêmes données).



3° On peut se demander, par ailleurs, si la valeur de l'exposant a dépend du découpage et de l'étendue du territoire considéré. Les données du tableau 14 semblent l'indiquer si, évidemment, on suppose que le comportement migratoire est semblable dans les différents cas. Ainsi, à nombre de zones égal (France et Bruxelles, d'une part, Belgique et U.S.A., de l'autre), l'exposant a est plus négatif si la superficie moyenne des zones ou la superficie totale du territoire est moins élevée. Pour les données belges de 1975, on a procédé à une série de tests à l'aide du modèle I_a , le seul qui, rappelons-le, permette une manipulation aisée. On peut montrer de la sorte que :

- a) Pour un territoire donné, la valeur de a diminue lorsque le nombre de zones de collecte diminue et que, par conséquent le découpage du territoire est moins poussé (Tableau 15 et figure 22).

Tableau 15. Variation de l'exposant a en fonction du nombre de zones pour un territoire fixé (Belgique, 1975 - il s'agit, à chaque fois, de valeurs moyennes et d'écarts-type calculés à partir de 5 regroupements aléatoires d'arrondissements contigus.)

43 zones	- 1,34
22 zones	- 1,29 $\pm$ 0,04
15 zones	- 1,20 $\pm$ 0,02
9 zones	- 1,14 $\pm$ 0,06

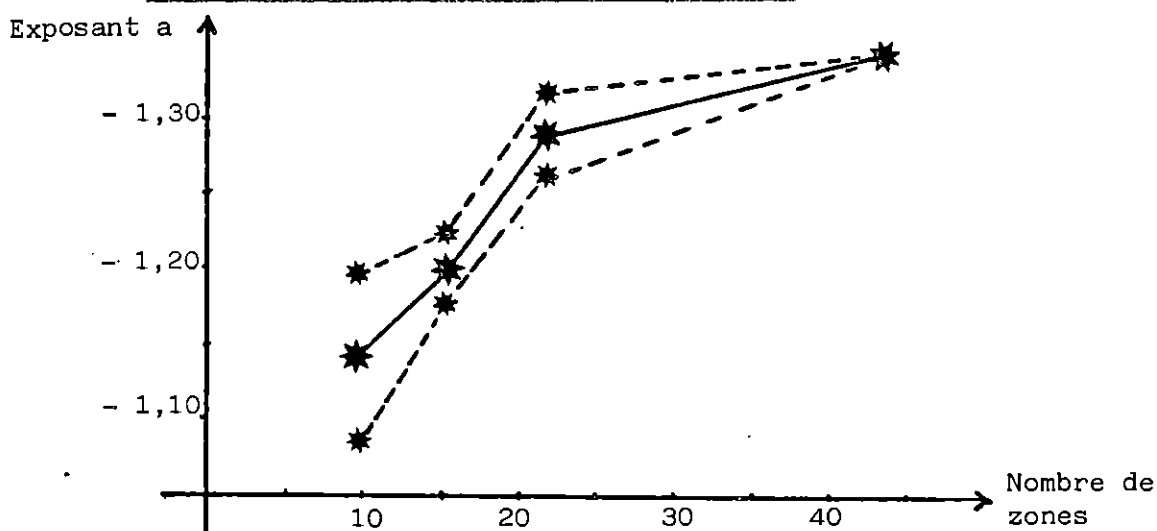


Figure 22. Variation de la valeur prise par l'exposant a en fonction du nombre de zones pour un territoire donné (Modèle I_a - BELGIQUE 1975).

- b) Pour un nombre donné de zones (9, dans l'exemple retenu), composées de façon aléatoire à partir d'un ou plusieurs arrondissements contigus, a diminue si la superficie moyenne des zones ainsi formées augmente (tableau 16 et figure 23).

Tableau 16. Variation de l'exposant a en fonction de la superficie moyenne des 9 zones constituées de façon aléatoire (Belgique, 1975 - moyennes et écarts-type).

Découpage en 9 zones composées de	9 arr.	- 1,55	$\pm 0,17$
	18 arr.	- 1,42	$\pm 0,06$
	27 arr.	- 1,31	$\pm 0,16$
	43 arr.	- 1,14	$\pm 0,06$

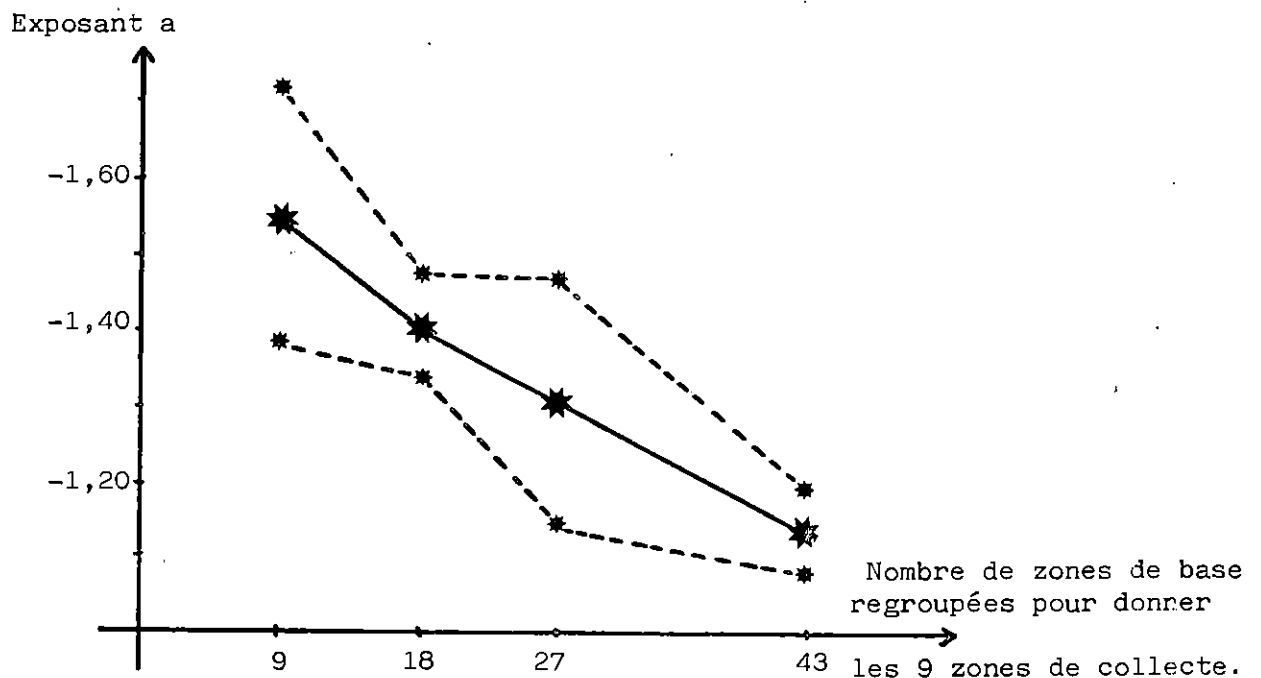


Figure 23. Variation de la valeur prise par l'exposant a en fonction de la superficie moyenne des zones de collecte ou du nombre de zones de base ayant été regroupées pour constituer les zones de collecte et ce pour un nombre déterminé de 9 zones de collecte (Modèle Ia BELGIQUE 1975).

- c) Pour une zone de base de superficie moyenne constante, le nombre de zones ou, par conséquent, la superficie totale de territoire, influence la valeur de l'exposant a : si la superficie augmente, a diminue (tableau 17 et figure 24).

Tableau 17. Variation de l'exposant a en fonction de la taille du territoire, pour des zones de taille constante (Belgique, 1975 - moyennes et écarts-type).

9 zones	1,55	$\pm 0,17$
18 zones	1,42	$+ 0,14$
27 zones	1,39	$\pm 0,04$
43 zones	1,34	-

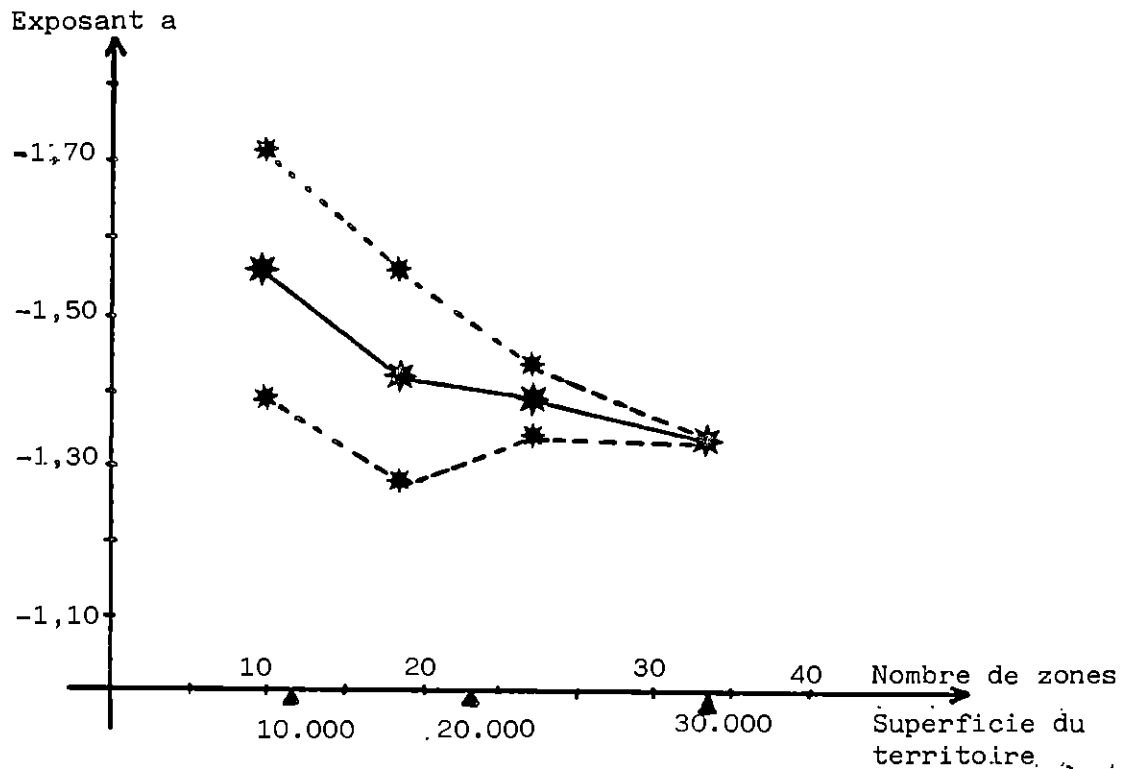


Figure 24. Variation de la valeur prise par l'exposant a en fonction du nombre de zones ou de la superficie totale du territoire considéré pour une zone de base de superficie constante (Modèle Ia BELGIQUE 1975).

Par conséquent, et plus encore qu'au stade de l'interprétation de R^2 , la valeur prise par le paramètre a dépend :

- 1°) de la méthode d'estimation;
- 2°) de la répartition spatiale de la population;
- 3°) de la taille du territoire;
- 4°) du nombre de zones de base utilisées pour la collecte des données.

Dès lors, la comparaison des valeurs de a ne pourra se faire qu'au sein d'une même population et sur base du même découpage du territoire (par exemple, en Belgique, de 1965 à 1976). Pour comparer une valeur de a entre deux populations distinctes, on pourra, par exemple, en négligeant l'impact de la répartition spatiale, utiliser une méthode de standardisation qui donnerait les valeurs de a pour un même nombre de zones et une même étendue du territoire⁽⁵³⁾.

4. Une étude de sensibilité

Par ailleurs, on peut se demander quelles sont les répercussions des différents choix qui ont été faits au cours de ce travail sur les valeurs des paramètres que nous venons de présenter. Parmi les différentes options qui ont été prises, à quatre reprises nous avons effectué un choix en toute objectivité. Néanmoins il n'est pas inintéressant d'examiner ce qu'auraient été les résultats si ces choix avaient été autres. Voici les quatre points critiques avec l'option retenue ainsi que d'autres possibilités alternatives.

(53) Pour ce faire, on se baserait sur l'équation suivante exprimant la dépendance entre la valeur de a et celles de n , nombre de zones, et de S , superficie totale :

$$\hat{a} = -1,55 - 0,0049 n + 0,000015 S \quad (R^2 = 0,598).$$

- a) Dans l'ensemble du travail, on se base sur le fait que la fiabilité des courants de migration est proportionnelle à leur racine carrée. Ceci se traduit par la minimisation du χ^2 et par ailleurs, ce choix est déterminant dans le calcul des indices d'attraction-répulsion et dans le procédé de régionalisation. Certes, l'exposant 0,5 est attirant puisqu'il coïncide avec le χ^2 , mais que donneraient des exposants égaux à 0,4 ou 0,6 ?
- b) Dans la méthode (I) calculant des distances moyennes de migration, il est fait usage d'une distance minimale non nulle dans le cas de la forme de Pareto (I_a). Cette distance minimale a été choisie en fonction de la distance moyenne entre deux centres de peuplement. Ainsi, dans le cas de la Belgique, on a choisi 2 kilomètres mais qu'auraient donné des valeurs de d_{min} égales à 1 ou 3 kilomètres ?
- c) Dans la méthode II, le calcul des distances se base sur les chef-lieux. Quels résultats auraient donné les centres de masse, par exemple ?
- d) Dans cette même méthode, il a été fait choix d'un indice de contiguïté. Dans quelle mesure le choix d'un autre indice, par exemple $C_{ij} = 1$ si les zones sont contiguës et 0, dans le cas contraire, aurait-il modifié les résultats du travail ?

Les données de la Belgique en 1975 serviront de référence, l'annexe II présente successivement les courants observés, les courants estimés par l'ensemble des modèles, les valeurs des indices d'attraction-répulsion et les schémas agrégatifs dans chacun des cas suggérés ci-dessus. Le tableau 18 ci-après compare les valeurs des paramètres dans les différents cas. L'ensemble de ces chiffres renforce les conclusions auxquelles nous étions arrivés précédemment : les valeurs prises par les différents paramètres sont très sensibles à la méthode employée et aux divers choix effectués au cours de notre démarche. Aussi, tout raisonnement qui se baserait sur l'interprétation ou la comparaison spatio-temporelle des paramètres devra se faire avec prudence.

Tableau 18. Etude de la sensibilité de la méthode : valeurs des principaux paramètres pour un ensemble de choix alternatifs (Belgique, 1975).

Para- mètres	Cas retenu	Choix a		Choix b		Choix c	Choix d
choix {	exposant : 0,5	0,4	0,6	-	-	-	-
	dmin : 2	-	-	1	3	-	-
	distance : ch.	-	-	-	-	centre masse	-
	lieu	-	-	-	-	-	-
	c_{ij} : variable	-	-	-	-	-	1 ou 0
a (I_a)	- 1,36	<u>-1,40</u>	<u>-1,30</u>	<u>-1,25</u>	<u>-1,44</u>	- 1,36	- 1,36
a (II_a)	- 1,28	<u>-1,59</u>	<u>-1,03</u>	-1,28	-1,28	- <u>1,45</u>	- 1,28
b (I_b)	-0,024	<u>-0,019</u>	<u>-0,024</u>	-0,024	-0,024	- 0,024	- 0,024
b (II_b)	-0,016	<u>-0,021</u>	<u>-0,012</u>	-0,016	-0,016	- <u>0,017</u>	- 0,016
k (II_a)	0,156	<u>0,037</u>	<u>0,481</u>	0,156	0,156	<u>0,066</u>	<u>0,030</u>
k (II_b)	12,26	<u>8,37</u>	<u>16,79</u>	12,26	12,26	<u>10,58</u>	<u>2,36</u>
$R^2(I_a)$	0,941	<u>0,835</u>	<u>0,976</u>	0,941	0,941	0,941	0,941
$R^2(I_b)$	0,889	<u>0,710</u>	<u>0,953</u>	0,889	0,889	0,889	0,889
$R^2(II_a)$	0,935	<u>0,828</u>	<u>0,972</u>	0,935	0,935	0,935	<u>0,933</u>
$R^2(II_b)$	0,919	<u>0,786</u>	<u>0,967</u>	0,919	0,919	0,919	<u>0,916</u>
$R^2(III)$	0,939	<u>0,830</u>	<u>0,976</u>	0,939	0,939	0,939	<u>0,935</u>

CHAPITRE 5. ANALYSE DES RESIDUS

1. Quels résidus ?

On vient de s'en rendre compte, les enseignements apportés par les valeurs des paramètres sont limités. Aussi l'examen des résidus par rapport au modèle constitue-t-il une phase essentielle de cette approche. Les résidus sont, par définition, les différences, considérées avec leur signe, entre les valeurs observées et estimées de la variable indépendante. Soit

$$X_{ij} = (M_{ij} - \hat{M}_{ij}) \quad (98).$$

Mais, l'utilisation de la méthode des moindres carrés ayant fait l'objet d'une pondération, les résidus à prendre en considération sont, par conséquent, dans notre cas :

$$X_{ij} = \frac{(M_{ij} - \hat{M}_{ij})}{\sqrt{\hat{M}_{ij}}} \quad (99).$$

De la sorte, on vérifie que la méthode utilisée minimise bien la somme des carrés de ces résidus.

2. Une matrice de résidus

Ainsi, à la matrice des courants de migration interne observés se substitue celle des résidus ou écarts (pondérés) entre l'observation et l'estimation par le modèle global. On sait déjà⁽⁵⁴⁾ que ces résidus

(54) Voyez p. 85

ne sont corrélés avec aucune des variables qu'elles soient indépendante (M_{ij}) ou dépendantes (P_i , P_j , d_{ij}) et l'on vérifiera à l'aide de la figure (25) (les résidus relatifs aux courants de migration entre zones contiguës (France, 1968-1975)) que les résidus du modèle initial (O_a) sont bien souvent positifs (64 cas sur 82, soit 78 %), tandis que le modèle global (III) réduit ces résidus trois fois sur quatre (61 sur 82) pour obtenir 52 résidus positifs sur 82 courants entre zones contiguës (soit 63 %).

Par ailleurs, on observe une très grande corrélation entre les résidus par rapport à chaque modèle particulier comme le laissent apparaître les chiffres du tableau 19 relatif à un échantillon de courants de migration (Belgique, 1975).

Tableau 19 . Comparaison des valeurs des résidus pour les différents modèles utilisés (échantillon de courants de migration, Belgique, 1975).

Courants de migration	Modèles						
	O_a	O_b	I_a	I_b	II_a	II_b	III
Anvers Malines	-24	6	-13	16	-30	-23	-15
Nivelles Louvain	- 7	- 7	-15	- 6	-20	-22	-17
Mons Thuin	4	5	- 1	7	3	4	3
Hasselt Tongres	46	56	30	56	20	18	28
Neufchâteau Marche	33	31	20	28	25	24	24
Mouscron Audenarde	- 4	- 5	- 4	- 5	- 3	- 2	- 4
Alôst St Nicolas	- 9	-10	- 4	- 8	- 4	- 2	- 5
Bruxelles Namur	34	24	46	23	53	52	41
Termonde Courtrai	- 7	- 9	- 6	- 9	- 5	- 5	- 6
Furnes Gand	7	14	16	8	12	12	12
Bruges Ath	- 5	- 5	- 4	- 5	- 4	- 4	- 4
Namur Audenarde	- 4	- 5	- 3	- 5	- 4	- 4	- 4
Charleroi Bastogne	1	1	2	0	2	2	2
Ostende Mons	0	0	1	0	1	1	1
Gand Dinant	- 2	- 1	0	0	- 1	- 1	0
Tielt Maaseik	- 2	- 1	- 2	- 2	- 2	- 1	- 2
Ypres Huy	- 2	- 1	- 2	- 1	- 2	- 1	- 1
Roulers Marche	- 1	- 1	- 1	- 1	- 1	- 1	- 1
Eeklo Virton	- 1	0	- 1	0	- 1	- 1	- 1
Furnes Arlon	23	72	27	104	24	44	33

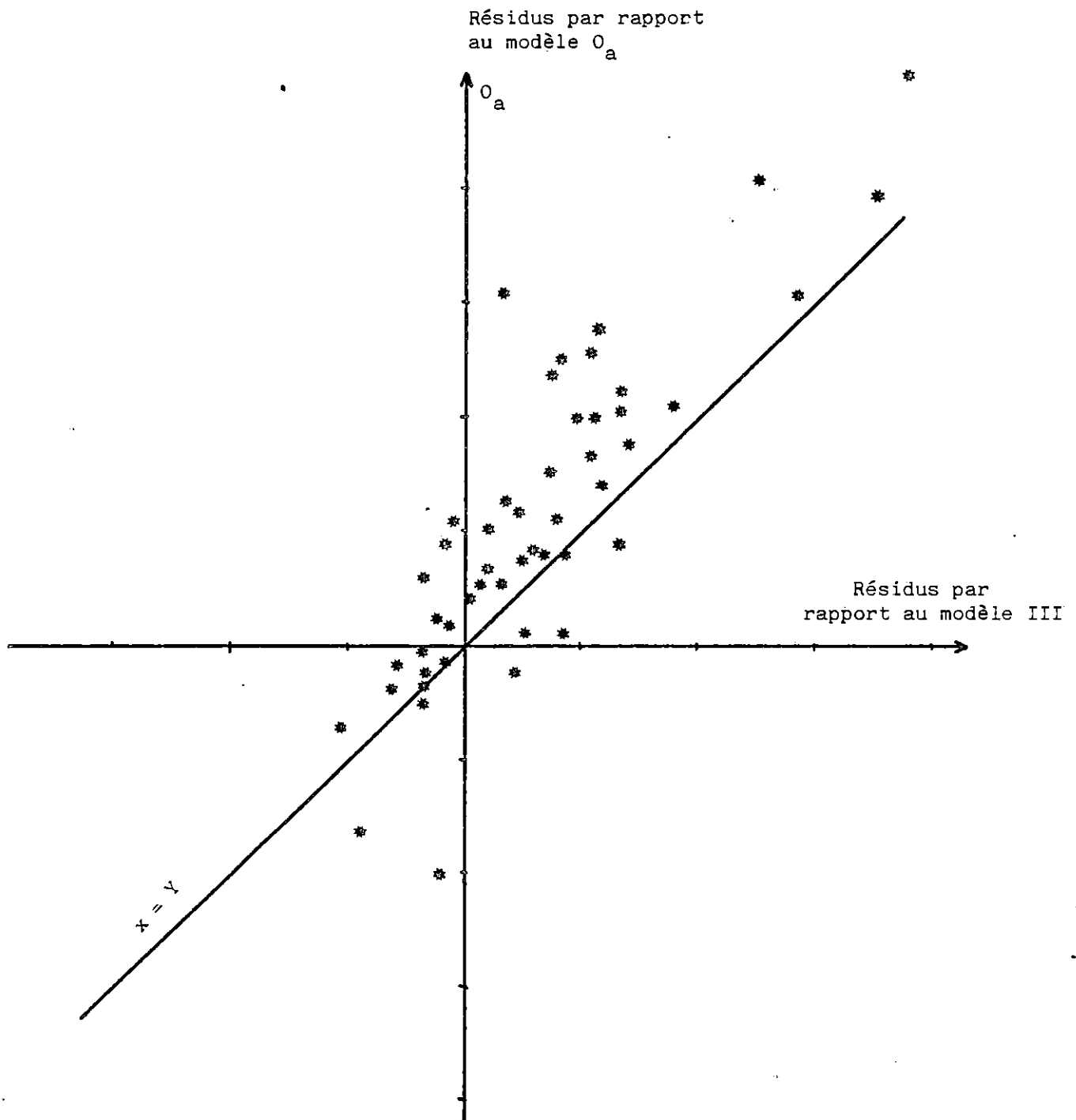


Figure 25. Comparaison des valeurs prises par les résidus par rapport aux modèles 0a et III pour les courants de migration entre paires de zones contiguës. On y observe une majorité de points situés au-dessus de la droite représentant l'égalité entre les résidus par rapport aux deux modèles (FRANCE 1975).

Dès lors, l'interprétation des résidus est aisée : le signe indique si l'observation est supérieure ou inférieure à la valeur prévue par le modèle, la valeur absolue du résidu donne l'importance de cet écart. Mais nous sommes en possession d'un atout indéniable : savoir qu'un résidu est positif est un fait; mais vérifier en outre que ce résidu est positif pour chacun des quatre modèles particuliers, voilà qui renforce singulièrement la première affirmation.

Ainsi la méthode suggérée donne une valeur résiduelle par rapport à un modèle global et permet de vérifier la fiabilité de cette information en observant, par exemple, s'il y a corrélation entre les résidus par rapport aux 4 modèles. Lorsque le résidu présente des valeurs divergentes selon les modèles, il conviendra, tout d'abord de vérifier si cela n'est pas dû à une faiblesse prévue pour telle ou telle approche. Dans ce cas, le résidu incriminé sera sans signification. Si enfin les résidus ne concordent guère sans que l'on puisse expliquer valablement le fait, - le cas est peu probable -, le courant estimé sera à considérer avec les réserves nécessaires.

A titre d'exemple, la figure 26 démontre la corrélation entre deux séries des résidus, ceux par rapport au modèle exponentiel-contiguïté (II b) et ceux par rapport au modèle Pareto avec distances minimales et maximales (I_a), dans le cas de Bruxelles (1961-1970).

3. Indices d'attraction et de répulsion des zones

Plusieurs auteurs ont suggéré des indices d'attraction et de répulsion calculés à partir des statistiques relatives aux courants de migration interne.

Ainsi, THOMLINSON (1961) introduit la notion de force d'attraction calculée de la façon suivante :

$$F = I_I - I_O + 2 I_N \quad (100)$$

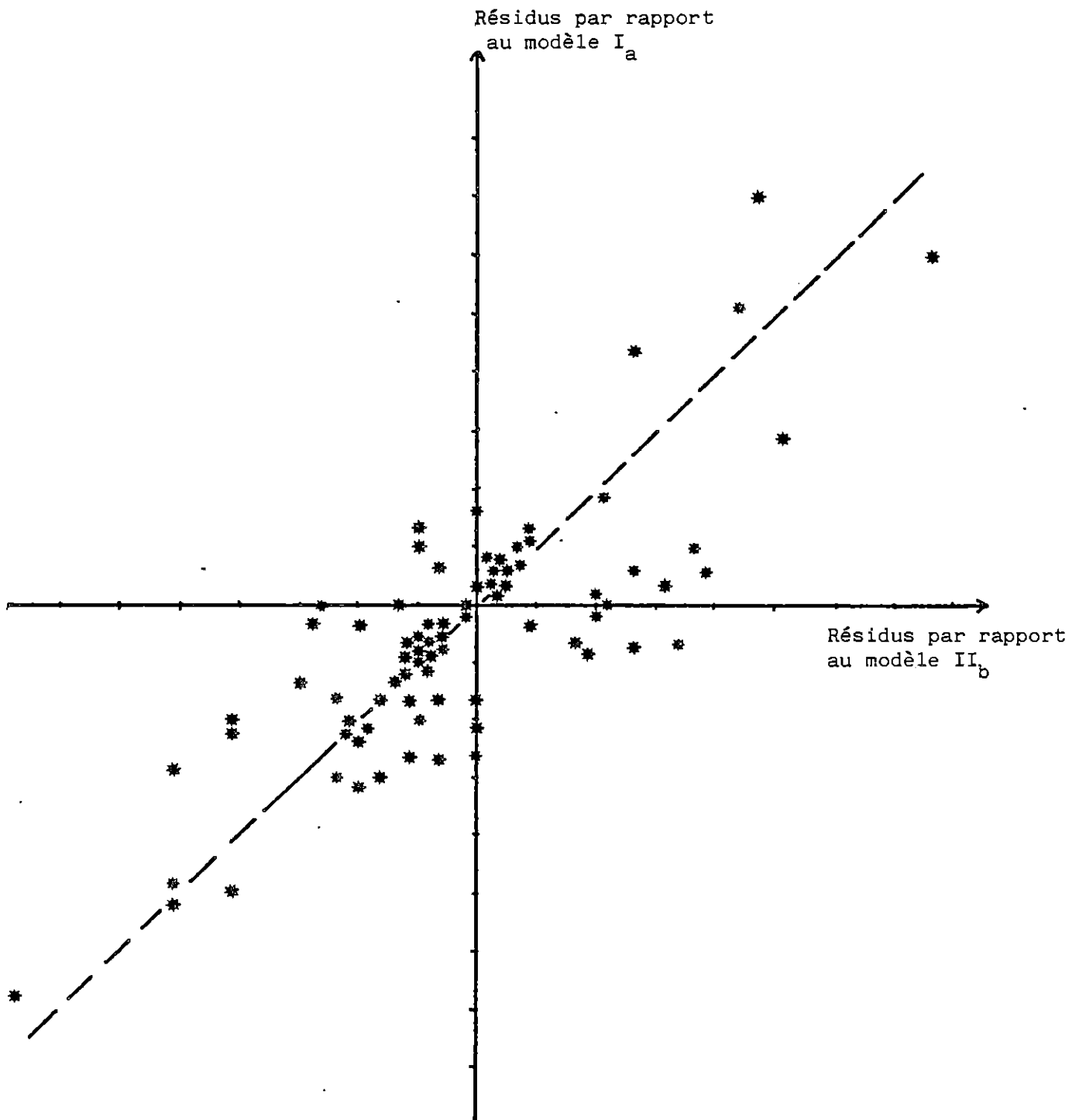


Figure 26 . Corrélation entre les deux séries de résidus correspondants au modèle Pareto dmin-dmax (I_a) et au modèle exponentiel avec contiguïté (II_b) (BRUXELLES 1970).

où - I_I est un indice d'immigration dans la zone (le rapport entre les immigrants observés et estimés multiplié par 100) ;

- I_O est un indice identique pour l'émigration de la zone ;

- I_N est un indice de migration nette égale au rapport de la différence entre les courants nets observés et estimés et le courant total estimé, le tout multiplié par 100.

Ceci donne, dans les notations courantes :

$$I_I = \frac{M_{.i}}{\hat{M}_{.i}} \cdot 100 \quad (101),$$

$$I_O = \frac{M_{i.}}{\hat{M}_{i.}} \cdot 100 \quad (102),$$

$$I_N = \frac{(M_{.i} - \hat{M}_{.i}) - (\hat{M}_{i.} - M_{i.})}{\hat{M}_{i.} + \hat{M}_{.i}} \cdot 100 \quad (103).$$

Il convient de remarquer que si la matrice estimée est symétrique, alors $\hat{M}_{.i} = \hat{M}_{i.}$ et, dans ce cas, la force d'attraction devient

$$F = \frac{M_{.i} - M_{i.}}{\hat{M}_{.i}} \cdot 200$$

C'est, par conséquent, le solde migratoire observé standardisé en le rapportant aux courants estimés $\hat{M}_{i.}$ ou $\hat{M}_{.i}$.

CLAESON (1968) présente deux types d'approche :

- l'une directe :

$$I_i = \frac{M_{.i}}{P_i} \times \frac{P}{\bar{M}} \quad (104)$$

où P_i est la population de la zone i , P , la population totale et M , le nombre total de migrations. Ces deux dernières valeurs étant constantes pour toutes les zones d'un même pays, l'indice se réduit au rapport entre les immigrants dans la zone et la population accueillant ces immigrants.

- l'autre indirecte :

$$I_i = \frac{M_{.i}}{\hat{M}_{.i}} \quad (105)$$

où

$$\hat{M}_{.i} = \sum_{\substack{k \\ k \neq i}} \frac{P_i}{P} \left(\frac{MP_k}{P} \right) \quad (106)$$

(on remarquera que $M.P_k/P$ donne la proportion d'émigrants émis par la population P_k tandis que P_i/P est la proportion de ceux-ci aboutissant en i).

BACHI (1961) et, par la suite, TERMOTE (1966) comparent le courant de migration observé à un courant qu'ils considèrent comme normal et qui est donné par⁽⁵⁵⁾:

$$\hat{M}_{ij} = \frac{M_{.j} \times M_{i.}}{M} \quad (107)$$

On attribue par conséquent les émigrants de i aux différentes régions en fonction des proportions d'immigration dans chacune de ces régions.

(55) TERMOTE (1966), à l'inverse de BACHI, exclut du dénominateur les émigrants de j puisque ceux-là ne peuvent pas intervenir dans le calcul de la préférence par rapport à leur propre région.

Par la suite, alors que BACHI s'intéresse aux différences entre courants observés et estimés, déterminant par là des indices de préférence des migrants de i pour la zone j si l'écart $M_{ij} - \hat{M}_{ij}$ est positif et des indices de répulsion dans le cas contraire, TERMOTE, par contre, utilise le rapport du chiffre réel au chiffre attendu. Indubitablement, dans le cas de BACHI, les plus fortes préférences tout comme les plus fortes répulsions sont relatives à des couples de zones entre lesquelles existe un courant de migration intense ; à l'inverse, dans l'approche de TERMOTE, ce sont les courants les plus faibles qui donnent lieu aux plus fortes valeurs de l'indice (par exemple, pour Furnes et Dixmude, on trouve une valeur de 20 et, pour Arlon et Virton, 42, alors que les autres valeurs de l'indice sont largement plus faibles). En outre, TERMOTE considère un indice de préférence global où il somme les seules différences positives enregistrées entre courants observés et estimés et ce pour toutes les régions par rapport à une région i . Comme nous l'avons signalé pour l'approche de BACHI, ce type d'indice favorise les courants migratoires importants et par là, les zones à effectif de population élevé. D'ailleurs, la covariance entre ces indices et les populations des zones concernées est nette comme le montre la figure 27.

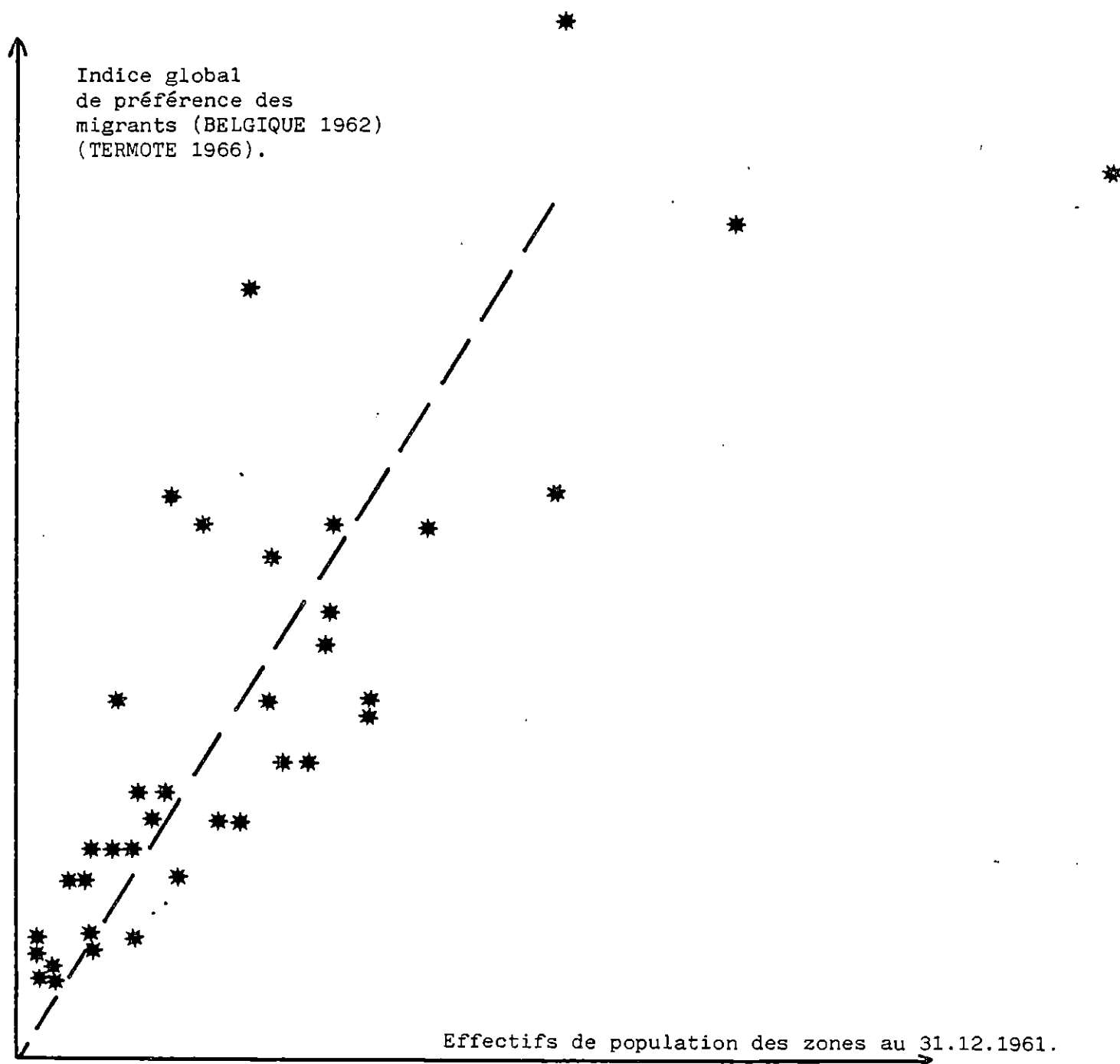
LYCAN (1969) utilise les rapports

$$P_{ij} = \frac{M_{ij}}{M_{ij} + M_{ji}} \quad (108)$$

qui varient dans l'intervalle (0,1). En transformant la matrice ainsi obtenue sur base de la distribution normale, il débouche sur des scores de déviation par rapport à la distribution normale. La somme des colonnes lui fournit une mesure de l'attraction de la zone considérée. On remarquera que cet indice est également inadéquat puisqu'il donne une importance identique aux petits courants et aux grands. Ainsi supposons que, dans un cas, $M_{ij} = 120$ et $M_{ji} = 100$ tandis que, dans l'autre, $M_{ij} = 3$ et $M_{ji} = 1$: les valeurs respectives de P_{ij} seront de

$$\frac{120}{220}, \text{ soit } 0,55, \text{ et } \frac{3}{4}, \text{ soit } 0,75.$$

Figure 27. Corrélation entre les valeurs des indices d'attraction proposés par TERMOTE (BELGIQUE 1962) et les effectifs de population au 31 décembre 1961.



Vu la grande variabilité de P_{ij} pour les petits courants de migration, ce sont ceux-ci qui détermineront les préférences.

Que conclure au vu de ces différentes approches ? On peut reprocher aux indices proposés :

- 1°) De ne pas soustraire l'impact de la distance ;
- 2°) De donner des importances disproportionnées aux petits ou grands courants de migration ;
- 3°) D'imposer a priori que la somme des courants entrants ou sortants d'une zone soient égales entre l'observation et le standard.

Signalons toutefois une dernière approche, celle d'EWING (1967) qui se base notamment sur la comparaison des intensités des courants de migration d'une zone i vers deux zones j et k également distantes ; il définit p_{jk} la probabilité que j soit préférée à k , comme suit :

$$P_{jk} = \frac{m_{ij}}{m_{ij} + m_{ik}} \quad \text{où} \quad m_{ij} = \frac{M_{ij}}{P_i P_j} \quad (109)$$

L'échelle des indices d'attraction qu'il obtient sera comparée à celle proposée dans cette étude et leurs similitudes sont évidentes (figure 31 p. 142). Le coefficient de corrélation de rang de Spearman vaut 0,70 .

Dans notre approche, les indices d'attraction seront calculés de la façon suivante :

$$A_i = \sum_{\substack{k \\ k \neq i}} X_{ki} = \sum_{\substack{k \\ k \neq i}} \frac{1}{\sqrt{\hat{M}_{ki}}} (M_{ki} - \hat{M}_{ki}) \quad (110).$$

De même, l'indice de répulsion s'obtiendra en additionnant une colonne de la matrice X des résidus

$$R_i = \sum_{k \neq i} X_{ik} = \sum_{k \neq i} \frac{1}{\sqrt{\hat{M}_{ik}}} (M_{ik} - \hat{M}_{ik}) \quad (111)$$

L'indice d'attraction-répulsion, quant à lui, est donné par

$$\text{ou} \quad I_i = A_i - R_i$$

ou, dans le cas particulier où $M_{ik} = M_{ki}$,

$$I_i = \sum_{k \neq i} \frac{1}{\sqrt{\hat{M}_{ik}}} (M_{ik} - M_{ki}), \quad (112)$$

soit une moyenne pondérée des courants nets de i par rapport à tout k.

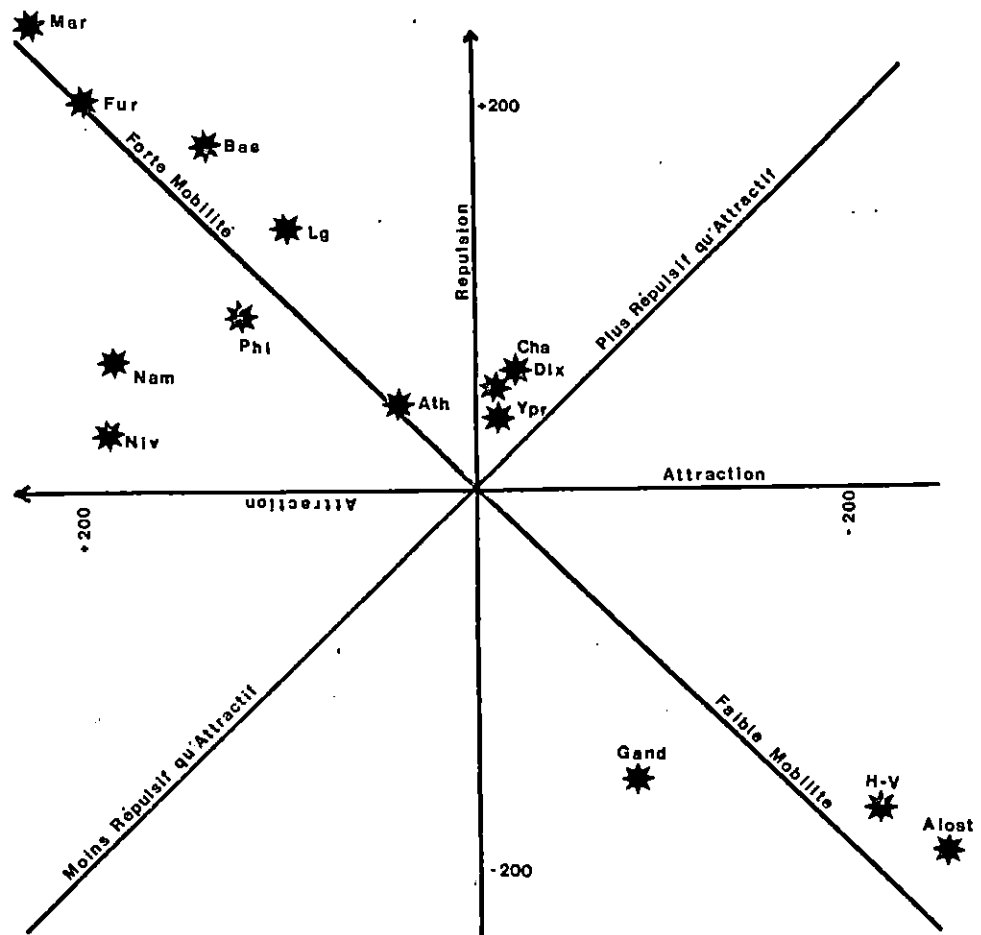
Quelles sont les propriétés de ces indices ?

1. Les indices étant obtenus en sommant les résidus, ils sont donc indépendants des populations des zones et de leur situation spatiale ;
2. Ces indices d'attraction et ceux de répulsion permettent d'ordonner la force attractive et répulsive des zones, rien ne prouvant a priori que les zones attractives ne sont pas également répulsives et inversement. La figure 28 montre qu'il existe des régions qui sont à la fois fortement attractives et répulsives (Bruxelles) et d'autres qui ne sont ni attractives ni répulsives (Anvers, Turnhout, Malines, Alost...).
3. La différence entre les deux indices synthétise à la fois l'attraction et la répulsion des zones. Les sommes des deux séries d'indices étant égales, la somme et la moyenne des indices d'attraction-répulsion sont nulles. Si l'indice est positif, cela signifie, par conséquent, que la zone est plus attractive que répulsive et inversement.

★ Brux

Figure 28. Comparaison des indices d'attraction et de répulsion pour quelques arrondissements belges (1975).

★ Arl



Mais quel est l'avantage de cet indice par rapport au simple solde migratoire de la zone $S_i = M_{.i} - M_{i.}$?

Si le solde S_i correspond à la somme non pondérée des courants nets de la zone i par rapport à l'ensemble des autres zones, l'indice I_i , par contre, dans le cas de courants de migration où $M_{ik} = M_{ki}$, pondère ces courants nets par l'inverse de la racine du courant estimé. Par conséquent, alors que le solde est essentiellement lié aux relations avec les zones contigües, - une attraction ou répulsion par rapport aux zones plus éloignées étant sans influence -, l'indice I_i , par contre, donne autant de poids au courant net par rapport à une zone proche que par rapport à une zone éloignée.

La variabilité temporelle de ces indices permet de mettre en évidence, notamment, comment Paris et Bruxelles sont passés d'un rôle purement attractif à un rôle répulsif (figures 29. et 30). La figure 31 compare les indices d'attraction proposés par EWING (1971) avec ceux d'attraction-répulsion que nous avons calculés sur base de ces mêmes données américaines (1960).

4. Un procédé de régionalisation

Toute comme dans le cas des indices d'attraction répulsion, quelques chercheurs ont proposé des méthodes de régionalisation basées sur l'intensité des courants de migration interne. Nous retiendrons essentiellement les approches de HOLLINGWORTH (1971), de SLATER (1974,1975) et celle de MASSER (1976) et MASSER et SCHEURWATER (1978).

HOLLINGWORTH (1971), constatant que les limites administratives des régions sont quelquefois arbitraires, suggère une régionalisation visant à regrouper plusieurs zones dans une même région si les courants migratoires qui les lient sont importants. Sa méthode ainsi que celle de MASSER et la nôtre sont hiérarchiques et agrégatives. Elle part de

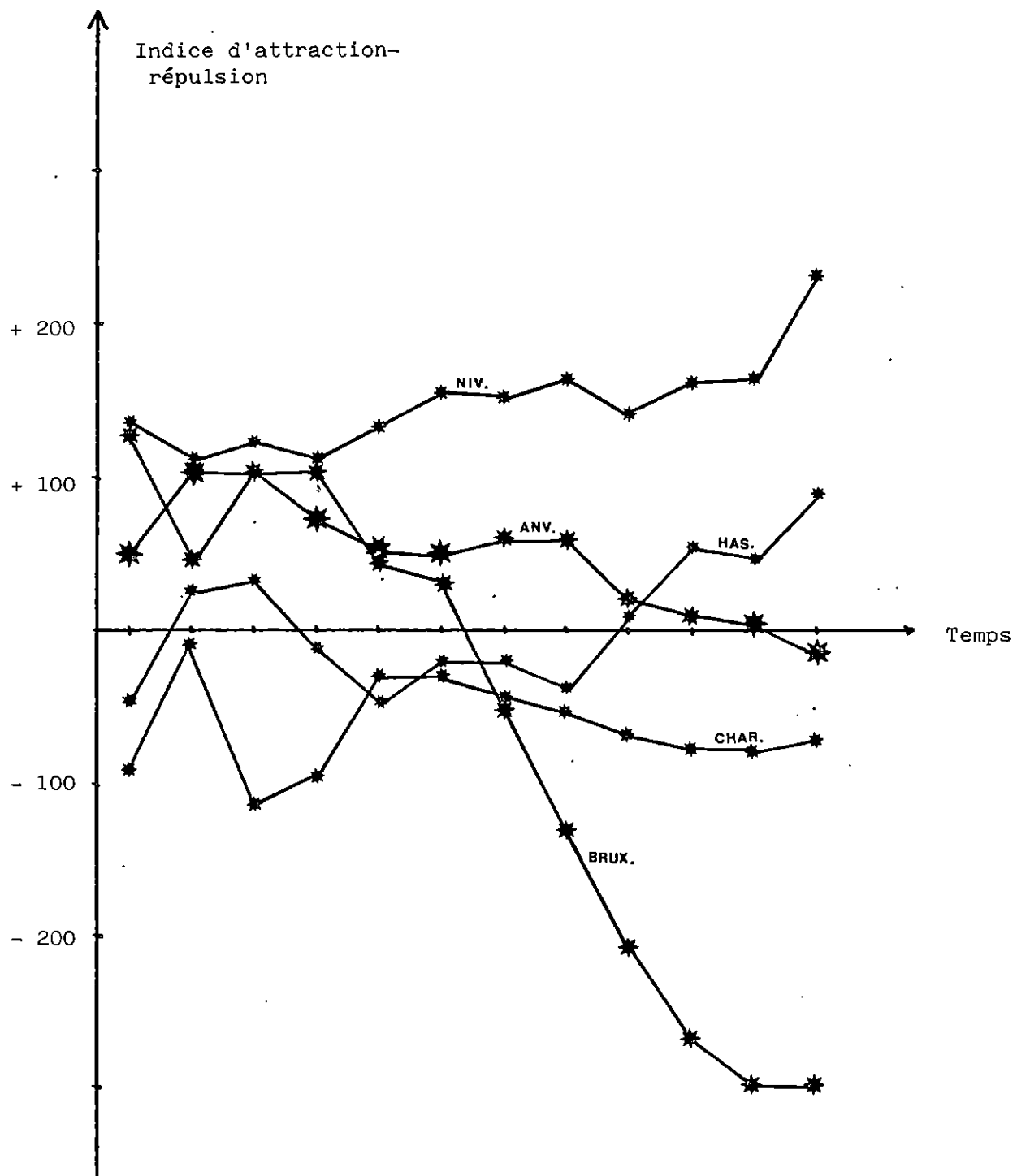


Figure 29. Evolution des valeurs prises par les indices d'attraction-répulsion de quelques arrondissements belges de 1965 à 1976.

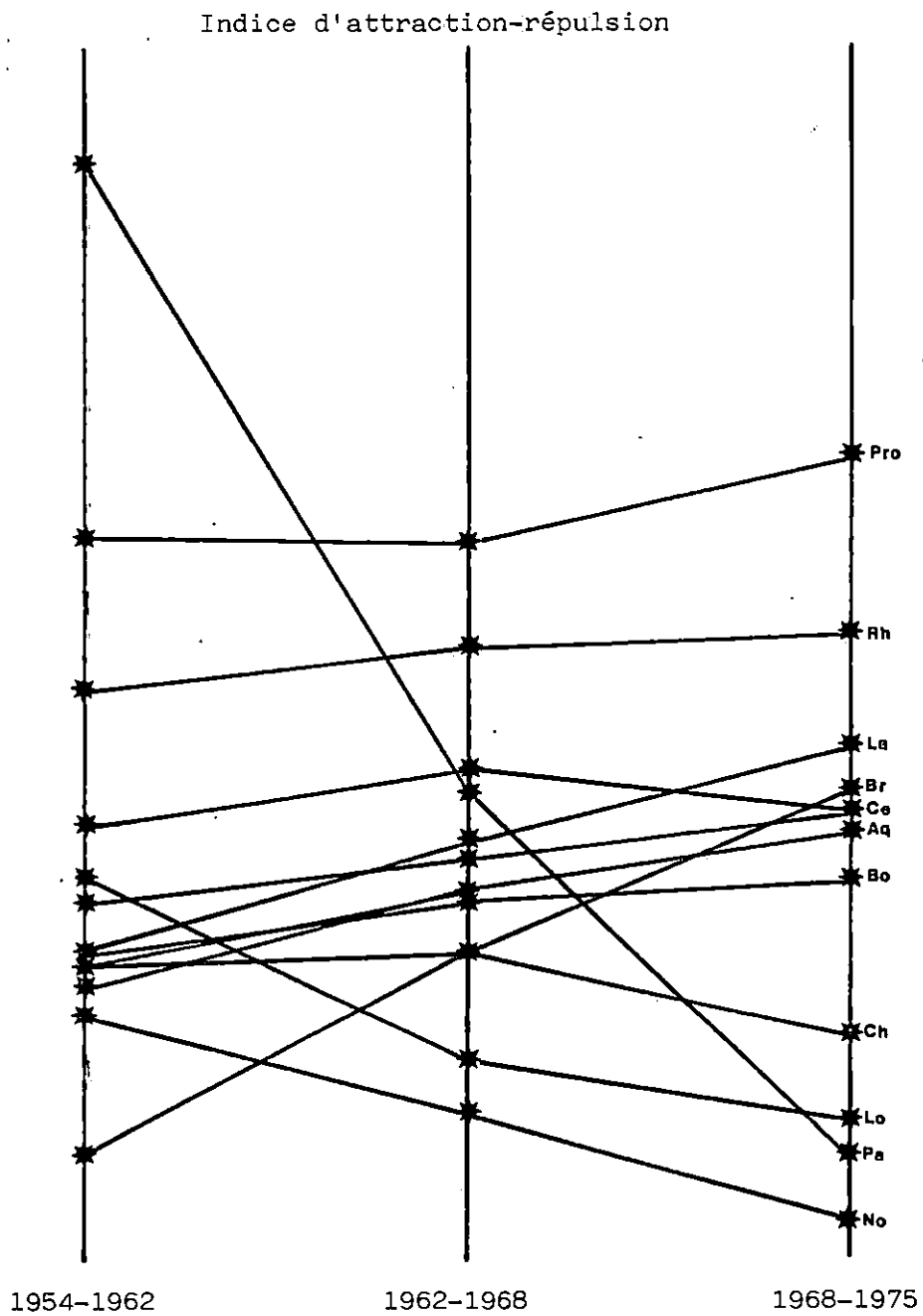


Figure 30. Evolution des valeurs prises par les indices d'attraction-répulsion de quelques régions françaises à partir des migrants dénombrés aux trois derniers recensements.

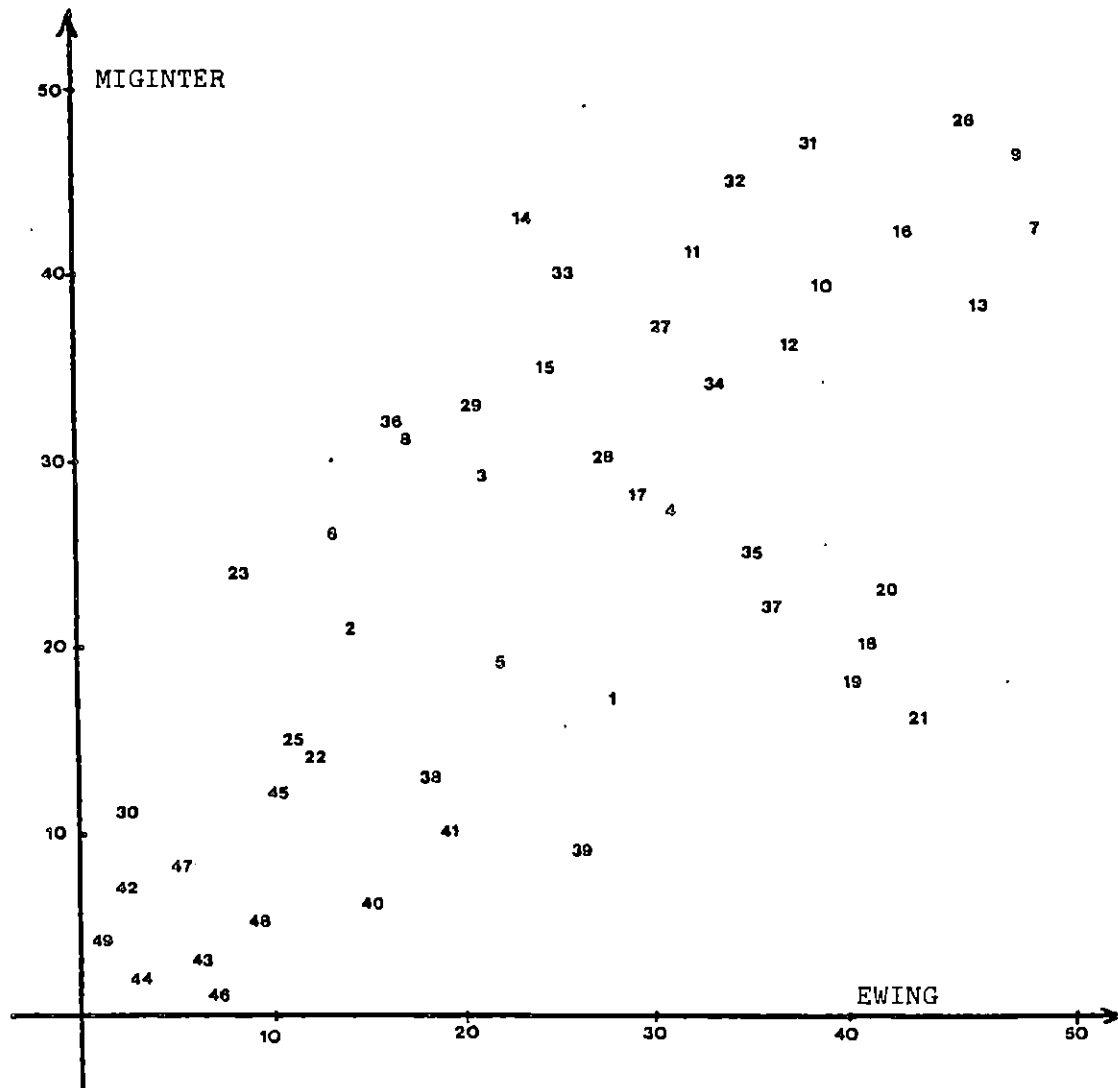


Figure 31. Comparaison de l'ordre selon lequel se classent les indices d'attraction-répulsion proposés par EWING et par nous-mêmes (MIGINTER) (la numérotation correspond à celle utilisée dans l'annexe 1).

n zones qu'elle regroupe en n-1 étapes pour ne plus obtenir qu'une seule région, le pays entier. Cette méthode proposée de façon plus générale par WARD (1963) comporte les étapes suivantes :

- 1° Tout d'abord, il faut faire choix d'une mesure d'interaction pour chaque paire de zones i et j ; on établit de la sorte une matrice d'interaction qui sera symétrique et dont les éléments diagonaux seront sans intérêt.
- 2° Le procédé agrégatif est hiérarchique : à chaque étape, il agrège les 2 zones i et j pour lesquelles le niveau d'interaction est le plus élevé.
- 3° On forme de la sorte une zone (i U j) pour laquelle il convient de recalculer les interactions avec chacune des autres zones.
- 4° Cette méthode comporte dès lors (n-1) étapes agrégatives puisqu'elle reprend chaque fois la procédure au point 2°.
- 5° Quel que soit l'objectif retenu, le processus nécessite un critère d'arrêt sans quoi, après les (n-1) agrégations, on obtient une seule région englobant tout le territoire étudié. Ce critère n'existe pas de façon unique mais on estime généralement que la régionalisation optimale est celle qui précède une diminution importante de l'interaction entre les régions résultantes.

Le choix du niveau d'interaction entre chaque paire de zones varie selon les auteurs. Tout d'abord, choisir la somme des courants, $M_{ij} + M_{ji}$, pour mesurer ce niveau d'interaction est sans utilité car le processus donnerait une agrégation en chaîne, les deux zones à plus forte interaction se regroupant dans un premier temps et englobant successivement chacune des autres zones (ce qui ne peut donner une régionalisation satisfaisante).

HOLLINGWORTH (1961) rapporte les courants observés M_{ij} à des courants estimés identiques à ceux proposés par BACHI (1961) :

$$\hat{M}_{ij} = \frac{M_{i.} \times M_{.j}}{M} \quad (114)$$

Il obtient de la sorte pour niveau d'interaction entre zone i et j (ou entre j et i) :

$$\frac{M_{ij} \cdot M}{M_{i.} \cdot M_{.j}} + \frac{M_{ji} \cdot M}{M_{j.} \cdot M_{.i}} \quad (115)$$

Les agrégations se font entre les zones pour lesquelles cet indice d'interaction est le plus élevé. Le recalcul des indices pour la nouvelle zone (i U j) se fait en supprimant les courants de migrations entre les zones i et j qui sont dès lors comptés comme interaction intrarégionale.

Pour MASSER (1976), qui applique aux migrations internes le procédé suggéré par BROWN et lui-même en 1975, il convient de maximiser à chaque étape d'agrégation l'expression suivante, au facteur $1/M$ près :

$$\left(\frac{M_{ij} - M_{i.} \cdot M_{.j}}{M} \right) + \left(\frac{M_{ji} - M_{j.} \cdot M_{.i}}{M} \right) \quad (115)$$

En comparant les approches de HOLLINGWORTH et MASSER, on retrouve les deux tendances opposées : le premier rapporte le courant observé au courant estimé, le second en fait la différence. Dans le premier cas, le regroupement des petites entités contiguës est favorisé tout d'abord (par exemple, Caithness et Sutherland qui sont réunis les premiers, sont des régions à faible effectif de population de l'extrême nord de l'Ecosse, Ross et Cromarty s'y joignant à la troisième agrégation). Pour MASSER et BROWN (1975), ce sont les zones caractérisées par les plus forts courants de migration, et par conséquent les plus peuplées, qui ont tendance à se grouper d'abord (Kensington et Westminster, Lambeth

et Southwark, aux deux premières agrégations). Par ailleurs, les mêmes auteurs ne font la recherche du maximum qu'à partir des couples de zones contiguës : ceci réduit le travail de l'ordre de 85 % dans le cas étudié et n'affecte en rien la solution finale. Au vu de ce qui vient d'être dit, la chose est logique puisque le processus va réunir tout d'abord les zones échangeant de forts courants de migration, soit des zones bien souvent contiguës.

Suite à une objection de HIRST (1977), qui signalait que la forme n'éliminait pas entièrement l'effet des variations des totaux des lignes ou des colonnes sur le niveau de l'interaction, MASSER et BROWN (1976) et MASSER et SCHEURWATER (1977) suggèrent une autre formulation à maximiser (au facteur $1/M$ près):

$$\frac{M_{ij} - \hat{M}_{ij}}{\hat{M}_{ij}} + \frac{M_{ji} - \hat{M}_{ji}}{\hat{M}_{ji}} \quad (116)$$

ou $\hat{M}_{ij} = \frac{M_{i.} \cdot M_{.j}}{M}$ et $\hat{M}_{ji} = \frac{M_{j.} \cdot M_{.i}}{M}$.

Cette expression peut évidemment se simplifier comme suit :

$$\left(\frac{M_{ij}}{\hat{M}_{ij}} - 1 \right) + \left(\frac{M_{ji}}{\hat{M}_{ji}} - 1 \right) \quad (118)$$

Ce qui revient somme toute à la proposition d'HOLLINGWORTH, à une constante additive et multiplicative près. Et, comme prévu, la procédure appliquée aux 43 arrondissements belges (1975) réunit, dans un premier temps, les zones contiguës entretenant un faible niveau d'interaction : Arlon et Virton, Ath et Tournai, Roulers et Tielt... Cette méthode favorise donc le regroupement des zones à faible flux migratoire et on observera à l'aide du tableau 20 que l'ordre dans lequel les zones sont agrégées n'est pas indépendant par rapport aux flux totaux de migration de ces zones ; on calcule d'ailleurs un coefficient de corrélation de rang de Spearman de 0,675 ce qui permet de rejeter l'hypothèse de l'absence de corrélation.

Tableau 20. Corrélation de rang entre l'ordre avec lequel chacune des zones est agrégée par les différentes méthodes et l'importance du flux total de migration de ces zones (les arrondissements sont présentés dans un ordre allant du flux le plus faible au flux le plus important) (Belgique, 1975).

	INTRA MAX	SLATER	MIGINTER
1. Bastogne	21	35	13
2. Dixmude	9	30	25
3. Virton	1	1	3
4. Arlon	1	1	3
5. Mouscron	12	14	22
6. Neufchateau	11	31	12
7. Ypres	12	34	32
8. Marche	22	32	11
9. Eekloo	7	3	23
10. Tielt	5	15	35
11. Waremmes	26	5	16
12. Furnes	9	26	20
13. Philippeville	33	19	6
14. Audenarde	31	18	39
15. Roulers	5	15	34
16. Ath	3	9	7
17. Tournai	3	9	7
18. Dinant	22	32	9
19. Maaseik	14	11	14
20. Tongres	18	7	19
21. Verviers	19	22	31
22. Termonde	24	12	35
23. Ostende	17	26	20
24. Huy	26	5	18
25. St Nicolas	24	12	36
26. Courtrai	16	37	33
27. Alost	31	17	30
28. Mons	34	25	30
29. Turnhout	36	28	41
30. Bruges	30	36	26
31. Thuin	28	19	1
32. Soignies	34	21	1
33. Malines	38	28	41
34. Hasselt	14	7	14
35. Namur	39	39	9
36. Gand	7	3	23
37. Louvain	42	42	40
38. Liège	19	22	16
39. Charleroi	28	24	5
40. Anvers	36	30	43
41. Nivelles	43	43	29
42. Hal Vilvorde	40	41	27
43. Bruxelles	40	40	27
ρ de Spearman	0,675	0,319	0,245
Niveau de signifi- fication	-	0,025	0,10

Avant de présenter notre méthode, voyons celle suggérée par SLATER (1974, 1975). A l'inverse des précédentes, celle-ci est divisible puisqu'elle partage à chaque étape une région en deux sous-régions. Pour ce, la matrice des courants de migration est, tout d'abord, transformée de telle sorte que la somme de chacune des lignes et des colonnes soient égales (par la méthode biproportionnelle de BACHARACH (1970), notamment). Ceci a pour effet d'éliminer les effets des différences entre les totaux des lignes et des colonnes sur le volume de l'interaction. Ensuite, sur base de cette matrice standardisée, il procède à une régionalisation hiérarchique par une méthode basée sur les principes de la théorie des graphes.

MASSER et SCHEURWATER (1977) ont comparé l'application de leur méthode et de celle de SLATER aux données hollandaises. Les figures 32 et 33 montrent cette même comparaison sur les données belges de 1975. Un fait est indéniable, les dendogrammes respectifs sont fondamentalement différents.

Etant donné ce qui vient d'être dit, on comprend pourquoi la méthode INTRAMAX

- 1° Obtient les mêmes résultats en imposant ou non la contiguïté entre les zones agrégées, puisque ce sont les courants importants de chaque zone et, par conséquent, les plus intenses qui sont favorisés ;
- 2° Forme un dendogramme bien hiérarchisé sans avoir le défaut de celle de SLATER qui fournit une région absorbant successivement toutes les autres zones. De fait, la méthode favorise le regroupement des zones dont l'interaction totale est la plus faible, ce qui empêche et freine la constitution de grosses zones.

MASSER et SCHEURWATER (1977) posent eux-mêmes le problème :
 "Nevertheless, further considerations need to be given to its tendency (of the intramax method) to produce clusters of broadly comparable size

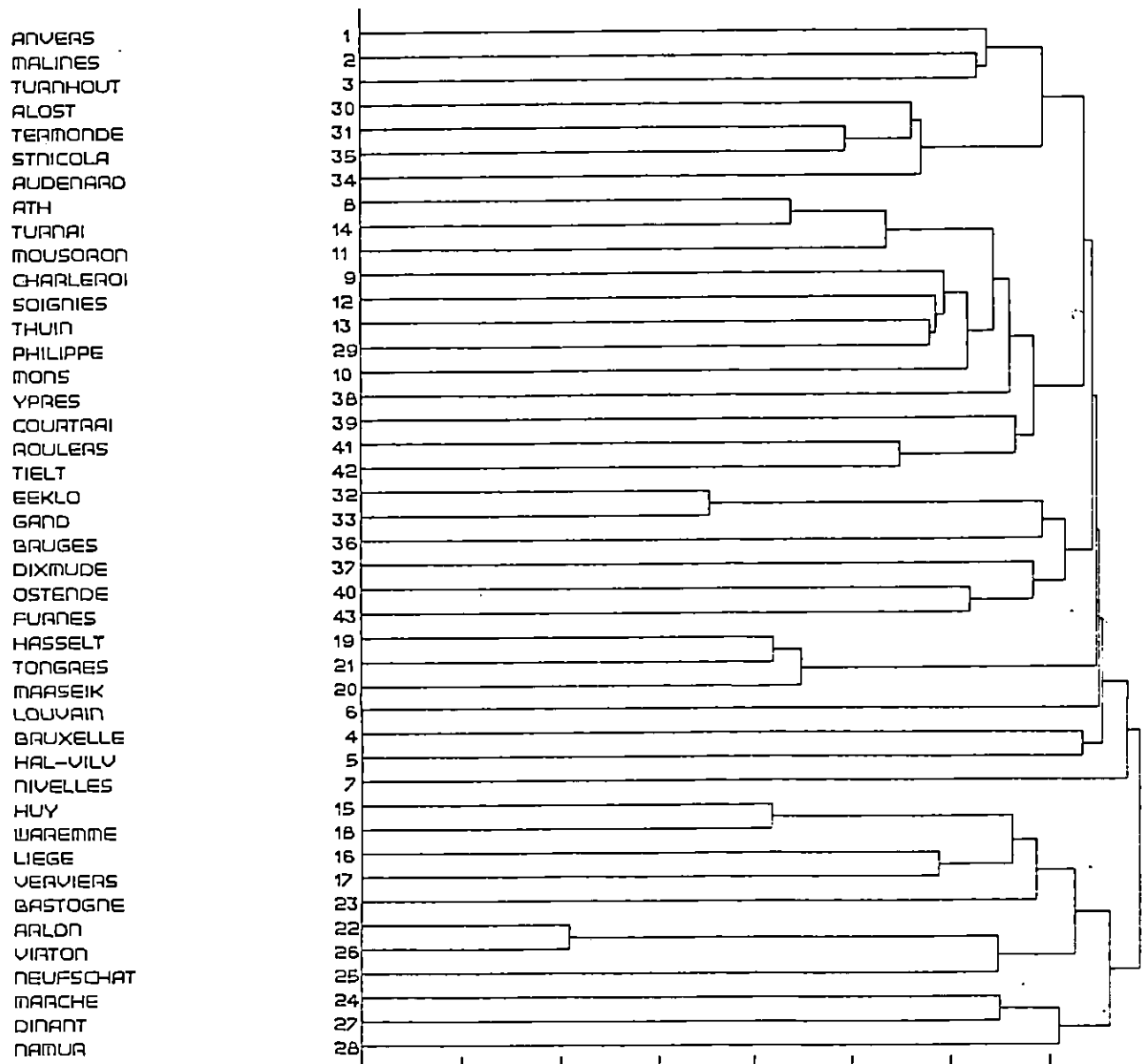


Figure 32. Dendrogramme présentant le schéma agrégatif de régionalisation des 43 arrondissements belges sur base des courants de migration interne (1975), méthode de SLATER.

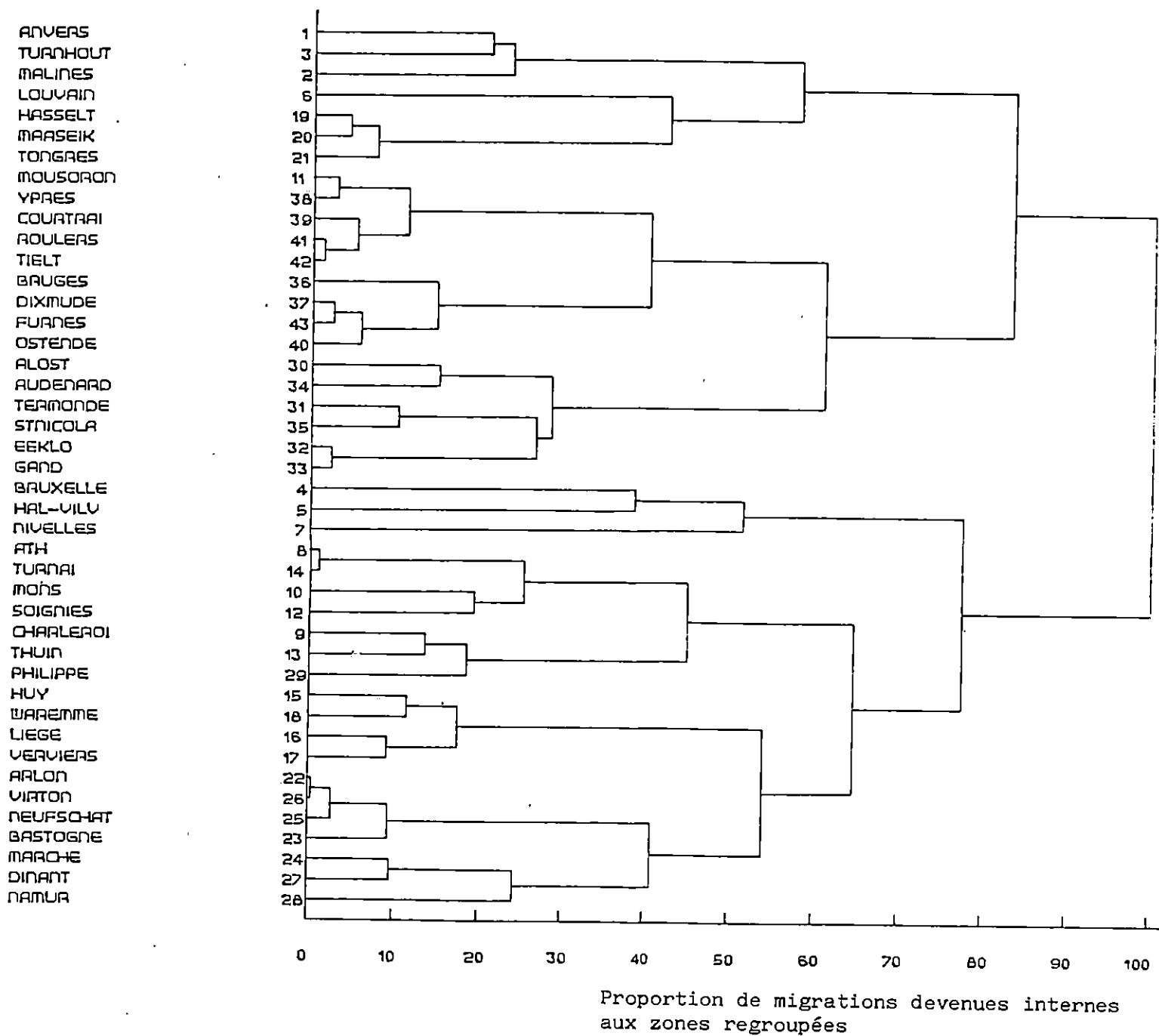


Figure 33. Dendrogramme présentant le schéma agrégatif de régionalisation des 43 arrondissements belges sur base des courants de migration interne (1975), méthode INTRAMAX (MASSER et SCHEURWATER).

in this case particularly when it is borne in mind that the trivial solution to this problem, if differences between the row and column total are not taken into account, as a completely chained grouping sequence". Ils poursuivent : "A possible explanation for these results is that the population of the basic data units are, with a few notable exceptions, broadly similar in size and that the procedure tends to produce groups with comparable populations".

A l'heure où nous relisons ces lignes, nous avons eu communication d'un working-paper dans lequel MASSER et SCHEURWATER (1979) présentent une large comparaison de leur méthode INTRAMAX avec celle de SLATER mais également avec le procédé de régionalisation fonctionnelle proposé par BROWN⁽⁵⁶⁾. L'application de ces trois méthodes à trois séries de données fournit des résultats largement distincts et les conclusions des auteurs sont à l'avantage de la méthode INTRAMAX qui donne la régionalisation la plus satisfaisante. Toutefois, ils acceptent la critique selon laquelle leur procédure favorise le regroupement des petites zones. Ils testent d'ailleurs ce fait en calculant, comme nous l'avons fait ci-avant, la corrélation de rang entre la taille de chaque zone et le moment où celle-ci est agrégée. Le coefficient de corrélation de rang de Spearman y prend les valeurs significatives de + 0,637, pour le Grand Londres, + 0,422 pour le Merseyside et + 0,634 pour les Pays-Bas. Il précise en outre que la version initiale de leur procédure donnait des valeurs de ce coefficient toutes négatives (soit respectivement -0,435, -0,265 et -0,384) ; ceci démontre que, dans cette première méthode, les zones de taille importante étaient favorisées dans le processus agrégatif. Le problème reste donc posé et, selon les auteurs, une explication possible résiderait dans l'influence de la configuration spatiale des unités de base sur la séquence agrégative.

Il nous reste enfin à faire remarquer une certaine incompatibilité entre l'objectif retenu par MASSER et SCHEURWATER et le moyen choisi pour l'atteindre. Ils énoncent l'objectif initial comme suit :

(56) Voyez notamment BROWN, ODLAND et GOLLEDGE (1970).

"It seeks to maximise, at each stage in the grouping process, the proportion of the total interaction that takes places within the aggregations of basic data units..." (MASSER et BROWN, 1975) . L'indice sur lequel se base le dendrogramme (et qui en facilite la décision quant au choix de la régionalisation optimale) est, par conséquent, la proportion de migrations devenues internes aux zones regroupées. Mais en fait, pour maximiser au plus vite cette proportion, il suffirait de maximiser directement la somme $M_{ij} + M_{ji}$, ce qui, nous l'avons vu donne un processus en chaîne. Il n'y a donc pas de relation directe entre, d'une part, l'objectif choisi et l'indice retenu pour la présentation du dendrogramme et, d'autre part, le procédé de maximisation appliqué à chaque étape.

* * *

La méthode proposée ici est :

1° hiérarchique et agrégative

2° à chaque étape, elle maximise la somme des deux résidus $X_{ij} + X_{ji}$ qui mesure le niveau d'interaction entre les zones i et j ; aucune agrégation ne devrait être favorisée a priori, puisque les résidus X_{ij} ne sont pas corrélés avec les courants observés M_{ij} .

3° Cette maximisation ne se fait que sur les paires de zones contiguës. Comme là fait remarquer MASSER, cela réduit largement le travail (202 couples à considérer, au lieu de 1806, pour la Belgique) mais, dans notre cas, cela n'est pas uniquement une question d'économie de travail mais un élément essentiel puisque les zones contiguës ne sont pas favorisées dans l'agrégation et que les régions souhaitées doivent être d'un seul tenant.

4° Jusqu'à présent, le processus ne fournit aucune régionalisation optimale quant au nombre de régions finalement retenues. Si on fixe de prime abord ce nombre, il n'existe évidemment qu'une possibilité

dans la suite agrégative, mais peut-on prétendre que la régionalisation qui la précède (avec une région de plus) ou celle qui lui succède (avec une région de moins) ne sont pas plus satisfaisantes ? Pour contrer cette objection, nous introduirons un élément facilitant la décision. A chaque étape, on calcule la somme algébrique des résidus. Le nombre de résidus additionnés diminue à chaque agrégation et vaut $n(n-1)$, n étant le nombre des régions. C'est pourquoi la somme des résidus doit être standardisée en la divisant par $n(n-1)$. En maximisant la somme (118), la fonction que le processus tente par conséquent de minimiser à chaque étape est le résidu interrégional moyen :

$$W = \sum \frac{1}{n(n-1)} X_{ij} = \frac{1}{n(n-1)} \sum \frac{1}{\sqrt{\hat{M}_{ij}}} (M_{ij} - \hat{M}_{ij}) \quad (119).$$

Il y a donc correspondance entre l'objectif retenu et le procédé de maximisation utilisée à chaque étape de l'aggrégation. L'objectif - agrégé les zones de base en régions de telle sorte que l'interaction interne à ces régions soit maximale tandis que l'interaction interrégionale soit minimale et ce, par comparaison avec un modèle spatial d'interaction - impose que l'on regroupe les zones entre lesquelles on observe les résidus les plus positifs par rapport au modèle. De la sorte, les résidus entre les régions non agrégées ou le résidu interrégional moyen deviendront minimaux. Par ailleurs, le procédé agrégatif regroupe les zones pour lesquelles les résidus sont maxima, il minimise ainsi à chaque étape ce résidu interrégional moyen.

- 5° Dans la pratique, la recherche du minimum absolu du résidu interrégional moyen W fournit deux régions entre lesquelles les courants de migration observés sont le plus souvent largement inférieurs aux courants estimés par le modèle. Si, pour des raisons pratiques fort évidentes, on souhaite un nombre plus élevé de régions, on peut certes choisir la solution proposée par la suite

agrégitave au niveau souhaité. Néanmoins nous suggérerons plutôt la pratique suivante. A chaque étape, on empêchera l'agrégation de zones trop importantes, ceci aura pour effet de fournir des zones d'importance égale. En l'absence d'une telle contrainte, on risquerait de trouver, dans la suite aggrégitave, des zones de taille assez distinctes comme chez SLATER (MASSER et SCHEURWATER n'ont pas cette difficulté puisque leur processus favorise des régions de taille semblable à chaque niveau). Pour limiter la taille des régions constituées, on peut limiter leur effectif de population à un niveau maximal (par exemple, on ne souhaite pas des régions dont l'effectif de population est supérieur à 1 000 000 d'individus). Mais dans ce cas, une petite zone risque de rester esseulée parce que la seule région avec laquelle elle pourrait être agrégée ne peut le faire sans dépasser le seuil retenu. Pour éviter cet inconvénient, on imposera une limite supérieure à la moyenne géométrique des populations agrégées. De la sorte, on aura plus de difficulté à pouvoir agréger deux zones de taille semblable que d'insérer une zone isolée dans une région importante déjà formée⁽⁵⁷⁾.

En combinant cette contrainte avec la recherche du minimum absolu pour le résidu interrégionnal moyen, on obtient une régionalisation optimale à plus de 2 régions. Pour éviter tout arbitraire, on ne se limitera pas à un seuil unique et on tentera de déceler les tendances communes à plusieurs seuils proches de $P/2n$ où n est le nombre souhaité de régions et P , la population totale du territoire.

- 6° Enfin, qu'il soit clair par ailleurs, que la procédure d'agrégation hiérarchique se fait étape par étape, sans désagrégation possible d'une région déjà formée. Dès lors, on ne saurait garantir que la régionalisation proposée soit optimale (au sens que le résidu interrégionnal moyen soit minimisé). Lorsque le nombre de zones de base est relativement élevé, la recherche d'un tel optimum sort des limites du possible, informatiquement parlant; elle s'avérerait disproportionnée par rapport à l'objectif poursuivit.

(57) Par exemple, pour un seuil de 500 individus, des zones comportant 700 et 500 personnes ne pourront être groupées mais bien des zones d'effectifs 1 000 et 200.

Aussi bien pour le calcul des indices d'attraction-répulsion que pour le processus de régionalisation, deux éléments essentiels ressortent :

1. Les auteurs se basent sur des résidus qui, pour les uns, sont les différences absolues entre observation et estimation, tandis que, pour les seconds, ce sont les rapports entre ces deux valeurs. Notre proposition est intermédiaire, elle évite de ce fait, certains écueils mis en évidence ci-avant.
2. Les valeurs estimées qui leur servent de référence pour le calcul des résidus ne prennent pas en compte l'impact de la distance et des populations concernées par l'intermédiaire d'un modèle spatial, mais imposent a priori l'égalité des flux observés et estimés ($M_{i.} = \hat{M}_{i.}$ et $M_{.j} = \hat{M}_{.j}$).

Il reste néanmoins une constatation importante en ce qui concerne le processus de régionalisation. En appliquant les méthodes de MASSER, SLATER et la nôtre aux mêmes données (Belgique, 1975 - afin de comparer les résultats de ces différentes approches, nous avons opté pour une régionalisation en 7 régions), on remarque que si la solution de SLATER est très peu satisfaisante, il est par contre réconfortant de vérifier que la solution obtenue par la méthode de MASSER et SCHEURWATER donne exactement les mêmes régions que notre méthode à l'exception de l'arrondissement de Mouscron-Comines (figures 35 à 38).

4. Une étude de sensibilité

Le chapitre 4 s'est achevé en montrant combien les valeurs prises par les paramètres étaient sensibles aux options intervenant dans la méthode d'estimation et à la configuration spatiale de la population concernée. Les propos qui précèdent ont, par ailleurs, explicité tout

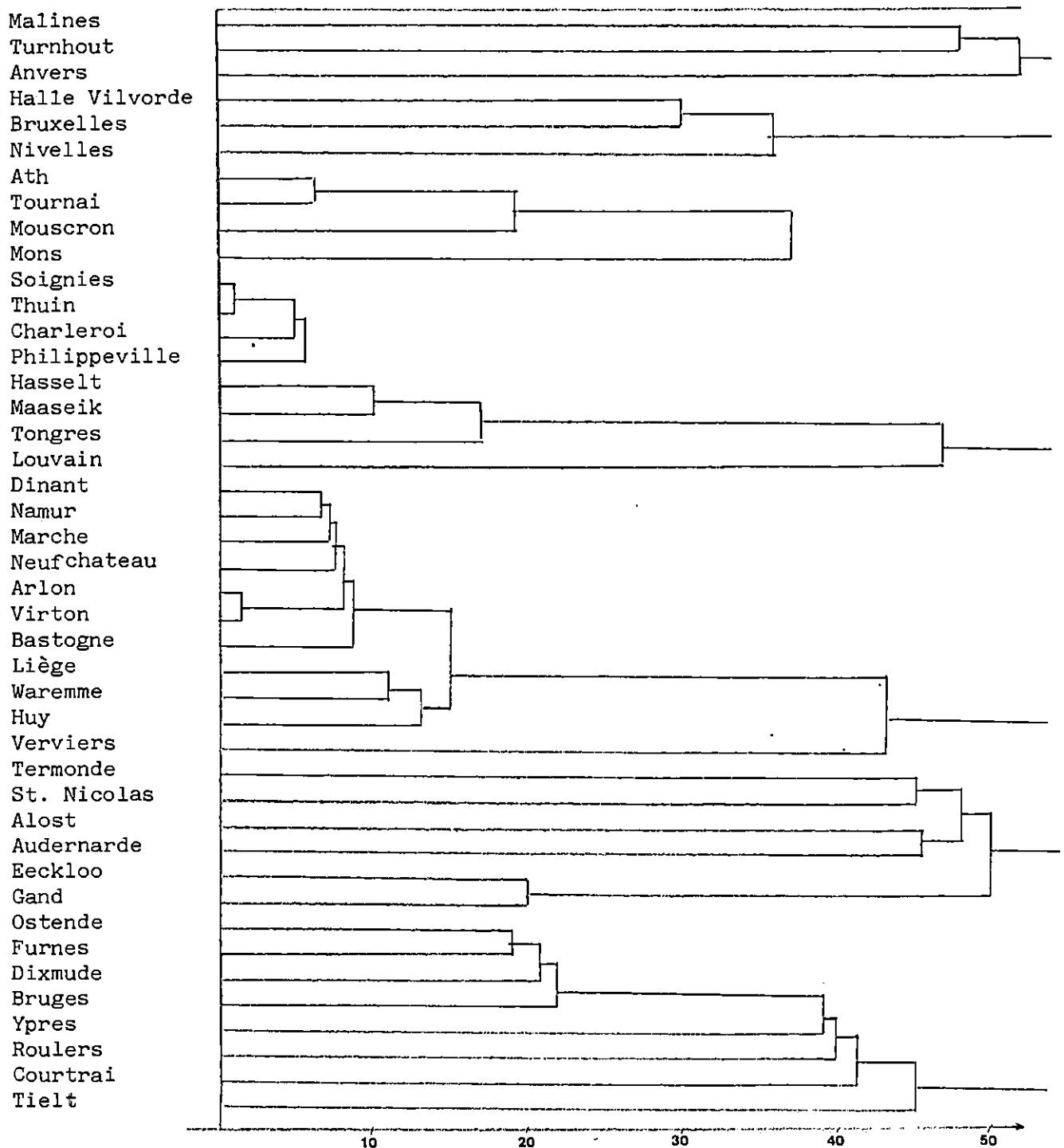


Figure 35. Dendrogramme présentant le schéma agrégatif de régionalisation des 43 arrondissements belges sur base des courants de migration interne (1975). Méthode MIGINTER.

Figure 35. Régionalisation de la Belgique sur base des courants de migrations internes (1975), 7 régions, méthodes de SLATER.

BELGIQUE 1975 - 7 Regions - SLATER

REPT. GÉOGRAPHIE UCL

Légende

1

2

3

4

5

6

7

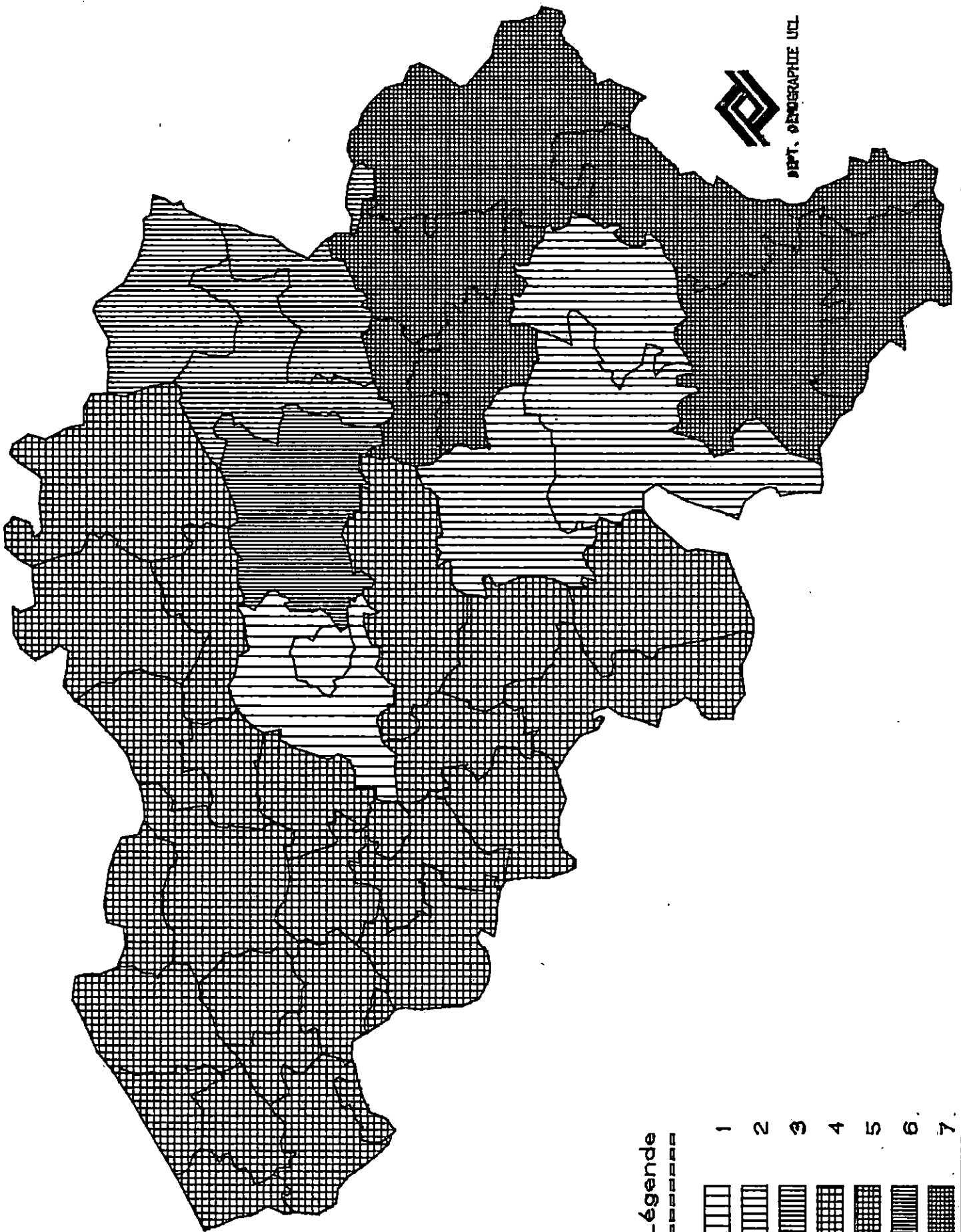


Figure 36.. Régionalisation de la Belgique sur base des courants de migrations internes (1975), 7 régions, méthode INTRAMAX (MASSER et SCHEURWATER).

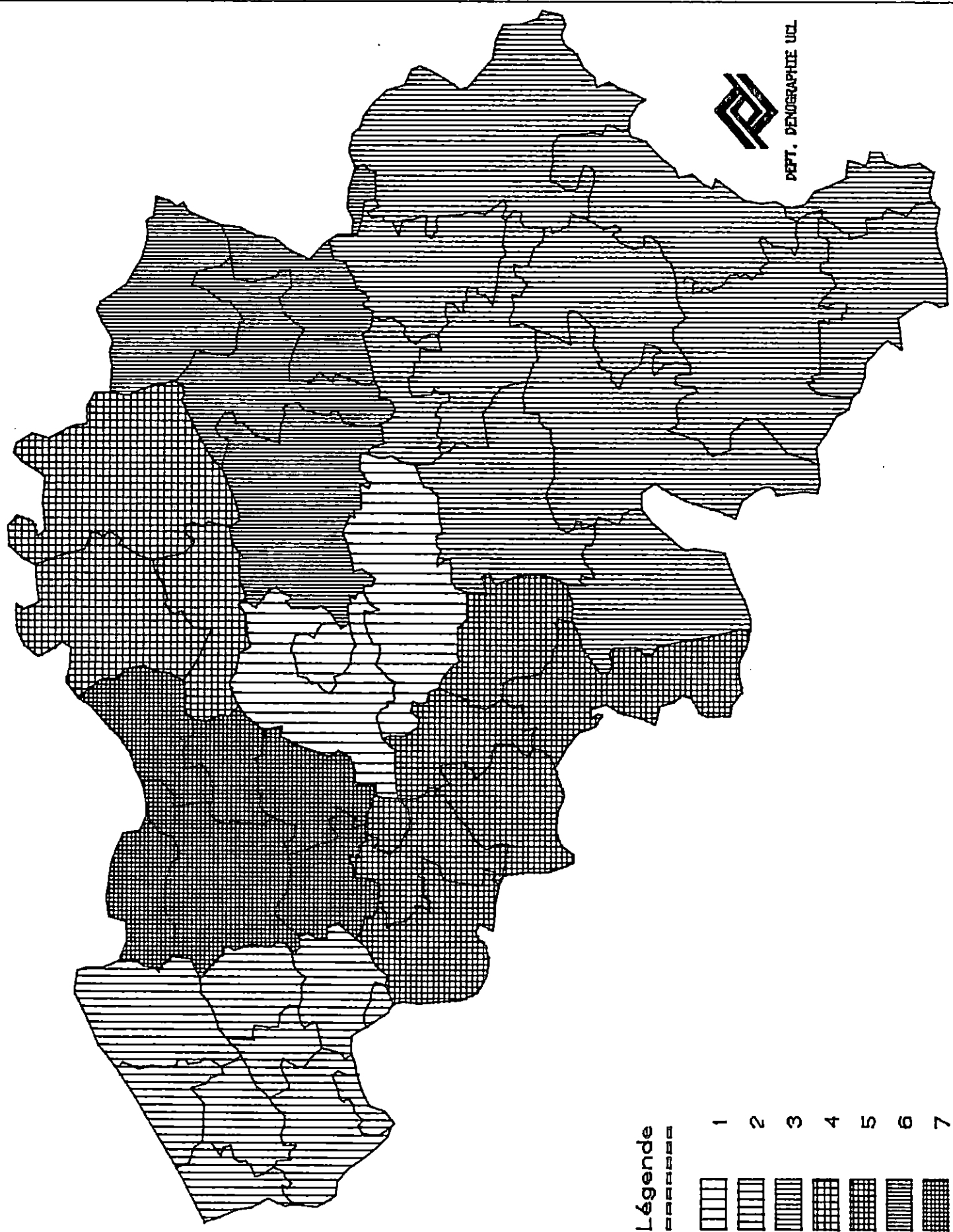
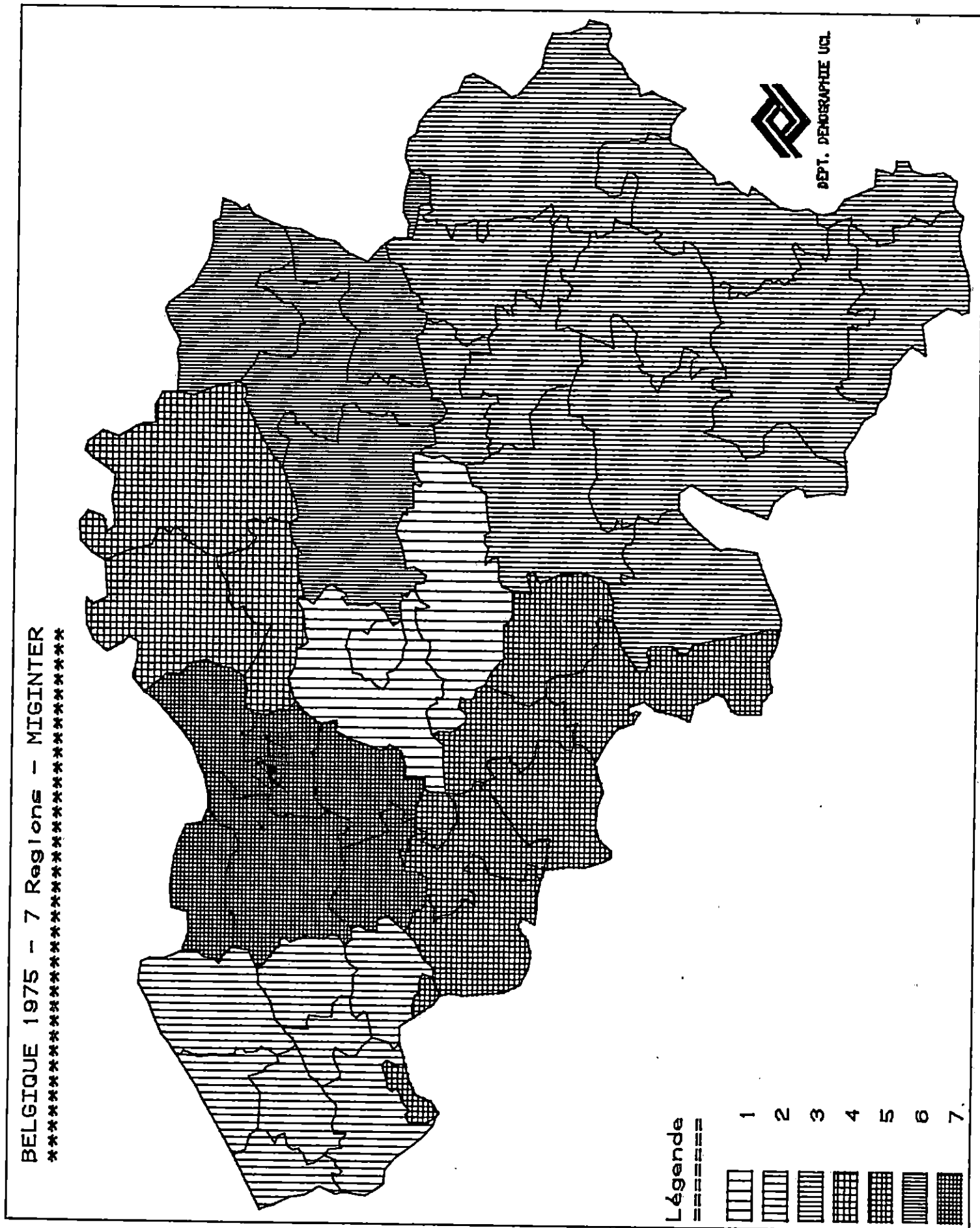


Figure 37. Régionalisation de la Belgique sur base des courants de migration internes (1975), 7 régions, méthode MIGINTER.



l'intérêt qui réside dans l'examen des résidus par rapport au modèle. Deux vérifications doivent encore être faites afin de valoriser les méthodes d'examen des résidus suggérées ci-avant : la classification des zones sur base des indices d'attraction-répulsion, d'une part, et la régionalisation, de l'autre, ne doivent être sensibles ni au découpage du territoire, ni aux choix effectués au cours de la méthode d'estimation.

Pour ce qui est du découpage du territoire, de nombreux tests ont été menés et les résultats concordent pour démontrer que, tout en tenant compte des contraintes relatives aux zones choisies, les indices d'attraction-répulsion et les régionalisations obtenues sont similaires. Le tableau 21 compare les indices issus d'un découpage en 22 zones avec les indices moyens correspondants calculés à partir du découpage en 43 arrondissements (Belgique, 1975). La figure 38 présente la régionalisation en 7 régions à partir de 22 zones de base : elle peut être comparée avec la figure 37. Certes, des différences apparaissent mais les 22 zones fixées de façon aléatoire regroupaient, dans plusieurs cas des arrondissements appartenant finalement à des régions distinctes.

Quant aux 4 choix effectués dans la méthode d'estimation et présentés au chapitre 4, les indices et schémas agrégatifs de l'annexe II sont tous voisins des résultats de la méthode finalement retenue. Ceci démontre que les méthodes d'examen des résidus que nous proposons sont bien indépendantes du découpage du territoire et de la méthode d'estimation.

Tableau 21. Comparaison des indices d'attraction-répulsion calculés sur la base de deux découpages différents.

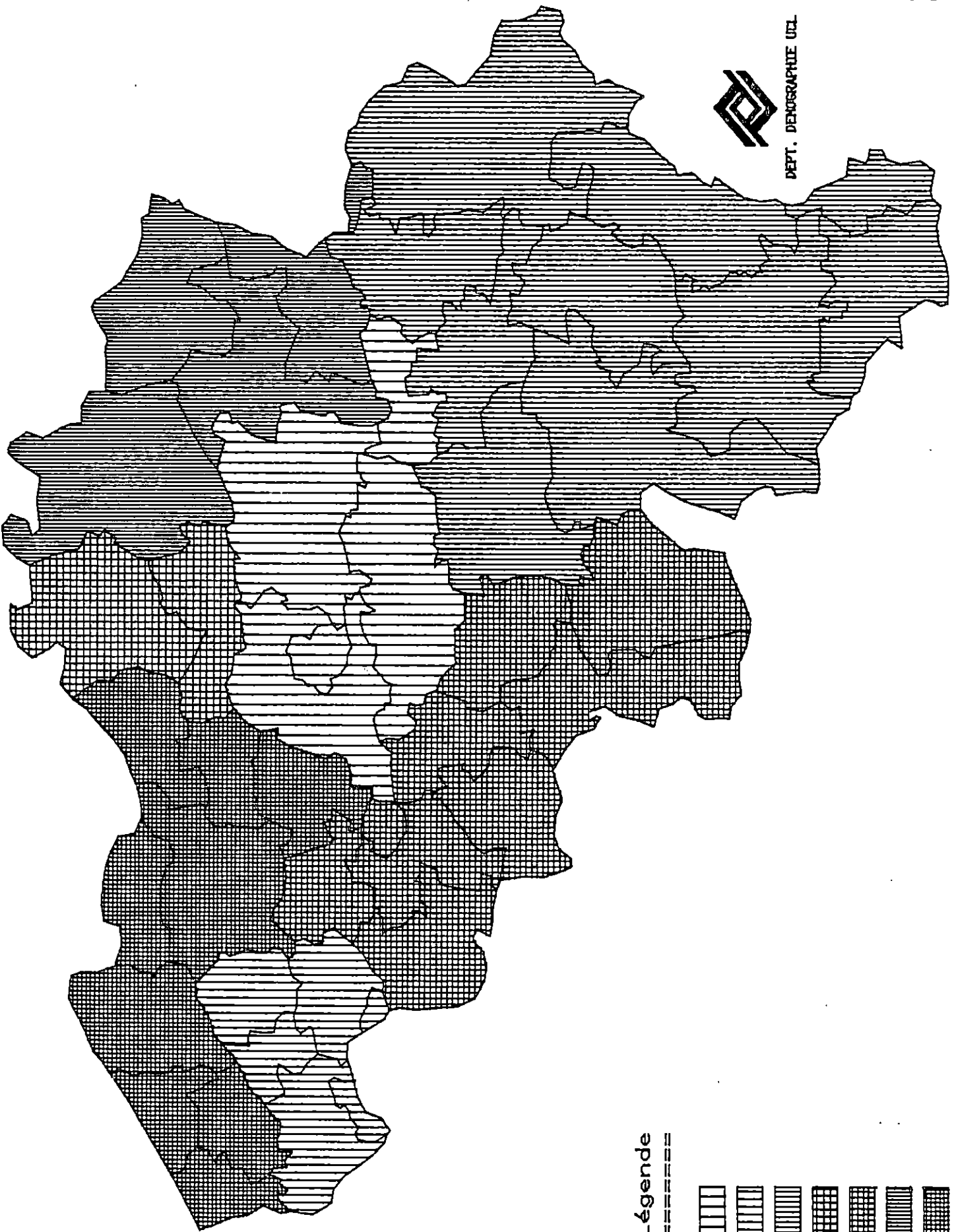
A. Un découpage en 22 zones de base

B. La moyenne arithmétique des indices obtenus sur base d'un découpage en 43 zones.

22 zones de base	Indices d'attraction-répulsion			
	A			B
1. Nivelles-Waremme	+ 162	+ 147	+ 17	+ 82
2. Namur-Dinant	+ 96	+ 138	+ 48	+ 93
3. Marche-Huy	+ 49	+ 75	- 11	+ 32
4. Bruges-Eekloo	+ 49	+ 48	+ 30	+ 39
5. Hal-Vilvorde-Louvain	+ 47	- 24	+ 71	+ 23
6. Virton-Neufchâteau	+ 25	+ 25	- 5	+ 10
7. Tongres-Hasselt	+ 23	- 6	47	+ 19
8. Arlon-Bastogne	+ 14	+ 82	- 41	+ 20
9. Gand-St. Nicolas	+ 14	+ 17	+ 15	+ 16
10. Turnhout-Maaseik	+ 10	+ 1	+ 4	+ 2
11. Anvers-Malines	+ 2	+ 6	+ 14	+ 10
12. Ath-Soignies	+ 1	3	- 10	- 3
13. Mons-Thuin	- 10	- 39	+ 9	- 13
14. Alost-Termonde	- 23	- 41	- 13	- 27
15. Tielt-Roulers	- 24	- 9	- 31	- 20
16. Tournai-Audenarde	- 26	- 32	- 24	- 28
17. Liège-Verviers	- 33	- 38	- 5	- 21
18. Charleroi-Philipp.	- 35	- 75	+ 32	- 21
19. Courtrai-Mouscron	- 35	- 29	- 48	- 38
20. Ostende-Dixmude	- 36	42	- 58	- 8
21. Furnes-Ypres	- 36	- 52	7	- 22
22. Bruxelles	- 273	-	-	-288

Figure 38. Régionalisation de la Belgique à partir d'un découpage en 22 zones de base (tableau 21) (Belgique 1975, méthode MIGINTER). Cette figure est à comparer avec la figure 37, p. 158.

BELGIQUE 1975 - 7 REGIONS - 22 ZONES DE BASES



Conclusion

A l'heure de ces conclusions, nous voudrions mettre l'accent sur ce que nous considérons comme l'apport original de ce travail, mais également sur ses limitations et les recherches qu'il suscite sans que nous ayons pu les mener à bien dans le cadre de cette thèse. A priori, il nous avait semblé que la principale innovation de cette thèse devait être une prise en considération plus satisfaisante de la configuration spatiale des zones de collecte. Certes, l'indice de contiguïté et le calcul de distance moyenne de migration à partir de mesure de distances minimales et maximales donnent satisfaction et constituent des éléments originaux. Mais, avec le recul du temps, cet apport ne constituera très vraisemblablement qu'une tentative de plus afin de prendre en compte la configuration spatiale des zones de collecte par un petit nombre de variables (deux dans chacune des deux approches proposées ici).

Un second élément nous semble plus important, mais peut-être est-ce parce qu'il tente de détruire un mythe plutôt que de proposer du neuf. Il s'agit des conclusions que nous avons tirées concernant l'interprétation a posteriori des valeurs estimées des paramètres a ou b mesurant l'impact de la distance sur les courants migratoires. L'examen de la littérature le laissait pressentir, nos simulations l'ont confirmé : seules les valeurs estimées des exposants a et b pour une même méthode d'estimation peuvent faire l'objet de comparaison. Mais dès lors surgit une autre voie de recherche, une voie que nous n'avons pu aborder dans le cadre de cette thèse : serait-il possible d'élaborer un modèle pour lequel les valeurs estimées des paramètres ne dépendent pas du découpage du territoire ayant servi à la collecte des données ?

Mais, somme toute, le fait de considérer que l'exactitude des courants migratoires est proportionnelle à la racine carrée de ceux-ci, peut être considéré comme ayant engendré l'apport essentiel de ce travail. De fait, cet élément imposa le rejet de la régression log-linéaire et l'utilisation d'une méthode de régression pondérée afin

de réduire l'hétéroscédasticité des résidus. En partant de ces résidus, le calcul d'indices d'attraction-répulsion et le procédé de régionalisation que nous avons proposés présentent des atouts indéniables par rapport aux indices et méthodes suggérés jusqu'ici. En effet, à ce jour, aucune solution satisfaisante n'a été avancée qu'il s'agisse de caractériser l'attraction et la répulsion spécifiques à chaque zone de base ou que l'on souhaite regrouper celles-ci en régions qui maximisent les courants migratoires internes et minimisent de ce fait les courants inter-régionaux.

On s'en rend compte, la recherche entamée ici est loin d'être terminée. Ainsi, jusqu'ici nous avons volontairement écarté les variables socio-économiques des modèles proposés. Dès lors, il conviendrait dans une recherche ultérieure, de considérer le résidu obtenu ici comme variable dépendante d'un modèle plus explicatif où apparaîtraient comme variables indépendantes l'emploi et l'environnement, par exemple.

Qu'advient-il des méthodes que nous venons d'élaborer ? A nous de leur faire passer le seuil critique au-delà duquel une recherche est soit acceptée, soit rejetée, par la communauté scientifique.

Bibliographie

- ALLEN (J.P.). "Changes in the American Propensity to Migrate". Annals of the Association of American Geographers, 1977, 577-587.
- ALPEROVICH (G.), BERGSMAN (J.) et EHEMANN (CH.). "An Econometric Model of Migration Between US Metropolitan Areas". Urban Studies, 14, 1977, 135-145.
- ANDERSON (Th.R.). "Intermetropolitan Migration : A Comparison of the Hypotheses of Zipf and Stouffer". American Sociological Review, 1955, 20, 287-291.
- ANDERSON (Th.R.). "Potentiel Models and the Spatial Distribution of Population". Papers and Proceedings of the Regional Science Association, 2, 1956, 175-182.
- ARRIAGA (E.E.). "Some Aspects of Measuring Internal Migration". Internal Migration, a Comparative Perspective, édité par Alan A. BROWN et Egon NEU BERGER. New York/San Francisco/London, Academic Press, 1977, 103-120.
- BACHARACH (M.). Biproportional Matrices and Input-Output Change. Cambridge, 1970.
- BACHI (R.). Some Methods for the Study of Geographical Distributions of Internal Migrations. Communication présentée au Congrès International de la Population, New-York, 1961.
- BACHI (R.). "Standard Distance Measures and Related Methods for Spatial Analysis". Papers and Proceedings of the Regional Science Association, 10, 1962, 83-132.
- BACHI (R.). "Analysis of Geographical Data of Internal Migration". Congrès Mondial de la Population, Belgrade, 1965, 475-482.
- BACHI (R.). "Geostatistical Analysis of Internal Migrations". Journal of Regional Science, 16, 1976, 1-20.
- BATTY (M.) et MACKIE (S.). "The Calibration of Gravity, Entropy, and Related Models of Spatial Interaction". Environment and Planning, 4, 1972, 205-233.
- BAXTER (M.J.). "The Interpretation of the Distance and Attractiveness Components in Models of Recreational Trips". Geographical Analysis, 11, 1979, 311-315.
- BERGSTEN (K.E.). "Variability in Intensity of Urban Fields as Illustrated by Birth-places. Studies in Rural-Urban Interaction". Lund Studies in Geography, série B, 3, 1951.
- BLACK (W.R.). "Interregional Commodity Flows : Some Experiments with the Gravity Model". Journal of Regional Science, 12, 1972, 107-118.

- BLANCO (C.). "The Determinants of Interstate Population Movements". Journal of Regional Science, 5, 1963, 77-84.
- BOERTLEIN (C.G.) et LONG (L.H.). "International Comparisons of the Rate of Internal Migration : Application of Three Methods". Communication présentée à la réunion annuelle de la Population Association of America, Philadelphie, Avril 1979, 25+4p.
- BOGUE (D.J.) et THOMPSON (W.S.). "Migration and Distance". American Sociological Review, 14, 1949, 236-244.
- BOGUE (D.J.), SHRYCOCK (H.S.) et HOERMANN (S.). Subregional Migration in the United States, 1935-40. Scipps Foundation Studies in Population Redistribution, n° 5, Oxford, Ohio, 1953.
- BRAMHALL (D.F.) et ISARD (W.). "Gravity, Potentiel and Spatial Interaction Models". Methods of Regional Analysis édité par W. ISARD et al., 1960, 493-568.
- BROWN (L.A.) et HORTON (F.E.). "Functional Distance : an Operational Approach". Geographical Analysis, 2, 1970, 76-83.
- BROWN (L.A.), OD LAND (J.) et GOLLEDGE (R.J.). "Migration, Functional Distance, and the Urban Hierarchy". Economic Geography, 46, 1970, 472-485.
- BROWN (L.A.) et HOLMES (J.H.). "The Delimitation of Functional Regions, Nodal Regions and Hierarchies by Functional Distance Approaches". Journal of Regional Science, 11, 1971, 57-72.
- BRUNET (P.). "Pour une nouvelle définition de la migration". Migrations intérieures. Méthodes d'observation et d'analyse, Paris, 1975, 527-529.
- BURFORD (R.L.). "An Index of Distance as Related to Internal Migration". Southern Economic Journal, 29, 1962, 77-81.
- CALOT (G.). "Note méthodologique sur les migrations". Migrations intérieures. Méthodes d'observation et d'analyse, Paris, 1975, 47-71.
- CAREY (H.C.). Principles of Social Science. Philadelphie, 1858-59.
- CARROLL (J.D.). "Spatial Interaction and the Urban-Metropolitan Description". Traffic Quarterly, 9, 1955, 149-161.
- CARROTHERS (G.A.P.). "An Historical Review of Human Interaction". Journal of the American Institute of Planners, 22, 1956, 94-102.
- CAVALLI SFORZA (L.). "The Distribution of Migration Distances : Model and Applications to Genetics". Les Déplacements humains, Entretiens de Monaco en sciences humaines, mai 1962, 139-158.
- CESARIO (F.J.). "Much Ado about Entropy". Geographical Analysis, 11, 1979, 189-196.
- CESARIO (F.J.). "The Interpretation and Calculation of Gravity Model Zone-to-Zone Adjustment Factors". Environment and Planning A, 6, 1974, 247-257.
- CICERI (M.F.), MARCHAND (B.) et RIMBERT (S.). Introduction à l'analyse de l'espace, 1977, Paris, New York, Barcelone, Milan, 171 p.

- CLAESON (C.F.). "Zone Preference in Intraregional Population Movement". Geografiska Annaler, 50B, 1968, 133-141.
- CLAESON (C.F.). "Distance and Human Interaction : Review and Discussion of a Series of Essays on Geographic Model Building". Geografiska Annaler, 50 B, 1968, 142-161.
- CLAYTON (CH.). "The Structure of Interstate and Interregional Migration : 1965-1970". The Annals of Regional Sciences, 11, 1977, 109-122.
- CLIFF (A.D.). Some Measures of Spatial Association in Areal Data. Thèse de Doctorat non publiée, Université de Bristol, 1969.
- CLIFF (A.D.) et ORD (K.). "Spatial Autocorrelation : a Review of Existing and New Measures with Applications". Economic Geography, 46, 1970, 269-292.
- CLIFF (A.D.), MARTIN (R.L.) et ORD (J.K.). "Map Pattern and Friction of Distance Parameters : Reply to Comments by R.J. Johnston, and by L. Curry, D.A. Griffith and E.S. Sheppard". Regional Studies, 9, 1975, 285-288.
- CLIFF (A.D.), MARTIN (R.L.) et ORD (J.K.). "A Reply to Final Comment". Regional Studies, 10, 1976, 341-342.
- COOK (TH.) et FALCHI (P.). "Regression Analysis and Geographical Models : a Comment". Canadian Geographer, XXIII, 1979, 71-75.
- COURGEAU (D.). Les champs migratoires en France. Travaux et Documents de l'I.N.E.D., Cahier n° 58, Paris, 1970, 158 p.
- COURGEAU (D.). "Migrants et migrations". Population, 28, 1973, 95-129.
- COURGEAU (D.). "Migrations et territoire". IVe Colloque National de Démographie du C.N.R.S. Migrations intérieures. Méthodes d'observation et d'analyse, Caen, avril 1973, 229-244.
- COURGEAU (D.). "Migrations et découpage du territoire". Population, 28, 1973, 511-537.
- COURGEAU (D.). "L'intensité des changements de catégorie de communes". Population, 30, 1975, 81-102.
- COURGEAU (D.). "Mesure et Analyse des Migrations". Ve Colloque National de Démographie du C.N.R.S., L'analyse démographique et ses applications, Paris, octobre 1975, 151-161.
- COURGEAU (D.). "Quantitative, Demographic and Geographic Approaches to Internal Migration". Environment and Planning A, 8, 1976, 261-269.
- COURGEAU (D.). Analyse quantitative des migrations humaines. 1980, Paris, New-York, Barcelone, Milan, 230 p.
- CURRY (L.). "A Spatial Analysis of Gravity Flows". Regional Studies, 6, 1972, 131-147.
- CURRY (L.), GRIFFITH (D.A.) et SHEPPARD (E.S.). "Those Gravity Parameters Again". Regional Studies, 9, 1975, 289-296.

- DAGNELIE (P.). Théorie et méthodes statistiques. Volume 1, 1973, Gembloux, 378 p.
- DAMAS (H.). "Population de la Belgique. Les migrations intérieures". Population et Famille, 4, 1964, 31-62.
- DAMAS (H.) et VAN HOUTE-MINET (M.). "Migrations internes en Belgique (1970). Etude par sexe, âge, nationalité, état-civil". Population et Famille, 39, 1976, 41-107.
- DE CASTRO LOPO (L.). "Theory of Internal Migration : a Review". Research Papers in Geography, n° 5, University of Newcastle N.S.W., 1975, 16 p.
- DODD (S.C.). "The Interactance Hypothesis : A Gravity Model Fitting Physical Masses and Human Groups". American Sociological Review, 15, 1950, 245-256.
- DOMINICK (S.). "An Econometric Analysis of Internal Migration in Italy". Journal of Regional Science, 17, 1977, 395-408.
- DRAPER (N.R.) et SMITH (H.). Applied Regression Analysis, Wiley, New-York, 1966.
- DREWE (P.). The Comparability of the Comparative Migration and Settlement Study. Some Suggestions Concerning the Effect of Spatial Aggregation. Discussion Paper I.I.A.S.A., Laxenburg, 1978, 18 p.
- DUCHAC (R.). La sociologie des migrations aux Etats-Unis, 1974, Paris, La Haye, 566 p.
- EL ATTAR (M.E.) et TARVER (J.D.). "A Theoretical Model for Predicting Internal Migration in the U.S.". Proceedings of the Social Statistics Section, American Statistical Association, 1972, Washington, 227-232.
- EL ATTAR (M.E.) et HOCKING (R.R.). "Predicting Internal Migration : an Application of Regression Techniques". Proceedings of the Social Statistics Section, American Statistical Association, 1975, Washington, 407-411.
- EVANS (A.W.). "The Calibration of Trip Distribution Models with Exponential or Similar Cost Functions". Transport Research, 5, 1971, 15-38.
- EWING (G.O.). "Gravity and Linear Regression Models of Spatial Interaction : a 'Cautionary Note'. Economic Geography, 50, 1974, 83-88.
- EWING (G.O.). "Environmental and Spatial Preferences of Interstate Migrants in the United States". Spatial Choice and Spatial Behavior, Geographic Essays on the Analysis of Preferences and Perceptions, édité par REGINALD G. GOLLEDGE and GERARD RUSHTON, Ohio State University Press, Columbus, 1976, 249-270.
- FABRICANT (R.A.). "An Expectational Model of Migration". Journal of Regional Science, 10, 1970, 13-24.
- FARBER (S.C.). "A Directional Flow Migration Model". Southern Economic Journal, 45, 1978, 205-217.
- FARRAR (D.E.) et GLAUBER (R.R.). "Multicollinearity in Regression Analysis : the Problem Revisited". The Review of Economics and Statistics, 49, 1967, 92-107.

- FIELDING (T.). Migration et Urbanisation en Europe Occidentale. Document préparé pour le Séminaire sur les effets des tendances démographiques actuelles sur les villes et les régions d'Europe, Conseil de l'Europe, Strasbourg, Septembre 1979, 17 p.
- FOLGER (J.). "Some Aspects of Migration in the Tennessee Valley". American Sociological Review, 18, 1953, 253-260.
- GALE (S.). "Explanation Theory and Models of Migration". Economic Geographic, 49, 1973, 257-274.
- GALLE (O.R.) et TAEUBER (K.E.). "Metropolitan Migration and Intervening Opportunities". American Sociological Review, 31, 1966, 5-13.
- GATRELL (A.C.). "Autocorrelation in Space". Environment and Planning A, 11, 1979, 507-516.
- GLEJSER (H.). "A New Test of Heteroscedasticity". Journal of the American Statistical Association, 64, 1969, 316-323.
- GOBERMEYERS (P.). "Migration Analysis - Role of Geographic Scale", The Annals of Regional Science, 12, 1978, 52-61.
- GOLDFELD (S.M.) et QUANDT (R.E.). "Some Tests for Homoscedasticity". Journal of the American Statistical Association, 60, 1965, 539-547.
- GOUX (J.M.). "Structure de l'espace et migration". Les Déplacements Humains, Entretiens de Monaco en sciences humaines, mai 1962, 167-172.
- GREENWOOD (M.J.). "A Analysis of the Determinants of Geographic Labor Mobility in the United States". The Review of Economics and Statistics, 51, 1969, 189-194.
- GREENWOOD (M.J.). "Lagged Response in the Decision to Migrate". Journal of Regional Science, 10, 1970, 375-384.
- GREENWOOD (M.J.) et SWEETLAND (D.). "The Determinants of Migration between Standard Metropolitan Statistical Areas". Demography, 9, 1972, 665-681.
- GREENWOOD (M.J.). "Research on Internal Migration in the United States : a Survey". Journal of Economic Literature, XIII, 1975, 397-433.
- GREENWOOD (M.J.). "An Econometric Model of Internal Migration and Regional Economic Growth in Mexico". Journal of Regional Science, 18, 1978, 17-31.
- GRIESINGER (D.W.). "Reconsidering the Theory of Social Gravity". Journal of Regional Science, 19, 1979, 291-302.
- GRIGG (D.B.). "E.G. Ravenstein and the "Laws of Migration". Journal of Historical Geography, 3, 1977, 41-54.
- HAENZEL (W.). "Concept Measurement and Data in Migration Analysis". Demography, 4, 1967, 253-261.
- HAGERSTRAND (T.). "Migration and Area . Migration in Sweden". Lund Studies in Geography, 13, 1957, 27-158.

- HAGERSTRAND (T.). "Geographic Measurements of Migration. Swedish Data". Les Déplacements humains, Entretiens de Monaco en sciences humaines, mai 1962, 61-83.
- HAMILTON (C.). "Practical and Mathematical Considerations in the Formulation and Selection of Migration Rates". Demography, 2, 1965, 429-443.
- HAMMER (C.) et IKLE (F.C.). "Intercity Telephone and Airline Traffic Related to Distance and the "Propensity to Interact". Sociometry, 20, 1957, 306-316.
- HARRIS (B.). "A Note on the probability of Interaction at a distance". Journal of Regional Science, 5, 1964, 31-35.
- HAWORTH (J.M.) et VINCENT (P.J.). "The Stochastic Disturbance Specification and its Implications for Log-linear Regression". Environment and Planning A, 11, 1979, 781-790.
- HAY (A.). "The Geographical Explanation of Commodity Flow". Progress in Human Geography, 3, 1979, 1-12.
- HAYNES (K.E.), POSTON (D.L.) et SCHNIRRING (P.). "Intermetropolitan Migration in High and Low Opportunity Areas : Indirect Tests of the Distance and Intervening opportunities Hypotheses". Economic Geography, 49, 1973, 68-73.
- HAYNES (M.). "Application of Exponential Distance Decay to Human and Animal Activities". Geografiska Annaler, 56 B, 1974, 91-104.
- HILLSMAN (E.L.) et RHODA (R.). "Errors in Measuring Distance from Populations to Service Centers". The Annals of Regional Science, 12, 1978, 74-97.
- HIRST (M.A.). "Hierarchical aggregation procedures for interaction data : a comment". Environment and Planning A, 9, 1977, 99-103.
- HOLLINGWORTH (T.H.). "Gross Migration Flows as a Basis for Regional Definition : an Experiment with Scottish Data". Proceedings of the International Population Conference, London, 1969, 4, 1971, 2755-2765.
- HORDIJK (L.) et NIJKAMP (P.). "Dynamic Models of Spatial Autocorrelation". Environment and Planning A, 9, 1977, 505-519.
- HUFF (D.L.) et JENKS (G.F.). "A Graphic Interpretation of the Friction of Distance and Gravity Models". Annals of the Association of American Geographers, 58, 1968, 814-824.
- HYMAN (G.M.). "The Calibration of trip Distribution Models". Environment and Planning, 1, 1969, 105-112.
- ISARD (W.). Methods of Regional Analysis : an Introduction to Regional Science. 1960, Cambridge, 501 p.
- ISARD (W.) et LIOSSATOS (P.). "Parallels from Physics for Space-time Development Models". Regional Science and Urban Economics, 5, 1975, 5-40.
- JAKOBSSON (A.). Omflyttningen i Sverige, 1950-1960. Monografiserie, n° 5, 1969, 350 p.

- JANSEN (C.J.) et KING (R.C.). "Migrations et "Occasions Intervenantes" en Belgique". Recherches Economiques de Louvain, 4, 1968, 519-526.
- JOHNSSON (O.H.). "En Stads Flyttnings- och Födelseortsfält". Swensk geogr. årsbok, 1952.
- JOHNSTON (R.J.). "Latent Migration Potential and the Gravity Model, New Zealand". Geographical Analysis, 2, 1970, 387-397.
- JOHNSTON (R.J.). "On Friction of Distance and Regression Coefficients". Area, 5, 1973, 187-191.
- JOHNSTON (R.J.). Spatial Structures. 1973, London, 137 p.
- JOHNSTON (R.J.). "Map Pattern and Friction of Distance Parameters : a Comment". Regional Studies, 9, 1975, 281-283.
- KANT (E.). "Den inre om flyttningen i Estland i samband med de estniska städernas omland". Svensk geogr. årsbok, 1946.
- KONO (S.). "Evaluation of the Japanese Population Register Data on Internal Migration". Proceedings of the International Population Conference, London, 1969, 4, 1971, 2766-2774.
- KOSINSKI (A.). "Data and measures in migration research". People on the Move, édité par KOSINSKI et PROTHERO, Londres, 1975, 107-120.
- KULLDORF (G.). "Migration Probabilities". Lund Studies in Geography, 14 B, 1955, 45 p.
- LABAT (J.C.). "La mesure des migrations". Migrations intérieures. Méthodes d'observation et d'analyse, Paris, 1975, 31-41.
- LE BRAS (H.). "Migrations et distances spatiales entre villes". Migrations intérieures. Méthodes d'observation et d'analyse, Paris, 1975, 251-255.
- LEE (E.S.). "A Theory of Migration", Demography, 3, 1966, 47-57.
- LEVY (M.B.) et WADYCKI (W.J.). "What is the Opportunity Cost of Moving ? Reconsideration of the Effects of Distance on Migration". Economic Development and Cultural Change, 22, 1974, 198-214.
- LONG (L.H.). "On Measuring Geographic Mobility". Journal of the American Statistical Association, 65, 1970, 1195-1203.
- LONG (L.H.) et HANSEN (K.A.), Migration Trends in the United States. Communication présentée au Congrès de l'U.I.E.S.P., Mexico, 1977, 55 p.
- LONG (L.H.) et BOERTLEIN (C.G.). "The Geographical Mobility of Americans, an International Comparison". Bureau of the Census, Current Population reports, Special Studies, Series P.23, n° 64, 45 p.

- LONG (W.H.) et URIS (R.B.). "Distance, Intervening Opportunities, City Hierarchy and Air Travel". Annals of Regional Science, 7, 1973, 152-161.
- LONG (W.H.). "Air Travel, Spatial Structure, and Gravity Models". Annals of Regional Science, 12, 1978, 97-107.
- LOVGREN (E.). "The Geographical Mobility of Labour". Geografiska Annaler, XXXVIII, 1956, 344-394.
- LOWRY (I.S.). Migration and Metropolitan Growth : Two Analytical Models. Institute of Government and Public Affairs, University of California, 1966, 118 p.
- LUKERMANN (F.) et PORTER (P.W.). "Gravity and Potentiel Models in Economic Geography". Annals of the Association of American Geographers, 50, 1960, 493-504.
- LUU-MAU-THANH et SUTTER (J.). "Contribution à l'étude de la répartition des distances séparant les domiciles des époux dans un département français. Influence de la consanguinité". Les Déplacements humains, Entretiens de Monaco en sciences humaines, mai 1962, 123-137.
- LUU-MAU-THANH. "Distribution théorique des distances entre deux points répartis uniformément sur une surface". Les Déplacements humains, Entretiens de Monaco en sciences humaines, mai 1962, 173-184.
- LYCAN (R.). "Matrices of Inter-Regional Migration". Proceedings of the Association of American Geographers, 1, 1969, 89-95.
- MACKINNON (R.D.) et SKARKE (A.M.). "Exploraty Analyses of Interregional Migration Tables : an Austrian Example". Regional Studies, 11, 1977, 99-111.
- MARK (D.M.) and CHURCH (M.). "On the Misuse of Regression in Earth Science". Journal of International Association of Mathematical Geology, 9, 1977, 63-75.
- MARK (D.M.) et PEUCKER (T.K.). "Regression Analysis and Geographic Models". Canadian Geographer, XXII, 1978, 51-64.
- MARK (D.M.) et PEUCKER (T.K.). "Regression Analysis and Geographic Models : Reply". Canadian Geographer, XXIII, 1979, 79-81.
- MASSER (I.). A Predictive Model of Inter-regional Migration : a Review. Communication présentée au I.B.G. Population Geography Study Group Symposium on Quantitative Techniques in Population Geography, Université de Liverpool, Septembre 1971.
- MASSER (I.). "The Design of Spatial Systems for Internal Migration Analysis". Regional Studies, 10, 1976, 39-52.
- MASSER (I.) et BROWN (J.B.). Spatial Representation and Spatial Interaction. Working Paper n° 8, Instituut voor Planologie, Rijksuniversiteit Utrecht, 1976, 34 p.

- MASSER (I.) et SCHEURWATER (J.). "Spatial Interaction in the Amersfoort Region : A Systems Analysis". Annals of Systems Research, 5, 1976, 81-112.
- MASSER (I.) et SCHEURWATER (J.). The Specification of Multi Level Systems for Spatial Analysis. Chaire Quételet, Département de Démographie, Université Catholique de Louvain, 1977, 221-244.
- MASSER (I.) et SCHEURWATER (J.). The Functional Regionalisation of Spatial Interaction Data : An Evaluation of Some Suggested Strategies. TRP 19, Department of Town and Regional Planning, Sheffield, 1979, 45 p.
- MILLER (E.). "A Note on the Role of Distance in Migration : Costs of Mobility Versus Intervening Opportunities". Journal of Regional Sciences, 12, 1972, 475-478.
- MOODY (H.T.) et PUFFER (F.W.). "Some Statistical Problems in Migration Analysis". Annals of Regional Science, 3, 1969, 192-201.
- MOORE (J.). Cityward Migration. University of Chicago Press, 1938.
- MORILL (R.L.). "The Development of Models of Migration and the Role of Electronic Processing Machines". Les Déplacements humains, Entretiens de Monaco en sciences humaines, mai 1962, 213-230.
- MORILL (R.L.). "The Distribution of Migration Distances". Papers and Proceedings of the Regional Science Association, 11, 1963, 75-84.
- MORILL (R.L.) et PITTS (F.R.). "Marriage, Migration and the Mean Information Field : a Study in Uniqueness and Generalty". Annals of the Association of American Geographers, 1967, 401-422.
- NATIONS UNIES. "Manuel VI. Méthodes de mesure de la migration interne". Etudes démographiques, n° 47, New York, 1971, 85 p.
- NELSON (Ph.). "Migration, Real Income and Information". Journal of Regional Science, 1, 1959, 43-74.
- NG (R.). "Internal Migration Regions in Scotland". Geografiska Annaler, 52 B, 1969, 139-147.
- NIJKAMP (P.). "Reflections on Gravity and Entropy Models". Regional Science and Urban Economics, 5, 1975, 203-225.
- NIJKAMP (P.). "Socio-economic and Environmental Indicators as Determinants of Interregional Migration Flows". Social Indicators Research, 3, 1976, 101-110.
- NIJKAMP (P.). "An Impact Analysis of Environmental Attraction Profiles and Spatial Mobility". London papers in regional science, 7, 1977, 87-107.
- OKABE (A.). "A Theoretical Comparison of the Opportunity and Gravity Models". Regional Science and Urban Economics, 6, 1976, 381-397.

- OLSSON (G.). "Distance and Human Interaction. A Migration Study". Geografiska Annaler, 47, 1965 a, 3-43.
- OLSSON (G.). Distance and Human Interaction. A Review and Bibliography. Bibliography Series. Number Two. Regional Science Research Institute. Philadelphia, 1965 b, 112 p.
- OLSSON (G.) et GALE (S.). "Spatial Theory and Human Behavior". Papers of the Regional Science Association, Vol. 21, 1968, 229-241.
- OLSSON (G.). "Explanation, Prediction and Meaning Variance : an Assessment of Distance Interaction Models". Economic Geography, 46, 1970, 223-233.
- OPENS HAW (S.). "An Empirical Study of some Spatial Interaction Models". Environment and Planning A, 8, 1976, 23-41.
- OPENSHAW (S.) et CONNOLLY (C.J.). "Empirically derived Deterrence Functions for Maximum Performance Spatial Interaction Models". Environment and Planning A, 9, 1977, 1067-1079.
- PETERSEN (W.). "A General Typology of Migration". American Sociological Review, 23, 1958, 256-266.
- PITFIELD (D.E.) et OPENSHAW (S.). "Algorithm 6 : The χ^2 Test for Predicted Trip Matrices". Environment and Planning A, 10, 1978, 1201-1206.
- POOLE (A.) et O'FARRELL (P.N.). "The Assumptions of the Linear Regression Model". Transactions of Institute of British Geographers, 52, 1971, 145-158.
- POULAIN (M.). "Du registre de population aux statistiques de migration interne en Belgique : Critique des sources et Correction des données". Population et Famille, 45, 1978, 1-45.
- PRAIS (S.J.) et HOUTHAKKER (H.S.). Analysis of Family Budgets. Cambridge University Press, 1971.
- PRESSAT (R.). "L'attraction dans les migrations intérieures". Bulletin de l'Institut International de Statistique, 40, 1963, 450-460.
- PRICE (D.O.). "Distance and Direction as Vectors of Internal Migration, 1935 to 1940". Social Forces, 27, 1948-49, 48-53.
- RAIMON (R.). "Interstate Migration and Wage Theory". The Review of Economics and Statistics, 54, 1962, 428-438.
- RAVENSTEIN (E.G.). "The Laws of Migration". Journal of the Royal Statistical Society, 48, 1885, 167-235 et 52, 1889, 241-289.
- REES (G.) et REES (L.). "Alternatives to the Census : the Exemple of Sources of Internal Migration Data". Town Planning Review, 48, 1977, 123-140.
- REES (P.H.). "The Measurement of Migration, from Census Data and Other Sources". Environment and Planning A, 1977, 9, 247-272.

- REILLY (W.J.). "Methods for the Study of Retail Relationship". University of Texas Bulletin, 2944, 1929.
- REILLY (W.J.). The Law of Retail Gravitation. New York, 1931.
- REUDERINK (R.W.). "Migration, Distance and Service Area". European Demographic Information Bulletin, X, 1979, 1-8.
- RIDDELL (J.B.). "On Structuring a Migration Model". Geographical Analysis, 2, 1970, 403-409.
- ROGERS (A.). "A Regression Analysis of Interregional Migration in California". Review of Economics and Statistics, 49, 1967, 262-267.
- ROSE (A.M.). "Distance of Migration and Socio-Economic Status of Migrants". American Sociological Review, 23, 1958, 420-423.
- ROSEMAN (C.C.). "Migration as a Spatial and Temporel Process". Annals of the Association of American Geographers, 61, 1971, 589-598.
- SCHNEIDER (M.). "Gravity Models and Trip Distribution Theory". Papers and Proceedings of the Regional Science Association, 5, 1959, 51-56.
- SCHWARTZ (A.). "Interpreting the Effect of Distance on Migration". Journal of Political Economy, 81, 1973, 181-197.
- SCHWIND (P.J.). "The Spatial Structure of Migration Behavior". Migration and Regional Development in the United States, Research Paper 133, Department of Geography, Chicago, 1971, 379-393.
- SCHWIND (P.J.). "A General Field Theory of Migration : United States, 1955-1960". Economic Geography, 51, 1975, 1-16.
- SENIOR (M.L.). "From Gravity Modelling to Entropy Maximizing : a Pedagogic Guide". Progress in Human Geography, 3, 1979, 175-210.
- SHEPPARD (E.S.), GRIFFITH (D.A.) et CURRY (L.). "A Final, Comment on Mis-Specification and Autocorrelation in Those Gravity Parameters". Regional Studies, 10, 1976, 337-339.
- SHEPPARD (E.S.). "Theoretical Underpinnings of the Gravity Hypothesis". Geographical Analysis, 10, 1978, 386-402.
- SHORROCKS (A.F.). "The Measurement of Mobility". Econometrica, 46, 1978, 1013-1024.
- SLATER (P.B.). "A Hierarchical Regionalisation of Japanese Prefectures Using 1972 Interprefectural Migration Flows". Regional Studies, 10, 1976, 123-132.
- SLATER (P.B.). "Gravity-Model Estimates and Exact Maximum-Entropy Solutions : Their Differences". Environment and Planning A, 10, 1978, 1131-1136.
- SOMMERMEYER (W.H.). "Een analyse van de binnenlandse migratie in Nederland tot 1947 et van 1948-1957". Statistische en Econometrische Onderzoeken, 3, 1961, 115-174.

- SOMMERMEYER (W.H.). "Multi-polar Human Flow Models". Papers of the Regional Science Association, 26, 1971, 131-144.
- SOROKIN (P.A.), ZIMMERMAN (C.C.) et GALPIN (C.J.). A Systematic Source Book in Rural Sociology. University of Minnesota Press, 1932.
- STEWART (C.T.Jr.). "Migration as a Function of Population and Distance". American Sociological Review, 25, 1960, 347-356.
- STEWART (J.Q.). "An Inverse Distance Variation for Certain Social Influences". Science, 93, 1941, 89-90.
- STEWART (J.Q.). "A Measure of the Influence of a Population at a Distance". Sociometry, 5, 1942, 63-71.
- STEWART (J.Q.). "Empirical Mathematical Rules concerning the Distribution and Equilibrium of Population". Geographical Review, 37, 1947, 461-485.
- STEWART (J.Q.). "Demographic Gravitation : Evidence and Applications". Sociometry, 11, 1948, 31-58.
- STEWART (J.Q.) et WARNTZ (W.). "Physics of Population Distribution". Journal of Regional Science, 1, 1958, 99-123.
- STILLWELL (J.C.H.). "Models of Interregional Migration : a Review". Working Paper 100, Department of Geography, University of Leeds, 1975, 59 p.
- STILLWELL (J.C.H.). Some Historical Tests of Spatial Interaction Models for Inter-Area Migration : Part I : Inter-County Migration". Working Paper 185, School of Geography, University of Leeds, 1977, 70 p.
- STILLWELL (J.C.H.). "Some Historical Tests of Spatial Interaction Models for Inter-Area Migration : Part II : Inter-Region Migration". Working Paper 199, School of Geography, University of Leeds, 1977, 37 p.
- STILLWELL (J.C.H.). "Interzonal Migration : some Historical Tests of Spatial-Interaction Models". Environment and Planning A, 10, 1978, 1187-1200.
- STOUFFER (S.A.). "Intervening Opportunities : a Theory Relating Mobility and Distance". American Sociological Review, 5, 1940, 845-867.
- STOUFFER (S.A.). "Intervening Opportunities and Competing Migrants". Journal of Regional Science, 2, 1960, 1-26.
- STRODTBECK (F.L.). "Population/Distance and Migration from Kentucky". Sociometry, 13, 1950, 123-130.
- STRONGE (W.B.) et SCHULTZ (R.R.). "Heteroscedasticity and the Gravity Model". Geographical Analysis, 10, 1978, 279-286.
- TARVER (J.D.) et MC LEOD (R.D.). "A Test and Modification of Zipf's Hypothesis for Predicting Interstate Migration", Demography, 10, 1973, 259-275.

- TARVER (J.D.) and Mc LEOD (R.D.). "Trends in the Distance of Movement of Interstate Migrants". Rural Sociology, 41, 1976, 119-126.
- TAYLOR (M.J.). "Perceived Distance and Spatial Interaction". Environment and Planning A, 10, 1978, 1171-1177.
- TER HEIDE (H.). "Migration Models and their Significance for Population Forecasts". The Milbank Memorial Fund Quartely, 41, 1963, 56-76.
- TER HEIDE (H.). Binnenlandse migratie in Nederland. 's Gravenhage, 1965, 515p. +XVI.
- TER HEIDE (H.). "Some Aspects of Internal Migration in the Netherlands". Sociologia Neerlandica, Assen, 4, 1968, 137-158.
- TERMOTE (M.). Les migrations définitives à l'intérieur de la Belgique. Office belge pour l'accroissement de la Productivité, Bruxelles, 1966, 148 p.
- TERMOTE (M.). "Statistiques du Mouvement Migratoire". Recherches Economiques de Louvain, 6, 1966, 391-405.
- TERMOTE (M.). "Les modèles de migration. Une perspective d'ensemble". Recherches Economiques de Louvain, 33, 1967, 413-444.
- TERMOTE (M.). Un modèle de migration pour la Belgique. Office Belge pour l'accroissement de la productivité, Bruxelles, 1968, 133 p.
- TERMOTE (M.). Estimation d'une fonction de migration. Belgique, 1964-1969. Département du Travail, Louvain, 1972, 79 p.
- TERMOTE (M.). "Statistiques migratoires directes : le registre de la population". Migrations intérieures. Méthodes d'observation et d'analyse, Paris, 1975, 157-164.
- THOMLINSON (R.). "A Model for Migration Analysis". Journal of the American Statistical Association, 56, 1961, 675-689.
- THOMLINSON (R.). "The Determination of a Base Population for Computing Migration Rates". The Milbank Memorial Fund Quartely, XL, 1962, 356-366.
- TUGAULT (Y.). La mesure de la mobilité. Cinq études sur les migrations internes. Travaux et Documents de l'I.N.E.D., Cahier n° 67, Paris, 1973, 224 p.
- VAN DEN BRINK (T.). "The Netherlands Population Registers". Sociologica Neerlandica, III, 1966.
- VANDERKAMP (J.). "Interregional Mobility in Canada : a Study of the Time Pattern of Migration". Canadian Journal of Economics, 1, 1968, 595-608.
- VANDERKAMP (J.). "Migration Flows, their Determinants and the Effects of Return Migration". Journal of Political Economy, 79, 1971, 1012-1031.

- VANDERKAMP(J.). "The Role of Population Size in Migration Studies". Canadian Journal of Economics, 9, 1976, 508-517.
- VANDERKAMP (J.). "The Gravity Model and Migration Behaviour and Economic Interpretation". Journal of Economic Studies, 4, 1977, 89-102.
- VILQUIN (E.). Réflexions sur l'analyse démographique des migrations. Working Paper n° 35 du Département de Démographie, Université Catholique de Louvain, Avril 1977, 10 p.
- VOYE (L.) et REMY (J.). "Distance spatiale, distance sociale". Recherches Sociologiques, 9, 1978, 27-45.
- WADYCKI (W.J.). "Stouffer's Model of Migration : a Comparaison of Interstate and Metropolitan Flows". Demography, 12, 1975, 121-128.
- WARD (J.H.). "Hierarchical Grouping to Optimise and Objective Function". Journal of the American Statistical Association, 58, 1963, 236-244.
- WARNTZ (W.) et NEFT (D.). "Contributions to a Statistical Methodology for Areal Distributions". Journal of Regional Science, 2, 1960, 47-66.
- WEEDEN (R.). "Interregional Migration Models and their Application to Great Britain". National Institute of Economic and Social Research, Regional Papers II, 1973, 43-104.
- WESTERFELD (A.). "The Distance Factor in Migration". Social Forces, 19, 1940, 213-218.
- WILLIS (K.G.). "The Influence of Spatial Structure and Socio-economic Factors on Migration Rates". Regional Studies, 6, 1972, 69-82.
- WILLIS (K.G.). Problems in Migration Analysis. Richmond, 1974, 247 p.
- WILLIS (K.G.). "Regression Models of Migration. An Econometric Reappraisal of some Techniques". Geografiska Annaler, 57 B, 1975, 42-54.
- WILSON (A.G.). "A Statistical Theory of Spatial Distribution Models". Transportation Research, 1, 1967, 253-269.
- WILSON (A.G.). Entropy in Urban and Regional Modelling. London, 1970.
- WILSON (A.G.). "Inter-regional Commodity Flows : Entropy Maximizing Approaches". Geographical Analysis, 2, 1970, 255-282.
- WILSON (A.G.). "A Family of Spatial Interaction Models, and Associated Developments". Environment and Planning, 3, 1971, 1-32.
- WOLPERT (J.). "Distance and Directional Bias in the Inter-urban Migration Streams". Annals of the Association of American Geographers, 57, 1964, 605-616.
- WOLPERT (J.). "Behaviour Aspects of the Decision to Migrate". Papers of the Regional Science Association, 15, 1965, 159-169.

- YAPA (L.) et WOLPERT (J.). "Time Paths of Migration Flows : Belgium 1954-1962". Geographical Analysis, 3, 1971, 157-164.
- YOUNG (E.C.). The Movement of Farm Population. Ithaca, Cornell Agricultural Experiment Station, Bulletin 426, 1924.
- YOUNG (G.). "The Choice of Dependent Variable for Cross-Section Studies of Migration". Canadian Journal of Economics, VIII, 1975, 93-100.
- ZACHARIAH (K.C.). "Measurement of Internal Migration from Census Data". Internal Migration, a Comparative Perspective, édité par Alan A. BROWN et Egon NEUBERGER. New York/San Francisco/London, Academic Press, 1977, 121-144.
- ZIPF (G.K.). "The P_1P_2/D Hypothesis on the Intercity Movement of Persons". American Sociological Review, 11, 1946, 677-686.
- ZIPF (G.K.). "The P_1P_2/D Hypothesis : the Case of Railway Express". Journal of Psychology, 50, 1946, 401-421.