

MIGRATIONS ET TERRITOIRE *

par D. COURGEAU

Institut National d'Etudes Démographiques

- 1 La répartition d'une population sur un territoire s'exprime sous forme statistique, ce qui entraîne un découpage de ce territoire en zones disjointes, le recouvrant entièrement. Le nombre de migrations ou de migrants (1) qu'on y détecte, pendant une période donnée, s'exprime donc en changements de zones, ce qui entraîne un arbitraire dans le décompte des migrations. En effet, le territoire peut être découpé d'une multitude de façons en zones disjointes : à chaque découpage correspond un effectif de migrants qui en dépend intimement. Ainsi selon que la France est découpée en communes, cantons, départements ou régions, les effectifs de migrants dénombrés au recensement de 1962 sont respectivement 11 418 135 — 9 523 515 — 4 939 140 — 3 285 600 : les effectifs sont multipliés par près de quatre lorsqu'on passe des changements de régions aux changements de communes.
- 2 Pour la comparaison internationale des migrations internes, une première méthode consiste en la recherche d'indices qui dépendent le moins possible du découpage géographique. Cette méthode empirique cherche à déceler ces indices et à vérifier sur la plus grande variété de données qui permettent de les calculer, leur indépendance du découpage géographique (section I).
- 3 La seconde méthode (section II) dégage au contraire la dépendance entre les migrations mesurées et le découpage géographique utilisé. Cette recherche commence par l'élaboration de modèles mathématiques, qui rendent compte de l'effet de l'éloignement sur les migrations, grâce à un petit nombre d'indices. Il est utile pour une telle étude de connaître tous les changements de logements de la population étudiée : le fait d'introduire un découpage du territoire en zones, rendra difficile l'utilisation des effectifs de migrants vers les zones proches, car la distance moyenne parcourue par ces migrants n'est estimable qu'avec une faible précision. Ayant mis en évidence ces modèles, l'idée est la suivante : s'il existe une relation invariable entre l'intensité des déplacements et la distance parcourue, il doit y avoir une relation entre les migrations qui franchissent les frontières d'une zone donnée et l'ensemble des migrations qui la concernent. A priori cette relation peut dépendre de la forme des zones recouvrant le territoire; mais si elle n'en dépendait pas ou en dépendait peu, le problème posé pourrait être résolu. On aurait alors un résumé des migrations du territoire, indépendant du découpage géographique retenu pour les mesurer.
- 4 Cet effet du découpage éliminé, les indices obtenus peuvent dépendre encore de la taille du territoire et de la répartition de la population sur le pays : un changement de frontière, une urbanisation croissante modifieront ces indices. Cette étude en est encore à ses débuts et nous ne pouvons qu'émettre certaines hypothèses et indiquer les méthodes qu'il serait utile de suivre, pour arriver à des résultats.

* Les nombres entre crochets renvoient à la bibliographie en fin de rapport.

(1) Nous prenons les définitions du manuel VI des Nations Unies : une migration est un changement de résidence entraînant un changement de zone, au cours d'une période donnée. Un migrant est un individu ayant effectué au moins une migration au cours de cette période. L'estimation de l'effectif des migrants par une question sur le lieu de résidence à une date antérieure lors d'un recensement, est inférieure à cet effectif : les migrants décédés ou sortis du territoire pendant la période ne sont pas recensés; les migrants ayant effectué un retour vers leur résidence initiale ne peuvent être décelés.

- 5 Les travaux qui permettent de répondre à toutes ces questions, sont encore rares et largement insuffisants. Il nous paraît cependant important de poser le problème dans toute sa généralité pour mettre au point des études cohérentes sur la migration liée au territoire : peut-on à partir des migrations mesurées sur un territoire, éliminer les effets géographiques de découpage, de taille et de densité de population dans ce pays ? Seule une analyse approfondie du phénomène migratoire à partir de données très complètes permettra d'y répondre. Nous n'apportons ici que les éléments d'une réponse, non la réponse elle-même.

I. INDICES DÉPENDANT PEU DU DÉCOUPAGE GÉOGRAPHIQUE

1. Répartition par groupe d'âge.

- 6 De nombreuses études ont montré que *la répartition de la population migrante par groupes d'âge, dépend très peu du découpage géographique sur lequel les migrations sont mesurées*. Nous donnons à titre d'exemple le cas des migrants en France entre 1954 et 1962, répartis par groupes d'âge, pour 4 types de découpages géographiques (tableau 1).

TABLEAU 1

Age atteint en 1962	changements de			
	commune en ‰	canton en ‰	département en ‰	région en ‰
0 - 8	212	207	201	197
× 9 - 24	247	247	244	245
25 - 34	210	213	221	228
35 - 44	134	136	136	131
45 - 54	73	73	71	69
55 - 64	61	62	64	65
65 - 74	38	38	41	43
75 et plus	25	24	22	22

- 7 Une analyse plus fine de ces chiffres montre cependant que, pour le groupe d'âge 25-34 ans, les pourcentages de migrants croissent de 1,8 % en passant des changements de communes aux changements de régions, indiquant que la distance parcourue par les migrants est légèrement plus forte pour ces âges. Des chiffres équivalents obtenus aux Etats-Unis (Current population Survey, 1967) montrent le même phénomène, de façon encore plus accentuée (tableau 2).

TABLEAU 2

Age	changements de		
	logement en ‰	comté en ‰	état en ‰
1 - 19	403	396	411
20 - 24	158	177	194
25 - 34	178	185	199
35 - 44	102	105	100
45 - 64	113	97	74
65 - 74	28	25	13
75 et plus	18	15	9

- 8 Pour les âges compris entre 20 et 30 ans la distance parcourue est donc maximale, et décroît ensuite en fonction de l'âge.

2. Répartition des migrations dans le temps.

- 9 Lors d'un recensement on peut poser une question sur les lieux de résidence à deux dates antérieures. Les résultats obtenus pour divers découpages géographiques montrent que *le rapport des migrants comptés entre chacune de ces deux dates et celle du recensement dépend peu du découpage*. Nous donnons en exemple les Etats-Unis (1955-1960 et 1959-1960) et l'Angleterre (1961-1966 et 1965-1966), dans le tableau 3.

TABLEAU 3

Période	Etats-Unis				Angleterre	
	milliers de changements de				changements de	
	logement	comté	état	région	logement	aire (local area)
1 an $m(1)$	23.540	7.998	3.993	2.140	4.677.990	14.554.720
5 ans $m(5)$	62.503	22.233	10.841	5.215	2.277.970	6.847.700
rapport $\frac{m(1)}{m(5)}$	0,377	0,360	0,368	0,407	0,322	0,333

- 10 Cette constance, que nous avons également constatée [10] dans le cas de la France (0,234 — 0,224 — 0,208 respectivement pour les changements de communes, départements et régions sur 1 et 5 ans) devrait faire l'objet d'une étude systématique dans tous les pays où l'on dispose de données permettant sa vérification.
- 11 L'analyse que nous avons faite de ce phénomène [10] dans 3 pays (France, Etats-Unis, Suède) est résumée ici. Le problème est de savoir comment varie l'effectif de migrants dénombrés en passant d'une durée d'observation à une durée plus longue. Comme on part de la date du recensement et qu'on remonte le temps, on n'a pas à tenir compte des migrants décédés ou sortis du pays avant le recensement. Par contre un même individu peut effectuer plusieurs migrations entre une date donnée et le recensement alors que le recensement ne peut en détecter, au maximum, qu'une seule : il n'en détecte aucune lorsque le migrant revient dans sa zone initiale, après avoir effectué hors de celle-ci, une ou plusieurs migrations.
- 12 Une étude longitudinale est d'abord nécessaire pour étudier comment se répartissent au cours du temps les migrations successives faites par un même individu. En particulier on se demande si ces migrations dépendent du rang de la migration antérieure, du découpage géographique utilisé, et de la génération suivie. L'étude faite sur le petit nombre de données dont nous disposons a permis de dégager les résultats suivants :
- la probabilité (K), ayant effectué une migration, d'en faire une nouvelle dépend peu du rang de la migration antérieure et de la génération. Elle dépend un peu plus du découpage géographique utilisé : elle décroît légèrement en passant du découpage le plus fin au plus grossier;
 - la probabilité d'effectuer une nouvelle migration (k) pendant une période donnée, définie par rapport à la date de migration antérieure, pour la population soumise au risque (population ayant une chance d'effectuer une nouvelle migration et ne l'ayant pas encore faite), est indépendante de la durée séparant la période considérée de la date de migration antérieure, du rang de cette migration et du découpage géographique utilisé. Elle dépend également peu de la génération considérée (dans le cas de la France).

- 13** Passant à l'étude transversale, on montre que cette probabilité (k) est à peu près constante tant que l'on travaille sur des périodes d'amplitude inférieure à 10 ans. De même la probabilité (p) d'effectuer une migration, quel que soit son rang dépend peu de l'année considérée, en travaillant sur des périodes de même ampleur; elle dépend par contre très fortement du découpage géographique.
- 14** L'estimation des retours montre qu'ils constituent une proportion constante (l) des migrations de rang supérieur à un qui se produisent pendant la même année. Le coefficient de proportionalité des retours croît en passant du découpage géographique le plus fin au plus grossier.
- 15** A partir de toutes ces hypothèses on obtient une estimation de l'effectif des migrants mesuré entre un recensement et une date antérieure (t années avant le recensement).

$$m(t) = Np [(1 - K [1 + l])^t + \frac{K(1 + l)}{k} (1 - e^{-kt})]$$

où N est l'effectif de la population, considéré comme constant pendant la période étudiée.

- 16** On voit sans peine que le rapport des migrants comptés entre deux dates et celle du recensement est indépendant du produit Np . Or la probabilité d'effectuer une migration de tous rangs était justement celle qui dépendait le plus du découpage géographique. A priori, le produit $K(1 + l)$ dépend lui aussi du découpage : K décroît lorsqu'on passe du découpage le plus fin au plus grossier, l au contraire croît. Une compensation peut donc se produire, comme les données françaises permettent de le constater (tableau 4).

TABLEAU 4

	changement de			
	logement	commune	département	région
K	0,78	0,71	0,69	0,63
l	0	0,07	0,16	0,24
$K(1 + l)$	0,78	0,76	0,80	0,78

- 17** D'autre part, les résultats cités plus haut (tableau 3) pour les Etats-Unis et l'Angleterre, tendent à montrer la généralité de ce résultat, car si le produit $K(1 + l)$ dépendait fortement du découpage, le rapport $m(1)/m(5)$ devrait en dépendre également d'après l'analyse que nous avons faite.
- 18** On peut donc, a priori, supposer que deux caractéristiques des migrations internes dépendent peu du découpage géographique :
- la probabilité d'effectuer une nouvelle migration, pendant une période donnée, pour la population soumise au risque;
 - le produit de la probabilité, ayant effectué une migration, d'en faire une nouvelle, par le coefficient $(1 + l)$, où l est la portion de migrations de rang supérieur à un, constituant un retour.
- 19** Le calcul de ces coefficients, à partir de données longitudinales des Etats-Unis, est possible, sous certaines hypothèses [10]; il conduit aux valeurs suivantes :
- $k = 0,49$
 $K = 0,88$
- 20** Comme ces données concernent des changements de comtés, on peut supposer le coefficient l suffisamment faible, pour que le produit $K(1 + l)$ soit peu différent de la valeur K trouvée. Sous cette hypothèse, en estimant les valeurs de p à partir des données précédentes sur 5 ans (voir tableau 3), on a une estimation des changements de logements, comtés, états, régions sur un an (tableau 5).

TABLEAU 5

	milliers de changements de			
	logements	comtés	états	régions
effectif théorique	22 797	8 125	3 959	1 917
effectif réel	23 540	7 998	3 993	2 140
différence	— 743	+ 127	— 34	— 223
% de l'effectif théorique	— 3,16	+ 0,16	— 0,09	— 11,63

La généralisation de ces résultats à d'autres pays paraît maintenant indispensable.

II. EFFET DE LA DISTANCE SUR LES MIGRATIONS

- 21** Au lieu de rechercher des indices indépendants du découpage du territoire, donc indépendants de la distance, on va maintenant évaluer l'effet de cette distance sur les migrants échangés. Si l'on connaît cet effet, on peut alors dégager un indice qui l'élimine.

1. Modèles de migration.

- 22** Dès 1885, E. G. Ravenstein [34] tira, de son étude sur les migrations internes en Angleterre, les conclusions résumées ci-après :

- la majorité des migrants parcourent de courtes distances;
- le processus est le suivant : les habitants d'une zone entourant une ville en accroissement rapide, migrent vers cette ville; les manques ainsi créés dans la population rurale, sont comblés par des migrants venant de district plus éloignés, etc. Ainsi, on conçoit l'extension du phénomène à toute l'Angleterre;
- le nombre de migrants présents dans une ville, sera une fonction décroissante de la distance et sera proportionnel à la population de la zone d'origine;
- chaque courant de migration crée un contre-courant compensateur, présentant les mêmes caractères que lui.

- 23** Ainsi selon Ravenstein, la distance jouerait un rôle fondamental dans les migrations. C'est à sa suite que furent élaborés les modèles qui seront maintenant développés.

a) Modèles avec intervention explicite de la distance.

- 24** Pour que ces modèles s'appliquent à toute l'émigration ou l'immigration d'une zone, vers le territoire tout entier, on suppose enregistrés les mouvements intérieurs à cette zone. On se place dans le cas de l'émigration, mais le modèle reste valable pour l'immigration.

- 25** Considérons deux dates t_1 et t_2 , tirons à la date t_1 un individu dans la zone considérée, à la date t_2 un individu sur tout le territoire. Demandons nous d'abord comment sont réparties les distances séparant les deux individus. Cette répartition dépend a priori de la forme du territoire et de l'évolution de la population entre ces deux dates, tant en effectif qu'en répartition sur le territoire. Supposons d'abord la population constante pendant la période considérée et uniformément répartie sur le territoire. Dans le cas où la zone est égale au territoire entier, Luu Mau

Thanh [24] a calculé pour des formes simples, mais très différentes, du territoire (carré, cercle, triangle) les lois de distribution des distances séparant les deux individus : ces lois peu différentes pour diverses formes, montrent que celle-ci influe peu sur la distribution. Dans le cas inverse où la zone est petite par rapport au territoire et assez éloignée de ses limites, on montre sans peine que pour des petites distances cette loi de distribution est égale à $2\pi r/S$ où r est la distance considérée et S la surface du territoire.

26 On peut, bien entendu, calculer cette distribution dans des cas plus compliqués et plus proches de la réalité, par simulation. Ce calcul à notre connaissance jamais réalisé, est en fait très lourd.

27 Lorsqu'on travaille sur un découpage du territoire, cela entraîne la simplification de la fonction de distribution précédente : il suffit alors de calculer la probabilité pour qu'un individu tiré à la date t_1 , soit dans la zone i de population P_i et qu'un individu tiré à la date t_2 soit dans la zone j de population P_j . On voit facilement que, si P est la population du territoire, cette probabilité est $P_i P_j / P^2$. Un tel calcul vaut dans tous les cas où les zones i et j sont disjointes.

28 Supposons maintenant cette distribution connue. Il faut calculer la probabilité pour que l'on ait tiré le même individu aux dates t_1 et t_2 respectivement : en multipliant cette probabilité par la précédente on obtient celle de tirer un migrant. Dans les modèles considérés ici, on fait l'hypothèse que cette probabilité est fonction de la distance, r , et d'un certain nombre de coefficients, qui permettent d'ajuster les modèles.

29 Citons les fonctions les plus souvent utilisées, pour cette probabilité, et un des auteurs les ayant utilisées (2) :

$$\frac{k}{r} \text{ Zipf [49]}$$

$$\frac{k}{r^2} \text{ Anderson [1]}$$

$$\frac{k}{r^a} \text{ Hägerstrand [15]}$$

$$k e^{-ar} \text{ Kulldorff [22]}$$

$$\frac{k}{r} e^{-\frac{(\log r - m)^2}{2s^2}} \text{ Kulldorff [22]}$$

$$\frac{k}{r} e^{-ar} \text{ Johnsson,}$$

$$\frac{k}{r^a} e^{-br} \text{ Morill [27].}$$

30 Cette grande variété de fonctions ne doit pas être considérée comme une preuve de la grande diversité des migrations observées. Notons que ces modèles sont appliqués sur un intervalle de variation de la distance assez étroit pour lequel un choix convenable des coefficients peut donner des valeurs très proches. Certains auteurs (Anderson, Kulldorff, Morill) ont d'ailleurs ajusté plusieurs de ces modèles sur les mêmes observations des migrations en vue de voir lequel donnait le meilleur ajustement : la forme normale logarithmique et le modèle du type absorption

(2) Certaines de ces fonctions donnent une valeur infinie à la probabilité considérée pour $r=0$. Il suffit d'introduire une nouvelle variable $(r+a)$ où a est une constante de valeur faible devant celles prises par r , pour éviter cet inconvénient.

$(k/r^a e^{-br})$ semblent donner les meilleurs ajustements. Ces modèles peuvent d'ailleurs se résumer en trois principaux types :

- type Pareto $\frac{k}{r^a}$

- type normal logarithmique $\frac{k}{r} e^{-\frac{(\log r - m)^2}{2s^2}}$

- type absorption $\frac{k}{r^a} e^{-br}$

31 Le modèle de type Pareto a été de loin le plus utilisé. Citons, à titre d'exemple, son application à des migrations suédoises de la commune de Småland [20] pour laquelle tous les migrants, quelle que soit l'amplitude de leur déplacement, sont connus, sur la période 1950-1960. Pour les migrations de faible amplitude (moins de 50 km) les distances parcourues sont connues avec une précision de l'ordre de 10 m, et l'application d'une loi de distribution du type $2\pi r/S$ (3) donne une valeur de a égale à 1,68. Pour les migrations allant de 50 à 500 km, on peut faire intervenir les populations des zones : on obtient une valeur de a égale à 1,70. Ainsi, ne connaissant pas les migrants internes de cette commune, on peut cependant à partir de ses migrants externes, les déterminer avec une bonne précision jusqu'à une distance de 100 m.

32 L'exposant de la distance était fixé aux valeurs 1 ou 2, lors de l'élaboration des premiers modèles. Par la suite, il est apparu un ajustement bien meilleur pour des valeurs intermédiaires : T. Hägerstrand a trouvé des valeurs empiriques allant de 0,4 à 3,3 pour les migrations suédoises. Les faibles valeurs de a correspondent aux migrations des populations urbaines, les fortes valeurs aux migrations des populations rurales. De plus, l'étude de leur variation dans le temps (de 1850 à 1950) montre une réduction générale des valeurs de a .

33 Quelles critiques peut-on adresser à ce type de modèle ? En premier lieu le calcul de la distribution des distances entre deux individus tirés respectivement aux dates t_1 et t_2 , présente souvent une grande difficulté pratique, en particulier lorsqu'on travaille sur l'ensemble des migrations internes d'un pays.

34 Une autre critique touche au fait que les ajustements ne sont pas très bons : aucun des calculs de χ^2 , entre les effectifs théoriques et les effectifs vraiment échangés, ne donne des valeurs ayant une probabilité acceptable d'être atteinte. Une telle constatation nous paraît évidente : il serait absolument surprenant de pouvoir prédire la migration entre deux zones en faisant intervenir un si petit nombre de variables. Mais, par contre, cette analyse devrait permettre de calculer un indice indépendant de l'effet de distance. En écrivant la loi de migration sous la forme de type Pareto :

$$m_{ij} = \frac{k P_i P_j}{P^2 r_{ij}^a}$$

le coefficient calculé (k) devrait être indépendant de cette distance, mais dépendant des populations des deux zones, de leur répartition par âge, par catégorie socio-professionnelle, etc. Notons que cet indice doit également dépendre peu des populations des deux zones, celles-ci intervenant déjà dans sa définition.

35 Une autre critique touche à l'introduction de la distance parcourue dans ces modèles : cette notion paraît largement dépassée à une époque où les facilités de transport donnent la même importance à un déménagement de 10 km ou de 1 000 km. En fait, cette distance est liée à un certain nombre de facteurs déterminant la migration : elle condenserait ainsi plusieurs variables en une seule.

(3) Voir § 25.

- 36 Pour confirmer ce point, il faut citer l'étude de G. Olsson [32] sur les migrations suédoises. Cet auteur étudie la distance parcourue par un migrant en fonction de 8 caractéristiques le définissant (revenu; âge; niveau de chômage, nombre d'habitants et niveau des revenus des zones de départ et d'arrivée). Ces variables expliquent plus de 78 % des variations de la distance.

b) *Modèles avec intervention implicite de la distance.*

- 37 D'autres auteurs ont recherché quelles variables plus sociologiques pouvaient expliquer la migration.
- 38 Selon S. A. Stouffer [38], il n'y aurait pas de relation explicite entre la migration et la distance géographique. Son hypothèse de base consiste à dire que le nombre de personnes allant à une distance donnée est directement proportionnel au nombre de « postes offerts » (opportunités) situés à cette distance, et inversement proportionnel au nombre total de « postes offerts » entre l'origine et cette zone.
- 39 Le principal problème pour l'application de ce modèle se trouve dans la définition pratique de « postes offerts » dans une zone. La seule donnée statistique, que l'on possèdera, sera en général le nombre total d'émigrants établis dans la zone pendant la période considérée, quelle que soit leur origine : c'est la mesure que Stouffer a utilisée.
- 40 Son modèle s'explique mathématiquement sous la forme suivante :

$$m_{ij} = k' \frac{\Delta x}{x}$$

où m_{ij} est toujours le nombre de migrants originaires de la zone i et présents dans la zone j (celle-ci étant définie dans ce cas comme une bande circulaire, de largeur Δr , comprise entre les cercles centrés en i et de rayon $r - \Delta r/2$ et $r + \Delta r/2$), Δx le nombre de « postes offerts » existant dans la zone j et x le nombre de postes offerts dans le cercle centré en i et de rayon r . Un tel modèle ne tient évidemment pas compte de l'aspect directionnel du phénomène migratoire.

- 41 C'est donc, cette fois-ci, l'indice k' qui est indépendant de l'effet de l'espace sur les migrations.
- 42 On peut montrer [9] que cette formulation est équivalente à celle d'un modèle de type Pareto ($a = 2$) sous les conditions suivantes :
- la densité de population est constante;
 - le nombre de postes offerts est une fraction constante de la population considérée;
 - les frontières du pays sont assez éloignées des zones considérées.
- 43 L'introduction de l'aspect directionnel du phénomène migratoire conduit Stouffer à une seconde formulation de son modèle, développée par Omer Galle et Karl Taeuber [14].
- 44 Ce modèle s'explique mathématiquement sous la forme suivante :

$$m_{ij} = k'' \frac{X_o X_1}{X_b X_c}$$

où m_{ij} est toujours le nombre de migrants originaires de la zone i et présents en j ; X_o est le nombre total des émigrants de la zone i ; X_1 est le nombre total des immigrants de la zone j ; X_b (intervening opportunities) est le nombre de « postes offerts » existant entre la zone i et la zone j ; X_c (competing migrants) est le nombre de migrants compétitifs pour les « postes offerts » en j .

- 45 La mesure pratique de ces deux dernières quantités s'obtient :
- pour la première, en traçant un cercle dont le centre se trouve à mi-chemin entre i et j et dont le diamètre est égal à la distance ij plus 150 miles : le nombre cherché est alors le nombre total d'immigrants présents dans ce cercle, zone j exclue;

— pour la seconde, en traçant un cercle centré en j et de rayon égal à la distance ij plus 75 miles : le nombre cherché est alors le nombre total d'émigrants originaires de ce cercle, zone j exclue.

46 Cette dernière méthode permet le calcul du courant migratoire entre deux zones i et j supposées ponctuelles, alors que la précédente nécessitait d'envisager la zone j comme une bande circulaire. Son inconvénient réside dans l'arbitraire, intervenant dans la détermination des zones à prendre pour compter, d'une part les « postes offerts », d'autre part les migrants compétitifs.

47 L'application des modèles des deux types aux migrations américaines par Stouffer [39], Galle et Taeuber [14] a donné des résultats très satisfaisants. L'application conjointe d'un modèle de type Pareto fournissait en général un moins bon ajustement des données, montrant ainsi la supériorité du modèle de Stouffer. Cependant une comparaison analogue, sur les données américaines par Anderson [1] et sur des données suédoises par Hägerstrand [15] montrait que le modèle de Pareto donnait une aussi bonne précision que le modèle de Stouffer.

48 Les principales critiques adressées à ce type de modèle, portent sur la définition pratique des postes offerts. En effet, dans une zone en forte expansion industrielle, certains postes offerts ne sont pas pris; par contre, particulièrement dans les zones rurales, il peut y avoir des postes occupés par des jeunes ne correspondant à aucun poste offert, une ferme pouvant nourrir une personne supplémentaire sans augmenter l'emploi. La mesure proposée par Stouffer du nombre total de migrants établis dans la zone considérée, risque donc de ne pas correspondre au nombre réel de postes offerts. D'autre part, Anderson [1] fait remarquer que le nombre de migrants à prévoir, est une partie du nombre total de migrants utilisés dans le modèle, pour mesurer les postes offerts : ainsi la conclusion se trouve déjà en partie dans les hypothèses de départ.

49 T. Hägerstrand, rattachant la migration aux contacts antérieurs liant les deux populations considérées, propose le modèle suivant :

$$m_{ij} = \frac{k''' I \Delta x}{P_j}$$

où m_{ij} est le nombre de migrants originaires de la zone i , entrés dans la zone j pendant l'intervalle de temps $t, t + \Delta t$;

Δx est le nombre de postes offerts en j pendant la même période;

P_j est la population de la zone j ;

I est le nombre de contacts existant entre les populations de i et j à l'instant t .

50 En fait, I sera mesuré comme proportionnel au nombre total de migrants originaires de la zone i , entrés en j pendant une période de 15 ans antérieure à t . Tandis que Δx sera mesuré, comme dans la formule de Stouffer, par le nombre total de migrants entrés en j pendant la période $t, t + \Delta t$.

51 L'application de cette formule aux migrations suédoises, donne des résultats très proches de la réalité. Elle confirme donc l'étroite relation entre les migrations actuelles et les migrations antérieures.

52 En dépit du fait que les critiques qu'on peut lui adresser sont les mêmes que celles du modèle de Stouffer (non seulement on utilise le nombre total de migrants entrés en j comme mesure des postes offerts, mais en plus on mesure le nombre de contacts existant entre les populations i et j , par les migrations antérieures de i vers j), Hägerstrand pense que la validité de son modèle est liée au mécanisme réel des migrations : les migrants antérieurs forment la source principale d'information des migrants suivants.

53 Bien d'autres modèles ont été créés pour expliquer le phénomène migratoire : ces modèles poussent, en général, l'analyse au-delà de l'élimination de l'effet spatial et sortent, de ce fait, de notre sujet. Notons qu'en général, cet aspect spatial est expliqué par des variables proches de celles que nous avons fait intervenir dans notre analyse; on peut les distinguer selon trois types :

— pouvoir de répulsion de la zone de départ;

— pouvoir d'attraction de la zone d'arrivée;

— distance, soit physique, soit sociale, séparant ces deux zones.

- 54 Les deux premières variables interviennent à cause du découpage géographique du territoire introduit pour pouvoir mesurer les migrations. La troisième fait intervenir l'effet d'éloignement indépendamment de ce découpage.

2. Indice de migration, indépendant du découpage géographique.

- 55 Même lorsqu'on connaît toutes les migrations faites dans un pays, l'estimation des coefficients indépendants de la distance parcourue est difficile : elle nécessite le calcul des migrations faites pour chaque distance, de même que le calcul de la loi de distribution des distances séparant deux individus tirés au hasard sur le territoire. On a vu l'importance des calculs à réaliser.
- 56 Le plus souvent, ces migrations ne sont pas toutes connues : seules, celles franchissant les frontières de découpages donnés sont enregistrées, empêchant les calculs pour les faibles distances.
- 57 Il faut donc trouver autre chose pour mesurer la mobilité globale, à partir de ces données insuffisantes ou au contraire trop lourdes. Si l'on suppose la relation entre la distance parcourue et l'intensité des déplacements vérifiée, il doit être possible de déterminer les migrations ne franchissant pas la frontière d'un découpage en fonction de celles les franchissant. La relation entre les deux effectifs devrait dépendre de la forme du territoire considéré et de son découpage : si elle n'en dépendait pas ou en dépendait peu, le problème posé pourrait être résolu.
- 58 Traiter ce problème sur des territoires réels et leur découpage en zones, conduirait à des calculs très lourds. L'idée est donc de voir sur des découpages et des territoires de forme plus simple, les résultats que l'on obtient. Si les résultats dépendent peu de cette forme, on peut alors les supposer vérifiés sur les découpages réels.
- 59 Nous résumons ici les résultats d'une étude que nous avons faite sur ce sujet [11].

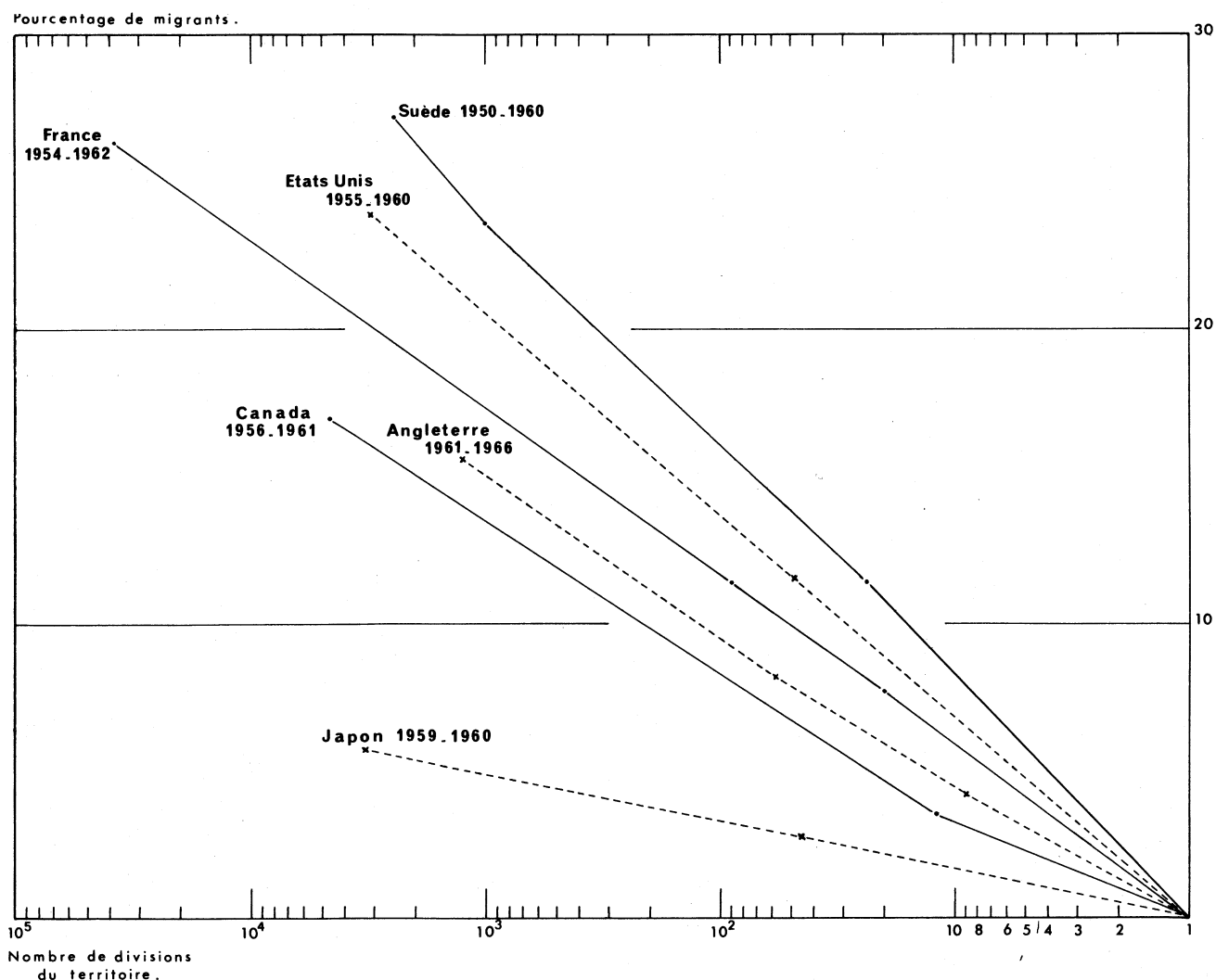
Supposons, dans un premier temps, que la densité de population soit constante sur tout le territoire (δ) et que la loi de migration y soit du type Pareto, avec un exposant égal à 2. Sous ces conditions, le territoire étant en plus supposé de forme carrée (ou triangulaire), le nombre de migrants (M) franchissant les frontières d'un découpage de ce territoire en zones carrées (ou triangulaires) peut se calculer. Ce calcul, long à réaliser, conduit à une formule très simple, donnant le nombre de migrants dénombrés en fonction du nombre de zones (n) en lequel le territoire est décomposé :

$$\frac{M(n)}{P} = \frac{k\pi \log n}{\delta \times S^2}$$

où P est la population du territoire; k le coefficient introduit au § 34.

- 60 On a ainsi une estimation du coefficient k , sans connaître l'ensemble des migrations faites dans le pays, mais en connaissant plus simplement le nombre de migrants échangés au travers d'un découpage donné de n mailles.
- 61 Nous avons essayé de voir si la variation de la densité sur le territoire modifiait ce résultat : des résultats du même type ont été obtenus en considérant deux zones de même surface mais de densité de population différente (4).
- 62 Ainsi, dans les cas simples étudiés, le coefficient k , caractérisant la migration d'un pays, indépendamment du découpage géographique, se calcule sans peine à partir d'un découpage quelconque de ce pays. En connaissant les effectifs de migrants au travers de découpages géographiques variables (par exemple en France : communes, cantons, départements, régions), on peut vérifier la validité d'une telle loi.

(4) Nous avons également fait varier l'exposant (α) de la loi de type Pareto : cela introduit non plus une fonction logarithmique, mais une fonction du type $1 - (1/n^{2-\alpha})$.

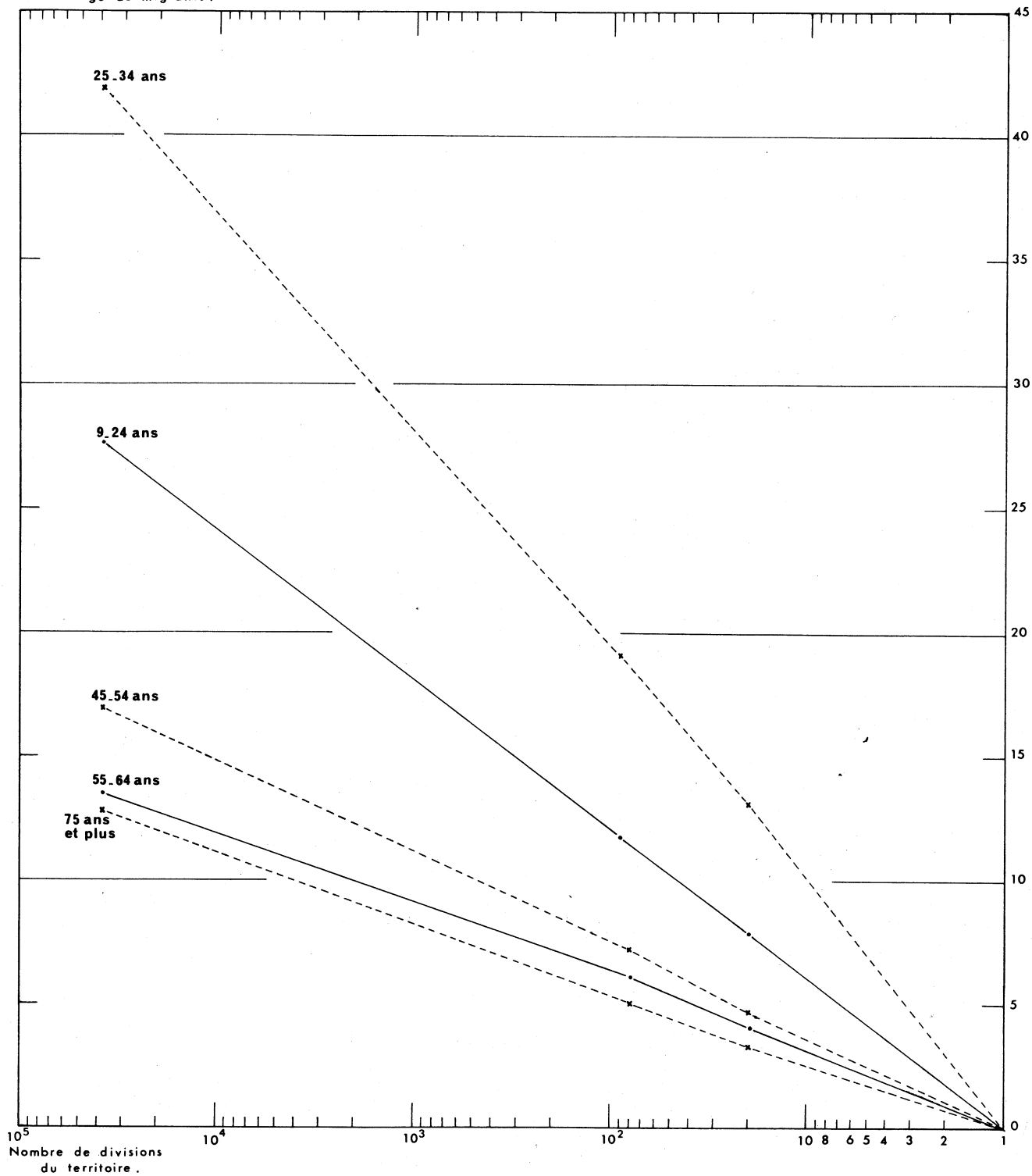


GRAPHIQUE 1

63 Nous donnons dans le graphique 1 les résultats obtenus dans divers pays : ils permettent de constater une bonne vérification de la loi trouvée. Le pays où elle paraît le moins bien vérifiée est le Canada : les municipalités y sont en fait de surface très variable; or, le modèle a été construit pour un découpage en surfaces égales et la variation des surfaces considérées peut expliquer ce phénomène.

64 Le graphique 2 donne dans le cas de la France, où la population est décomposée en groupes d'âge, des résultats toujours cohérents. Ce point vient confirmer les résultats du tableau 1, en donnant pour chaque groupe d'âge, le coefficient k lui correspondant.

Pourcentage de migrants.



GRAPHIQUE 2

3. Possibilités de comparaison internationale.

- 65 L'analyse des migrations que nous avons faite, permet, en première approximation, de construire un indice indépendant du découpage géographique du pays considéré. Quel sens donner à la comparaison des indices de divers pays ?
- 66 Une première objection est évidente : il est d'abord nécessaire de ramener les diverses mesures à un même intervalle de temps, car les recensements utilisent des périodes très variées pour déterminer les effectifs de migrants (de 1 an à 10 ans). L'étude de la répartition au cours du temps des migrations [10] nous a permis de résoudre ce problème dans des cas particuliers (voir § 11 et suiv.).
- 67 Une autre objection est la suivante : si, dans le cas théorique de deux pays qui ont même densité de population et même surface, la comparaison des indices est possible, celle-ci est moins évidente lorsqu'on travaille sur des pays où ces caractéristiques sont différentes. Voyons de plus près ce qu'il en est.

Effet de la densité de population.

- 68 Supposons que l'on ait des pays de surface semblable mais pour lesquels la densité, supposée d'abord uniforme sur chaque territoire, soit différente. A priori il n'y a aucune raison pour que le rapport $M(n)/P \log n$ (où $M(n)$ est le nombre de migrants enregistrés au travers d'un découpage du territoire en n mailles et P sa population) soit indépendant de la densité de population. Or ce rapport s'exprime également sous la forme $k\pi/S \cdot P$ (où k est le coefficient caractérisant la loi de migration et S la surface du territoire). Pour que ce rapport soit indépendant de la densité, il serait nécessaire que l'indice k soit proportionnel à cette densité.
- 69 Dans le cas général, la population n'est pas uniformément répartie sur le territoire : tenir compte de cette répartition entraîne des calculs très complexes.

Effet de la taille du territoire.

- 70 Supposons maintenant deux territoires de taille différente, mais de même densité de population.
- 71 Le rapport

$$\frac{M(n)}{P \log n} = \frac{k\pi}{S \cdot P}$$

dépend également a priori de la surface du territoire. Pour qu'il en soit indépendant, il faudrait que l'indice k soit proportionnel au carré de la surface du territoire.

- 72 De même si la forme du territoire, dans des cas très simples (territoire carré, triangulaire) ne semblait pas intervenir sur la fonction trouvée, il est fort possible qu'elle intervienne dans des cas plus compliqués (en particulier, dans le cas de territoires de forme très allongée).

*
**

- 73 La mise en évidence de ces deux effets ne paraît pas facile, si l'on compare divers pays. La rareté des données sur les migrations rend cette méthode peu utilisable.
- 74 Une autre méthode, qui entraîne des hypothèses plus fortes, est possible. Découpons un territoire en zones plus petites et intéressons nous aux migrations internes à ces zones. On peut faire deux hypothèses sur les migrations d'une de ces zones avec l'extérieur :
— cette zone est considérée comme un pays : les émigrations correspondent à une sortie du

- territoire, et de ce fait, ne pourraient pas avoir lieu : les émigrants doivent alors être considérés comme des sédentaires;
- ces émigrants, ne pouvant sortir du territoire, se comportent comme des sédentaires ou des migrants internes à la zone.

75 La seconde hypothèse semble plus vraisemblable, car les postes pris dans la zone par les personnes venues de l'extérieur seront dans ce cas disponibles pour les habitants de la zone.

CONCLUSIONS

76 Nous avons indiqué deux méthodes pour éliminer l'effet du découpage du territoire sur les migrations mesurées.

77 La première consiste à rechercher les caractéristiques des migrations qui dépendent peu du découpage sur lequel elles sont mesurées. Ces caractéristiques, en fait peu nombreuses, touchent des points très particuliers (migration par groupe d'âge, probabilité d'effectuer une nouvelle migration...). Elles ne permettent pas de résumer toute l'émigration d'une zone donnée, par exemple.

78 La deuxième va au contraire essayer d'explicitier cet effet du territoire. La mise en évidence du rôle de la distance sur les migrations permet de résumer cet effet par un petit nombre d'indices. Le problème théorique que l'on se pose est le suivant : si l'on connaît le nombre de migrants ayant franchi une certaine distance et la probabilité pour que deux individus tirés au hasard sur le territoire, l'un à la date t_1 , l'autre à la date t_2 , soient à cette même distance, le rapport des deux nombres est supposé être une fonction simple de la distance parcourue. En fait, d'autres facteurs (sociologiques, économiques, politiques, démographiques) influent sur ce rapport : il est alors nécessaire de décomposer le territoire en zones à l'intérieur desquelles ces facteurs sont supposés peu variables. L'analyse à faire doit éliminer l'effet de la distance de telle sorte que le résidu soit sans corrélation avec cet effet. Du fait que la liaison entre migration et distance n'est absolument pas linéaire, le problème se complique : la grande variété des fonctions proposées par divers auteurs entraîne la recherche de celles donnant la meilleure approche des migrations.

79 Ce cas théorique est très loin de la réalité : les données dont on dispose le plus souvent ne permettent pas de connaître les nombres de migrants pour chaque distance parcourue. On montre cependant que sous des hypothèses simplificatrices très fortes (loi de migration en $1/r^2$, territoire et découpage de forme simple, densité de population uniforme), le nombre de migrants échangés pour un découpage en n zones, est proportionnel au logarithme de n . Cette loi est à peu près vérifiée dans de nombreux pays.

80 De plus, d'autres variables que la distance, mais liées elles-aussi à l'espace, vont intervenir : la densité de population, la taille du territoire. On peut encore citer un effet d'orientation des migrations [20] qui peuvent dépendre de la direction de migration et de la distance. La méconnaissance de ces divers effets rend difficile, pour le moment, la comparaison internationale des migrations, indépendamment de l'espace sur lequel on les mesure.

BIBLIOGRAPHIE

Les abréviations suivantes ont été utilisées :

- ASR. — *American Sociological Review*, Official Journal of the American Sociological Association.
- DH. — *Les déplacements humains*, Entretiens de Monaco en sciences humaines, 24-29 mai 1962, Hachette.
- JRS. — *Journal of Regional Science*, Regional Science Research Institute, Philadelphia.
- LSG. — *Lund Studies in Geography*, Séries B, Human Geography, Departement of Geography, Lund University, Lund, Sweden.
- PPRSA. — *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*, Department of Regional Science, The Wharton School, University of Pennsylvania, Philadelphia.

Références

- [1] ANDERSON Théodore. — Intermetropolitan Migration. A Comparison of the Hypotheses of Zipf and Stouffer, *ASR*, vol. 20, 1955, p. 287-291.
- [2] BACHI R. — Statistical analysis of geographical series, *Bulletin de l'Institut International de la Statistique*, Stockholm, 1958.
- [3] BATEMAN A. J. — Data from Plants and Animals, *DH*, p. 85-90.
- [4] BERGSTEN Karl Erik. — Variability in Intensity of Urban Fields as Illustrated by Birth-Places, *LSG*, n° 3, 1951, p. 25-32.
- [5] BOGUE Donald J. et THOMPSON Warren S. — Migration and Distance, *ASR*, vol. 14, 1949, p. 236-244.
- [6] BRIGHT Margaret L. et THOMAS Doroty S. — Interstate Migration and Intervening Opportunities, *A.S.R.*, vol. 6, 1941, p. 773-783.
- [7] CAVALLI-SFORZA L. — The Distribution of Migration Distances. Models and Applications to Genetics, *DH*, p. 139-158.
- [8] CAVANAUGH Joseph. — Formulation, Analysis and Testing of the Interactance Hypothesis, *ASR*, vol. 15, 1950, p. 763-766.
- [9] COURGEAU D. (1). — Les Champs Migratoires en France, Cahier n° 58, *Travaux et Documents de l'I.N.E.D.*, 1970.
- [10] COURGEAU D. (2). — Migrants et migrations, *Population*, n° 1, 1973.
- [11] COURGEAU D. (3). — Migrations et découpage du territoire, *Population*, n° 2, 1973.
- [12] DODD Stuart Carter. — The Interactance Hypothesis. A Gravity Model Fitting Physical Masses and Human Groups, *ASR*, vol. 15, 1950, p. 245-256.
- [13] FOLGER John. — Some Aspects of Migration in the Tennessee Valley, *ASR*, vol. 18, 1953, p. 253-260.
- [14] GALLE Omer R. et TAEUBER Karl E. — Metropolitan Migration and Intervening Opportunities, *ASR*, 1966, vol. 31, p. 5-13.
- [15] HÄGERSTRAND Torsten (1). — Migration and Area, *LSG*, n° 13, 1957, p. 27-158.
- [16] HÄGERSTRAND Torsten (2). — Geographic Measurements of Migration, *DH*, p. 61-83.
- [17] TER HEIDE H. — Migration Models and their Significance for Population Forecasts, *The Milbank Memorial Fund Quaterly*, vol. 41, 1963, p. 56-76.
- [18] ISBELL Eleanor C. — Internal Migration in Sweden and Intervening Opportunities, *ASR*, vol. 9, 1944, p. 627-639.
- [19] JANSEN Clifford J. et KLING Roy C. — Migrations et « occasions intervenantes » en Belgique, *Recherches Economiques de Louvain*, n° 4, 1968, p. 519-526.
- [20] JAKOBSSON A. — Omflyttningen i Sverige, 1950-1960, Berlingska Boktryckeriet, 1969, Lund.
- [21] KONO S. and SHIO M. — Inter-Prefectural Migration in Japan, 1956-1961: Migration stream analysis. Demographic Training and Research Centre, Bombay, *Research Monograph*, n° 3.
- [22] KULLDORFF Gunnar. — Migration Probabilities, *LSG*, n° 14, 1955.
- [23] LAND K. — Duration of Residence and Prospective Migration, *Demography*, 1969, n° 6, p. 133-140.
- [24] LUU MAU THANH. — Distribution théorique des distances entre deux points répartis uniformément sur une surface, *DH*, p. 173-184.
- [25] MCGINNIS R. — A Stochastic model of Social Mobility, *A.S.R.*, 1968, n° 33.
- [26] Methods of measuring internal migration, Nations Unies, *Etudes Démographiques*, n° 47, New York, 1970.
- [27] MORILL Richard L. — The Development of Models of Migration and the Role of Electronic Processing Machines, *DH*, p. 213-230.
- [28] MORRISON P. (1). — Chronic movers and the future redistribution of population: a longitudinal analysis, Rand Corporation, 1970, Santa Monica.
- [29] MORRISON P. (2). — Duration of Residence and Prospective Migration: the Evaluation of a Stochastic Model, *Demography*, 1967, n° 4, p. 533-561.
- [30] MYERS George C, MCGINNIS Robert, MASNICK George. — The Duration of Residence Approach to a Dynamic Stochastic Model of Internal Migration: a Test of the Axiom of Cumulative Inertia, *Eugenics Quaterly*, vol. 14, 1967, p. 121-126.
- [31] OLSSON Gunnar (1). — Distance and Human Interaction. A Review and Bibliography, *Regional Science Research Institute*, 1965.
- [32] OLSSON Gunnar (2). — Distance and Human Interaction: A Migration Study, *Geografiska Annaler*, vol. 47, 1965, p. 3-43.

- [33] OLSSON Gunnar (3). — Central Place Systems, Spatial Interaction, and Stochastic Processes, *PPRSA*, vol. 18, 1967, p. 13-45.
- [34] RAVENSTEIN Ernest George (1). — The laws of Migration, *Journal of the Royal Statistical Society*; vol. 48, 1885, p. 167-235.
- [35] RAVENSTEIN Ernest George (2). — The Laws of Migration, *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 52, p. 241-305.
- [36] SOCIÉTÉ D'ÉCONOMIE ET DE MATHÉMATIQUES APPLIQUÉES. — Modèle d'Evolution d'un Espace Economique, Paris, Octobre 1966.
- [37] STEWART Charles T. — Migration as a Function of Population and Distance, *ASR*, vol. 25, 1960, p. 347-356.
- [38] STOUFFER Samuel A. (1). — Intervening Opportunities: A Theory Relating Mobility and Distance, *ASR*, vol. 5, 1940, p. 845-867.
- [39] STOUFFER Samuel A. (2). — Intervening Opportunities and Competing Migrants, *JSR*, vol. 2, 1960, p. 1-26.
- [40] STROTTBECK Fred, L. — Equal Opportunity Intervals: A Contribution to the Method of Intervening Opportunity Analysis, *ASR*, vol. 14, 1949, p. 490-497.
- [40 bis] SUTTER Jean. — Evolution de la distance séparant le domicile des futurs époux, *Population*, 13^e année, 1958, p. 227-258.
- [41] SUTTER Jean et LUU MAU THANH. — Contribution à l'étude de la répartition des distances séparant les domiciles des époux dans un département français. Influence de la consanguinité, *DH*, p. 123-137.
- [42] TAUEBER K., CHIAZZE L. et HAENZEL. — Migration in the United States, *Public Health Monograph*, n° 77, Washington, 1968.
- [43] TAUEBER K. — Duration of Residence, Analysis of Internal Migration in the United States, *Milbank Memorial Fund Quaterly*, 1961, vol. 39, p. 116-131.
- [44] TERMOTE Marc. — Les modèles de migration. Une perspective d'ensemble, *Recherches Economiques de Louvain*, 33^e année, 1967, p. 413-444.
- [45] THOMAS D. — Research memorandum on migration differentials, *Social Science Research Council*, Bulletin 43, 1938, New York.
- [46] THOMLINSON Ralph. — A Model for Migration Analysis, *Journal of the American statistical Association*, vol. 56, 1961, p. 675-686.
- [47] TUGAULT Y. — Cinq études sur les migrations internes, Cahier n° 67, *Travaux et Documents de l'I.N.E.D.*, 1972.
- [48] WILSON A. G. — A Statistical Theory of Spatial Distribution Models, *Transpn Res.*, vol. 1, p. 253-269, *Pergamon Press*, 1967.
- [49] ZIPF George Kinsley. — The $P_1 P_2 / D$ Hypothesis: On the Intercity Movement of Persons, *ASR*, vol. 11, 1946, p. 677-686.