

See discussions, stats, and author profiles for this publication at:
<https://www.researchgate.net/publication/283710185>

Les champs migratoires en France

Book · January 1970

CITATIONS

0

READS

15

1 author:



Daniel Courgeau

Institut national d'études démographiques

553 PUBLICATIONS 1,428 CITATIONS

SEE PROFILE

Some of the authors of this publication are also working on these related projects:



Historical demography and paleodemography [View project](#)



Mobility and spatial analysis in population science [View project](#)

Institut national d'études démographiques

Daniel Courgeau

•

LES CHAMPS MIGRATOIRES EN FRANCE



Travaux et Documents

Cahier n° 58

PRESSES UNIVERSITAIRES DE FRANCE
1970

SOMMAIRE

	Pages
INTRODUCTION.....	1
CHAPITRE I. — Les modèles de migration.....	3
I. MODÈLES STATIQUES.....	4
1. <i>Modèles faisant intervenir la migration comme fonction décroissante de la distance r</i>	4
a. Généralisation de la formule de Pareto.....	5
b. Autres formules.....	6
2. <i>Modèles ne faisant pas intervenir explicitement la distance</i>	7
a. Modèles de Stouffer.....	7
b. Modèle de T. Hägerstrand.....	10
II. MODÈLES DYNAMIQUES.....	10
1. <i>Modèles markoviens</i>	11
2. <i>Modèles basés sur un processus de simulation</i>	12
III. CONCLUSIONS.....	13
CHAPITRE II. — Les migrations internes en France.....	15
I. UTILISATION DES DONNÉES DES RECENSEMENTS.....	17
1. <i>Méthode utilisée</i>	18
2. <i>Essai d'application d'une formule du type Pareto</i>	24
a. Départements n'ayant pas de fort centre d'attraction.	27
a-1. Étude globale.....	27
a-2. Étude particulière des divers départements.	39
b. Départements ayant un fort centre d'attraction (sauf la Seine et Seine-et-Oise).....	53
c. Départements de la Seine et Seine-et-Oise.....	61
c-1. Immigration.....	63
c-2. Émigration.....	63
d. Conclusions.....	64
3. <i>Essai d'application d'une formule du type Stouffer</i>	64
4. <i>Essai de réduction du nombre de variables intervenant dans la formulation de Pareto</i>	69

II. UTILISATION DE DONNÉES SUR LES MIGRATIONS MATRIMONIALES..	75
1. <i>Méthode utilisée</i>	76
2. <i>Résultats obtenus</i>	78
III. CONCLUSIONS.....	85
CHAPITRE III. — Les migrations étrangères en France.....	87
I. UTILISATION DES DONNÉES DES RECENSEMENTS.....	87
1. <i>Méthode utilisée</i>	89
2. <i>Étude de la migration en fonction de la distance</i>	91
a. Valeurs du coefficient a pour un recensement donné.	99
b. Variations du coefficient a d'un recensement au suivant.....	102
c. Variation du coefficient y_0	102
d. Points aberrants des courbes obtenues.....	102
3. <i>Application d'un modèle du type Stouffer</i>	103
a. Définition et critique des variables.....	103
b. Modifications à apporter au modèle initial.....	104
c. Présentation des résultats.....	109
d. Interprétation et discussion des résultats.....	109
d-1. Valeurs du coefficient α	110
d-2. Valeurs du coefficients β	110
d-3. Points aberrants des courbes obtenues...	110
e. Conclusions.....	111
4. <i>Modification du modèle faisant intervenir la distance</i> ...	112
II. UTILISATION DES DONNÉES DE L'O.N.I.....	116
CONCLUSIONS.....	121
ANNEXE I. — Détermination de la distance moyenne à considérer entre le département d'origine et une zone lui correspondant, dans le cas où la loi de migration est en $\frac{1}{r^2}$	125
ANNEXE II. — Calcul de la loi de distribution des distances entre deux points tirés au hasard dans un rectangle.....	129
ANNEXE III. — Tableaux correspondant aux migrations des départements sans fort centre d'attraction.....	131
ANNEXE IV. — Tableaux correspondant aux migrations des départements avec fort centre d'attraction (Seine et Seine-et-Oise exclus).	149
REMERCIEMENTS.....	154
BIBLIOGRAPHIE.....	155

INTRODUCTION

Les déplacements humains représentent un vaste champ de recherche, d'où l'on peut extraire l'étude des migrations. Celles-ci se définissent comme un « ensemble de déplacements ayant pour effet de transférer la résidence des intéressés d'un certain lieu d'origine, ou lieu de départ, à un certain lieu de destination, ou lieu d'arrivée ». ⁽¹⁾ L'analyse du phénomène migratoire devra donc faire intervenir trois plans : d'une part, l'étude du lieu d'origine, d'autre part, celle du lieu de destination et enfin l'interaction, entre ces deux lieux, qui déterminera la migration.

Le lieu d'origine doit être étudié surtout du point de vue répulsif. Bien que la migration soit un phénomène constamment présent dans l'histoire de l'humanité, ses causes sont très variées. On peut cependant les distinguer selon divers types. Les causes d'ordre naturel ou géographique ont sans doute eu une importance prépondérante dans les temps primitifs : désertion d'une région où l'homme ne trouvait plus sa subsistance (famines, surpopulation), abandon d'un lieu à la suite d'un cataclysme (éruptions, inondations). Les causes économiques ont maintenant pris le relai : abandon des zones rurales ou de bas salaire. De même les facteurs sociaux ou démographiques auront une importance croissante : persécutions politiques ou religieuses, recherche d'un conjoint pouvant entraîner des migrations matrimoniales, structure d'âge de la population qui déterminera sa propension à migrer.

Le lieu de destination doit, par contre, être étudié du point de vue attractif. Les facteurs géographiques joueront par l'attraction de zones riches ou peu peuplées (ruée vers l'or, colonisation). Les facteurs économiques, à faire intervenir, seront l'attrait des zones urbaines ou de haut salaire. Enfin les principaux facteurs sociaux seront liés aux possibilités de logement, à la tolérance de la communauté d'accueil.

L'interaction entre ces deux lieux va maintenant faire intervenir de nouveaux éléments. D'abord les facteurs géographiques auront une importance prépondérante : la distance à parcourir jouera dans la détermination du lieu

N.-B. — Nos références bibliographiques, citées au cours du texte, ne comprennent que le nom de l'auteur, le numéro d'ordre chronologique et les pages de l'ouvrage ou de l'article concernés. Elles renvoient à la bibliographie terminale où la référence complète de l'ouvrage est fournie.

(1) Dictionnaire démographique multilingue, *op. cit.*, p. 62.

de migration, ainsi que les possibilités de communication pour l'atteindre. Les facteurs sociaux interviendront aussi dans cette interaction : les questions de race, de couleur, de religion vont jouer pour déterminer les migrations entre deux lieux. Enfin les facteurs économiques pourront limiter la migration : la qualification professionnelle, demandée par les zones de haut salaire, ne correspondra pas à celle des migrants ruraux par exemple.

L'examen sommaire de l'ensemble des facteurs à faire intervenir, pour étudier la migration, montre la complexité du phénomène.

Certains auteurs, dont G. Olsson ⁽¹⁾, ont réussi à élaborer des modèles contenant un grand nombre de ces facteurs : une telle étude n'est possible qu'avec des données statistiques très détaillées sur les migrants. Or, si les données suédoises permettent cette analyse, les données françaises sur les migrations apparaissent en comparaison comme très pauvres.

La principale source de renseignements, fournie par les recensements, ne donne, en général, qu'un tableau permettant de comparer le département de naissance et le département de recensement de chaque personne. Ce point explique le faible développement qu'ont connu en France les études sur les migrations, à l'inverse des pays où existent des fichiers de population enregistrant de façon continue les changements de résidence, ainsi que diverses caractéristiques démographiques de l'individu. Cependant les données françaises sont loin d'être inutilisables pour l'étude des migrations. C'est ce que cette étude va tenter de montrer, en comparant les résultats obtenus à partir des sources françaises et ceux obtenus dans d'autres pays. L'analyse ne pourra pas être très fine étant donné les chiffres utilisés, mais permettra cependant de préciser l'importance de certains facteurs dans la migration.

Une première partie présentera divers types de modèles, testés sur des données empiriques étrangères, et faisant intervenir un petit nombre de variables.

L'application de certains de ces modèles aux données françaises sur les migrations internes fera l'objet de la seconde partie.

Dans la troisième partie, on cherchera à voir si les migrations d'étrangers en France suivent des lois analogues aux migrations internes. Ainsi, cette analyse fournira une première approche de l'ensemble des migrations françaises : on verra, en conclusion, dans quelle mesure on peut les prévoir en fonction des variables introduites.

(1) *Op. cit.*, n° 2.

CHAPITRE PREMIER

LES MODÈLES DE MIGRATION

Les modèles migratoires peuvent se présenter sous des types très divers. Il ne sera question, dans cette partie, que de ceux envisageant la migration comme fonction d'un petit nombre de variables, reconnues d'importance prépondérante, sans faire intervenir les composantes de l'accroissement démographique. Les modèles portant sur les migrations nettes, ou sur les déplacements temporaires, seront également laissés de côté.

Plusieurs distinctions peuvent être faites entre les modèles mathématiques étudiés. La première concerne la démarche d'esprit suivie pour les créer :

— *une méthode empirique* cherchera à résumer un certain nombre de données observées, dans une formule mathématique. Les coefficients de cette formule, déterminés par les données, devront être les moins nombreux possibles, pour permettre de justifier son utilisation. Initialement descriptive, cette démarche d'esprit, dans la mesure où elle permet de faire des prévisions, pourra confirmer la justesse du modèle proposé;

— *une méthode théorique*, qui permet, à partir d'un certain nombre d'hypothèses relatives au phénomène étudié, de créer un modèle mathématique dont on comparera les prévisions aux données d'observation. Si l'ajustement est correct on pourra ramener, en première approximation, le phénomène étudié aux hypothèses de départ. Cette méthode est très délicate à appliquer, car tout en permettant de constater qu'il n'y a pas contradiction entre les hypothèses de départ et les données d'observation, elle ne permet pas d'affirmer que ces hypothèses sont vraies. Il serait nécessaire, pour confirmer leur justesse, d'effectuer un très grand nombre d'observations, dans les conditions les plus diverses possibles et de confronter les résultats.

La seconde distinction concerne le phénomène migratoire lui-même :

— *les modèles déterministes* considèrent la migration comme parfaitement déterminée par la connaissance d'une part de l'état initial des populations envisagées, d'autre part des taux de migrations existant entre elles;

— *les modèles stochastiques* ne permettent de connaître, à un instant donné, que les probabilités caractérisant l'état des effectifs des diverses populations du fait des migrations, l'état initial étant encore donné. L'intérêt de tels modèles se trouve dans l'étude de la variance du nombre de migrants.

Dans la mesure où les modèles étudiant cette variance sont rares, nous

préférons une troisième distinction entre modèles statiques et modèles dynamiques :

— *les modèles statiques* vont étudier la migration, pendant une période donnée, comme déterminée par un certain nombre de caractéristiques des populations considérées;

— *les modèles dynamiques* vont au contraire s'attacher à décrire l'évolution au cours du temps des populations soumises à la migration, en fonction de leur répartition initiale et d'un certain nombre de règles caractérisant le phénomène.

C'est selon cette dernière distinction, que nous envisagerons les modèles de migration.

I. MODÈLES STATIQUES

Ces modèles furent les premiers élaborés. Dès 1885, E.G. Ravenstein ⁽¹⁾ 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 districts 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.

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.

1. MODÈLES FAISANT INTERVENIR LA MIGRATION COMME FONCTION DÉCROISSANTE DE LA DISTANCE r

■ Ces modèles représentent une adaptation aux phénomènes humains des lois élaborées pour les sciences physiques. Les principales formes utilisées sont des types suivants :

⁽¹⁾ *Op. cit.*, n° 1, p. 198-9.

- a. Généralisation de la formule de Pareto. Considérant deux zones i et j de population P_i et P_j , séparées par la distance r_{ij} alors le nombre Y_{ij} de migrants échangés par ces zones est :

$$Y_{ij} = k \frac{P_i P_j}{r_{ij}^n}$$

où k est une constante ainsi que l'exposant n .

Ce type de modèle a été initialement développé à partir de considérations théoriques. Ainsi Georges Kingsley Zipf ⁽¹⁾ considère la répartition de la population d'un pays, comme déterminée par l'équilibre de deux forces antagonistes : la « force de diversification », économisant le transport des matières brutes vers les centres de production, la « force d'unification », économisant le transport des biens vers les consommateurs. La répartition obtenue, devra rendre minimum les frais de transport de tous les matériaux et de tous les individus. Sous cette condition, l'échange de biens et des hommes entre deux communautés i et j , sera proportionnel à $\frac{P_i P_j}{r}$ ⁽²⁾. Il applique ensuite sa théorie à une grande variété de données, concernant les échanges d'information (messages télégraphiques, téléphoniques), d'individus (chemin de fer, bus, trafic aérien) à l'intérieur des États-Unis. John Q. Stewart et William Warntz ⁽³⁾ utilisent cette formulation pour construire des « cartes de potentiel de population », en partant de l'analogie entre le modèle de Zipf et la loi de Newton. Ce potentiel (V_i) est défini, au point i , par l'équation suivante :

$$V_i = k \sum_j \frac{P_j}{r_{ij}}$$

Le long d'un contour équipotentiel, la constance d'une grande variété de données sociologiques a pu être vérifiée, montrant l'intérêt d'une telle notion.

Théodore Anderson ⁽⁴⁾ constata, toujours à partir de données des États-Unis, que la meilleure valeur de l'exposant n de la formule de Pareto n'était pas toujours 1. Ce résultat fut confirmé par les importants travaux de Torsten Hägerstrand ⁽⁵⁾ sur les migrations suédoises : les valeurs empiriques trouvées pour n , varient de 0,4 à 3,3. Les faibles valeurs de n 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 n .

(1) *Op. cit.*, n° 2, p. 678.

(2) *Ibid.* p. 680.

(3) *Op. cit.*, p. 170-1.

(4) *Op. cit.*, p. 290.

(5) *Op. cit.*, n° 1, p. 115.

Ainsi, ce type de modèle bâti initialement sur des considérations purement théoriques, confirme le type de danger signalé plus haut, selon lequel un ajustement correct de données empiriques sur un modèle, ne renseigne sur la justesse des hypothèses de départ, que si un très grand nombre d'observations sont faites.

En second lieu, les hypothèses justifiant la présence de P_i et P_j au numérateur, sont les suivantes :

— le nombre d'individus, désirant émigrer du centre émetteur, est proportionnel à sa population P_i ;

— le nombre de « vacances », dans la zone d'accueil, est proportionnel à sa population P_j .

La principale critique que l'on peut faire à ce modèle ⁽¹⁾ est la suivante. Si l'hypothèse, selon laquelle le nombre de « vacances » dans la zone d'accueil est proportionnel à sa population, est valable lorsqu'on a affaire à des mouvements de remplacement, elle devient moins satisfaisante, lorsque des postes nouvellement créés entrent dans le circuit. En particulier, pour l'étude des migrations étrangères, nous verrons qu'il est préférable d'introduire, non pas la population totale de la zone d'accueil, mais l'ensemble des étrangers présents dans cette zone.

De plus, la formule de Pareto fait intervenir symétriquement les populations des zones d'origine et de départ : or, le courant migratoire de i vers j , sera en général différent du courant j vers i . On pourra pallier cet inconvénient, en introduisant un coefficient k variable, selon que l'on considère les courants d'émigration ou d'immigration de la zone i .

Le principal intérêt d'un tel modèle est sa simplicité : les variables intervenant sont, en général, des données faciles à obtenir. Ce point explique le grand nombre d'études ayant utilisé cette formulation. Si certains auteurs ont essayé de le tirer de considérations théoriques (cf. Zipf), la plupart l'ont utilisé comme un modèle purement empirique (cf. Hägerstrand). Il convient cependant de noter l'approche statistique de A. G. Wilson ⁽²⁾ qui, à partir d'un petit nombre de contraintes, tire un modèle de même type, comme la distribution la plus probable des déplacements.

b. Autres formules. En dehors du modèle de Pareto, le plus souvent utilisé, un certain nombre d'auteurs ont proposé diverses formules, s'appliquant aux migrations. Nous n'en citerons ici qu'un certain nombre. Ces formules donnent, en général, des résultats voisins de la précédente. L'inconvénient de certaines d'entre elles est de nécessiter la détermination d'un plus grand nombre de constantes : l'ajustement des données sera en général d'autant meilleur que ce nombre sera élevé. G. Kulldorff ⁽³⁾

⁽¹⁾ Hägerstrand, *op. cit.*, n° 2, p. 68.

⁽²⁾ *Op. cit.*

⁽³⁾ *Op. cit.*, p. 4.

propose, en plus de la formule de type Pareto, une formule du type exponentiel :

$$Y_{ij} = ke^{-\gamma(r-a)}$$

pour $r \geq a$ et où γ, k et a sont des constantes positives, et une formule du type logarithmico-normal :

$$Y_{ij} = \frac{k}{r} e^{-\frac{(\text{Log } r - m)^2}{2s^2}}$$

pour $r \geq 0$, k , m et s étant des constantes O. H. Johnsson ⁽¹⁾ considère la migration comme un flux émis par un centre, graduellement absorbé par un milieu (la population résidente). L'absorption est présumée proportionnelle au flux passant au point considéré : le coefficient d'absorption est a . La formule obtenue est la suivante :

$$Y_{ij} = kr^{-1} e^{-ar}$$

k étant une constante.

Ce modèle a été également essayé pour étudier la dispersion du pollen, en particulier par Bateman ⁽²⁾.

2. MODÈLES NE FAISANT PAS INTERVENIR EXPLICITEMENT LA DISTANCE

Ces modèles constituent une approche plus sociologique du phénomène migratoire : ils cherchent à déterminer quelle variable, liée à la distance, pourrait expliquer la loi de distribution des migrations.

a. Modèles de Stouffer. Un premier type de modèle a été proposé par Samuel A. Stouffer ⁽³⁾ en 1940. Selon lui, 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 » (opportunities) situés à cette distance, et inversement proportionnel au nombre total de « postes offerts » entre l'origine et cette zone ⁽⁴⁾.

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 posséderait, sera en général le nombre total d'émigrants établis

(1) *Op. cit.*

(2) *Op. cit.*, p. 88.

(3) *Op. cit.*, n° 1.

(4) *Ibid.*, p. 846.

dans la zone pendant la période considérée, quelle que soit leur origine : c'est la mesure que Stouffer a utilisée.

Son modèle s'explique mathématiquement sous la forme suivante :

$$Y_{ij} = k \frac{\Delta x}{x}$$

où Y_{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 $r - \frac{\Delta r}{2}$ et $r + \frac{\Delta r}{2}$), 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.

L'introduction de cet aspect, caractérise le second type de modèle proposé par Stouffer et développé par Omer Galle et Karl Taeuber ⁽¹⁾.

Ce modèle s'explique mathématiquement sous la forme suivante :

$$Y_{ij} = k \frac{X_0 X_1}{X_b X_c}$$

ou Y_{ij} est toujours le nombre de migrants originaires de la zone i et présents en j .

X_0 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 .

La mesure pratique des 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.

Cette dernière méthode, permet le calcul du courant migratoire entre deux zones i et j supposées ponctuelles, alors que la précédente nécessiterait 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.

(1) *Op. cit.*, p. 6-7.

L'application des modèles des deux types aux migrations américaines par Stouffer ⁽¹⁾, Galle et Taeuber ⁽²⁾ 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 ⁽³⁾ et sur des données suédoises par Hägerstrand ⁽⁴⁾ montrait que le modèle de Pareto donnait une aussi bonne précision que le modèle de Stouffer.

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 seront 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 ⁽⁴⁾ 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.

Les modèles de Stouffer et ceux du type Pareto ne sont, en fait, pas si éloignés l'un de l'autre que leur formulation pouvait le faire penser.

En effet, supposons que l'on se place dans un pays suffisamment vaste pour que ni les frontières ni la côte n'interviennent dans les zones considérées. Supposons de plus, que la densité de population dans ce pays soit une constante d , et que le nombre de postes offerts soit une fraction constante p de la population considérée. Considérant une série de zones circulaires entourant la zone de départ i , de rayon 1, 2..., r , il vient :

— population de la zone comprise entre les cercles de rayon $r - \frac{1}{2}$ et $r + \frac{1}{2}$: $2\pi dr$;

— population de la zone comprise entre l'origine et le cercle de rayon r : πdr^2 ;

— population de la zone de départ i : πd .

L'application des 2 types de formules nous donne :

$$Y_{ij} = k \frac{\pi d \times 2\pi dr}{r^2} \text{ type Pareto } (n=2);$$

$$Y_{ij} = k' \frac{2\pi dr}{\pi dr^2} \text{ type Stouffer.}$$

(1) *Op. cit.*, nos 1 et 2.

(2) *Op. cit.*, p. 8-11.

(3) *Op. cit.*, n° 1, p. 289-290.

(4) *Op. cit.*, n° 1, p. 120-125.

En prenant $k\pi^2d^2 = k'$ on obtient des résultats identiques avec les deux formules. Cependant, dans la mesure où les hypothèses de départ ne sont pas vérifiées, les deux estimations de Y_{ij} seront différentes.

b. **Modèle de T. Hägerstrand.** Ce modèle, d'un type voisin de celui de Stouffer, a été proposé par T. Hägerstrand ⁽¹⁾ pour une prévision à court terme des migrations suédoises.

Il s'explique sous la forme suivante :

$$Y_{ij} = \frac{kI\Delta x}{P_j}$$

où Y_{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 .

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 $t, t + \Delta t$.

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.

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.

II. MODÈLES DYNAMIQUES

Les modèles précédents considéraient la migration comme une fonction, déterminée une fois pour toutes, d'un certain nombre de conditions extérieures qui permettaient sa prédiction.

Les modèles, qui vont être envisagés maintenant, considèrent la migration comme un processus évolutif : partant d'une répartition initiale donnée

(1) *Op. cit.*, n° 1, p. 152-154.

des populations, on va étudier son évolution dans le temps sous certaines conditions, variables suivant les modèles. Nous distinguerons ces modèles en deux catégories : modèles markoviens et modèles basés sur des processus de simulation.

1. **Modèles markoviens.** Ces modèles se présentent en général sous forme matricielle. L'état des populations au temps t , est représenté sous forme d'un vecteur colonne, dont le i ème élément représente la population $P_i(t)$ de la zone i (n zones au total) :

$$P(t) = \begin{pmatrix} P_1(t) \\ \vdots \\ P_i(t) \\ \vdots \\ P_n(t) \end{pmatrix}$$

La matrice de migration (m), est telle que son terme m_{ij} indique la probabilité qu'un individu de la zone i s'installe en j , entre t et $t + 1$. (On a $m_{ij} \geq 0$ et $\sum_{j=1}^n m_{ij} = 1$.) Cette probabilité pourra être fonction de la distance ij .

On va donc passer de $P(t)$ à $P(t + 1)$, en prenant le transformé du vecteur $P(t)$ par la matrice (m) :

$$P(t + 1) = (m) P(t).$$

L'hypothèse fondamentale d'un modèle de type markovien est que la matrice de migration (m) est indépendante du temps. Cette hypothèse n'est en fait pas forcément vérifiée : l'étude de Hägerstrand ⁽¹⁾ sur les migrations de la province d'Asby, pendant une période de plus de 100 ans, montre une variation importante des taux de migration au cours du temps. Cependant, dans la mesure où (m) est indépendante du temps, la population va tendre vers une distribution stable, représentée par le vecteur propre correspondant à la valeur propre de module maximal de (m). Cette distribution stable sera indépendante de la distribution initiale de la population. Muhsam ⁽²⁾ estime donc que la distribution d'une population n'ayant pas encore atteint son état d'équilibre, ne peut pas être utilisée comme une base de comparaison valable. Seule la distribution d'équilibre sera à rapprocher des faits sociaux et économiques qui la définiront. Cette méthode est applicable, si la distribution stable est rapidement atteinte par la population, les taux de migration n'ayant pas eu le temps de se modifier fortement. Il conviendra, par la suite, d'envisager les modifications de la population, suivant celles des taux de migration.

⁽¹⁾ *Op. cit.*, n° 1, p. 86-87.

⁽²⁾ *Op. cit.*, n° 1, p. 336.

Un modèle voisin du précédent a été développé ⁽¹⁾, en considérant le fait que la probabilité de se déplacer d'un lieu donné décroît avec la durée de résidence en ce lieu. Grâce à cet axiome d'inertie cumulative, il n'y aura plus une matrice unique de migration, mais plusieurs, caractérisées chacune par une durée de résidence différente : la loi de migration utilisée, en fonction de la distance parcourue, pourrait alors être modifiée selon la durée de résidence.

2. Modèles basés sur un processus de simulation. Lorsque les méthodes analytiques ne sont pas applicables ou conduisent à une résolution numérique difficilement praticable, celle-ci peut être confiée à un ordinateur électronique.

Hägerstrand ⁽²⁾, supposant un lien entre les migrations antérieures et les migrations actuelles, établit son modèle sur les bases suivantes :

— l'aire de migration, décomposée en zones carrées de même dimension, a une population distribuée uniformément;

— de chaque zone, 50 individus effectuent annuellement leur première migration;

— la probabilité qu'un individu effectue n migrations et que l'intervalle entre deux migrations successives soit de n années, est fixée;

— les migrations sont décomposées en deux types, dont il fixe les probabilités respectives de réalisation : migration active, où le migrant se déplace indépendamment de ses relations, mais dans une zone adjacente à celle qu'il occupait; migration passive, où le migrant se déplace en fonction de ses relations dans la zone envisagée;

— la probabilité qu'une première migration soit active, les suivantes l'étant forcément, est fixée.

Bien que certaines hypothèses de base soient peu réalistes (la dernière par exemple), l'application d'un tel modèle a donné des résultats proches de la réalité. Ainsi une zone, ayant établi très tôt des contacts avec la zone d'origine, verra, par la suite, ces contacts s'intensifier rapidement.

Par contre, une zone pour laquelle le hasard aura retardé le contact initial, n'arrivera pas à atteindre le niveau précédent, bien que située à la même distance de l'origine. Morill ⁽³⁾ fait dépendre la migration, d'une part de la distance (divers types de lois sont utilisés : Pareto, exponentielle, log-normale et type « absorption » : $ar^{-b} e^{-cr}$), d'autre part d'une mesure de l'attraction relative de chaque zone (le pourcentage de la population de cette zone à la population totale, pondéré par un indice d'urbanisation). Il définit ainsi une loi de probabilité de migration pour chaque zone. Ce modèle a été utilisé pour des migrations des États-Unis, de Suède et du Japon. La loi donnant les meilleurs résultats est du type « absorption ».

⁽¹⁾ *Op. cit.*, G.-C. MYERS, R. Mc GINNIS, G. MASNICK.

⁽²⁾ *Op. cit.*, n° 1, p. 132-152.

⁽³⁾ *Op. cit.*, p. 225-229.

III. CONCLUSIONS

Le nombre assez important de modèles de migration présenté dans ce chapitre est bien loin du nombre total de ceux publiés à ce jour. Il convient cependant de noter que notre choix avait été initialement restreint aux modèles envisageant la migration comme fonction d'un petit nombre de variables, reconnues d'importance prépondérante. Il est maintenant possible de voir quelles sont les variables à faire intervenir dans l'analyse qui va suivre. Elles peuvent se distinguer en trois types principaux :

a. La « distance généralisée », mesurée soit en termes de distance physique (modèles de Pareto, de Hägerstrand ⁽¹⁾, soit en termes de distance sociale (« intervening opportunities » des modèles de Stouffer);

b. Le pouvoir de répulsion de la zone de départ, mesuré soit proportionnellement à sa population (modèle de Pareto), soit par son nombre total d'émigrants pendant la période considérée (modèle du second type de Stouffer, modèle stochastique de Hägerstrand);

c. Le pouvoir d'attraction de la zone d'arrivée, mesuré soit proportionnellement à sa population (modèle de Pareto), soit par son nombre total d'immigrants pendant la période considérée (modèles de Stouffer), soit encore par son nombre d'immigrants originaires de la zone de départ et présents au début de la période considérée (migrants antérieurs attirant les migrants passifs du modèle stochastique de Hägerstrand).

Il serait possible de trouver dans d'autres modèles de nouvelles mesures des trois variables considérées, mais les notions exprimées par ces diverses méthodes de mesure resteraient toujours les mêmes. On peut donc présenter ces modèles sous la forme schématique suivante : le nombre de migrants échangé par deux zones, est une fonction croissante du pouvoir de répulsion de la zone de départ et du pouvoir d'attraction de la zone d'arrivée et une fonction décroissante de la « distance généralisée » entre ces deux zones.

Les données, dont nous disposons pour effectuer cette étude sur les migrations françaises, ne nous ont pas permis d'analyser le phénomène migratoire avec un plus grand nombre de variables. Il convient cependant de noter que de nombreux auteurs ont essayé sur un champ plus restreint une analyse beaucoup plus fine du phénomène migratoire, en essayant de faire intervenir les variables démographiques, économiques et sociales, jouant dans la détermination des migrations. Ces modèles, sortant du cadre de notre étude, ne seront pas analysés ici, mais la bibliographie de cet ouvrage leur consacre une place importante.

(1) Rappelons que, dans le modèle stochastique de Hägerstrand, les migrants actifs ne peuvent se déplacer que dans une zone adjacente à celle qu'ils occupaient.

CHAPITRE II

LES MIGRATIONS INTERNES EN FRANCE

Un grand nombre de modèles de migration sont restés purement théoriques, du fait de l'insuffisance des données à utiliser. De plus, les divergences de définition de la migration, donnent des résultats qui peuvent ne plus être comparables. Ainsi en France, les recensements ne fournissent que les migrations interdépartementales entre lieu de naissance et lieu de recensement, sauf pour le recensement de 1962, où sont données les migrations entre résidences au recensement de 1954 et 1962.

Il convient donc en premier lieu de donner une définition précise de la migration et de rattacher à cette définition les migrations effectivement mesurées.

Seules les migrations définitives seront considérées, correspondant à un changement de lieu de résidence. Ce point soulève déjà une difficulté pour la notion de lieu de résidence : en effet, certaines catégories de la population (enfants en nourrice, en pension, internes; militaires du contingent; nomades, personnes sans domicile fixe etc.), ont une résidence habituelle difficile à préciser. Si les définitions et instructions des recensements concernant cette population sont, soit variables dans le temps, soit mal comprises, les mouvements enregistrés seront alors non comparables entre eux. Supposant cette difficulté levée, la définition proposée ne pourra être que différentielle, pour ne pas prêter à confusion. Considérons un faible intervalle de temps, situé entre les dates t et $t + \Delta t$: un individu dont le lieu de résidence change pendant cet intervalle de temps aura effectué une migration élémentaire ⁽¹⁾.

A ce niveau, le nombre de migrations élémentaires est égal au nombre de migrants. Il n'en sera plus de même, lorsque l'intervalle de temps considéré sera plus long : une même personne pouvant effectuer plusieurs migrations sur une période finie, le nombre de migrations sera alors supérieur ou égal au nombre de migrants. Il sera en plus nécessaire d'introduire les personnes nées ou décédées pendant cet intervalle de temps. Dans les recensements

⁽¹⁾ *Op. cit.*, G. CALOT, p. 3-9.

français, l'unité statistique prise en compte est le migrant, et seules les migrations résultantes ⁽¹⁾ seront considérées. Les recensements antérieurs à 1954 donnent des migrations résultantes survivantes entre une date variable (date de naissance) et celle du recensement. Celui de 1962 donne les migrations résultantes survivantes entre le recensement de 1954 et celui de 1962.

Les modèles indiqués précédemment ont été appliqués, en général, à des données semblables à celles du recensement de 1962, la période considérée étant plus ou moins brève. C'est en effet le type de mesure qui convient le mieux au phénomène étudié, dans le cas où les effectifs de migrants varient dans le temps. On peut citer l'étude de K. E. Bergsten ⁽²⁾, qui compare le champ de migration défini sur une période de temps et le champ des lieux de naissance des habitants d'une ville Suédoise : une loi de Pareto s'ajuste aussi bien aux premières données qu'aux secondes, les constantes étant seules changées. Aussi, dans la mesure où l'évolution de la migration dans le temps n'est pas trop rapide, les migrations enregistrées dans les recensements antérieurs à 1954 pourront suivre également une loi de Pareto. Les données du recensement de 1962 permettront d'établir leur lien avec les migrations définies sur une période de temps donnée.

De plus, les chiffres pris pour les recensements antérieurs à 1954 correspondent à ceux de la population présente. Les principaux inconvénients de cette méthode sont rappelés ci-après ⁽³⁾ :

- le lieu de naissance n'est pas un indice parfait de l'origine des personnes;
- le lieu de recensement n'est pas forcément le lieu de résidence;
- les migrations à l'intérieur du département sont inconnues;
- on ne connaît que l'effet final des migrations, leur époque et leur nombre étant inconnus;
- on enregistre certaines migrations particulières (militaires, élèves, étudiants) essentiellement temporaires.

Par contre, la population observée lors du recensement de 1962 sera la population légale : les personnes sont recensées au lieu de leur résidence habituelle. Les migrations étudiées sont donc celles qui ont eu lieu entre les résidences au recensement de 1954 et de 1962. La plupart des objections

⁽¹⁾ *Ibid*, p. 8 : « Nous appellerons nombre total de migrations résultantes de a vers b , entre t_1 et t_2 , le nombre de personnes qui avaient leur résidence habituelle en a à la date t_1 et qui :

- ou bien sont décédées en b avant la date t_2 ;
- ou bien sont encore en vie à la date t_2 et ont leur résidence habituelle en b .

Ceci quelles qu'aient pu être, entre t_1 et t_2 , les résidences habituelles de ces personnes ». Cette définition est encore valable pour les individus nés en a entre t_1 et t_2 .

⁽²⁾ *Op. cit.*, p. 25.

⁽³⁾ « Recensement général de la population, 10 mars 1946 ». Vol. II, Population présente totale, p. 252 et p. 269.

précédentes tombent, à l'exception de l'inconvénient signalé plus haut sur l'époque et le nombre de migrations effectuées : ce désavantage est cependant minoré, du fait que l'étude porte sur des migrations ayant eu lieu pendant une durée de 8 ans.

D'un autre côté, nous avons utilisé les données recueillies par le Dr Jean Sutter, sur les migrations matrimoniales dans le Finistère et le Loir-et-Cher, à partir des actes de mariage des intéressés. L'échantillon a été obtenu par un sondage au 1/10^e parmi les mariages religieux de diverses périodes.

Cette mesure, partant de la donnée des domiciles respectifs des époux avant le mariage, ne correspond pas à une migration à proprement parler, les époux ne choisissant pas forcément un de ces deux domiciles après le mariage. Elle sera plutôt liée au champ de communication d'un individu, mesuré par la probabilité qu'il ait une connaissance à une distance donnée. Mais, dans le cas où cette probabilité est égale à celle qu'il effectue une migration de la même amplitude (cf. Hägerstrand) ⁽¹⁾, on obtient ainsi une mesure indirecte de la migration.

I. UTILISATION DES DONNÉES DES RECENSEMENTS

En premier lieu, seules les données des recensements de 1891, 1911, 1946, 1962 ont été utilisées. Ce choix s'explique, d'une part, par la variation faible, mais continue, des effectifs de migrants constatée au cours des divers recensements. D'autre part, les données correspondant aux migrations n'ayant pas été publiées pendant la période 1911-1946, il était inutile de prendre des périodes de temps beaucoup plus courtes entre les recensements antérieurs à 1911.

En second lieu, le volume énorme de calculs à réaliser, nous a obligé de restreindre le nombre des départements étudiés. Ces départements ont été distingués en trois types, vis-à-vis desquels la conduite des migrants pouvait être très différente :

- Seine et Seine-et-Oise;
- départements contenant un fort centre d'attraction : Bouches-du-Rhône, Gironde, Rhône;
- départements n'ayant pas de forts centres d'attraction. Ces départements ont été tirés de façon à être répartis également sur toute la surface de la France :

Allier, Alpes-Maritimes, Ardennes, Cantal, Côte-d'Or, Doubs, Finistère, Gers, Indre-et-Loire, Moselle (les chiffres correspondants ne sont donnés qu'à partir du recensement de 1946), Nord, Pas-de-Calais, Pyrénées-Orientales.

(1) *Op. cit.*, n° 1, p. 131.

1. Méthode utilisée. Les recensements donnent un tableau croisé comportant, le département de naissance, le département de recensement.

La distance r entre ces deux départements peut être mesurée de diverses façons. La mesure la plus simple serait celle de la distance à vol d'oiseau des centres des deux départements : la distance réelle parcourue par les migrants serait comprise entre deux limites entourant cette distance théorique, fonction de la forme des départements. Une autre mesure pourrait être en rapport avec les moyens de transport. Pour chaque époque, il faudrait alors déterminer un temps moyen de transport (par chemin de fer, par route, etc.) entre les deux départements. Étant donné sa difficulté (problème du choix des moyens de transport utilisés, erreurs entraînées par le fait que les migrations interdépartementales sont seules connues) et surtout étant donné que les recensements ne fournissent que des migrations résultantes survivantes entre lieux de naissance et de recensement, cette méthode des zones isochroniques, a été abandonnée.

La solution finalement choisie, en raison de sa simplicité, a consisté à tracer une série de cercles centrés au département d'origine et dont le rayon croît en progression arithmétique de raison 60 km (carte 1). La distance moyenne parcourue par les migrants pourra, dans la mesure où les zones envisagées sont assez éloignées, être considérée comme égale à la distance entre le centre du département d'origine et le milieu de la zone considérée. Dans le cas où les zones envisagées sont proches, l'approximation précédente donnera de moins bons résultats : en effet, si la loi de migration est une fonction fortement décroissante de la distance, pour ces zones, on conçoit que la distance moyenne à considérer sera plus courte que la précédente. L'annexe I traite ce problème, dans le cas où la loi de migration est fonction de l'inverse du carré de la distance. Les valeurs obtenues pour les zones proches, seront retenues dans les mesures que nous effectuerons par la suite : elles fournissent en effet une meilleure approximation de la distance moyenne parcourue par les migrants.

Le problème suivant se trouve dans la détermination des populations à faire intervenir.

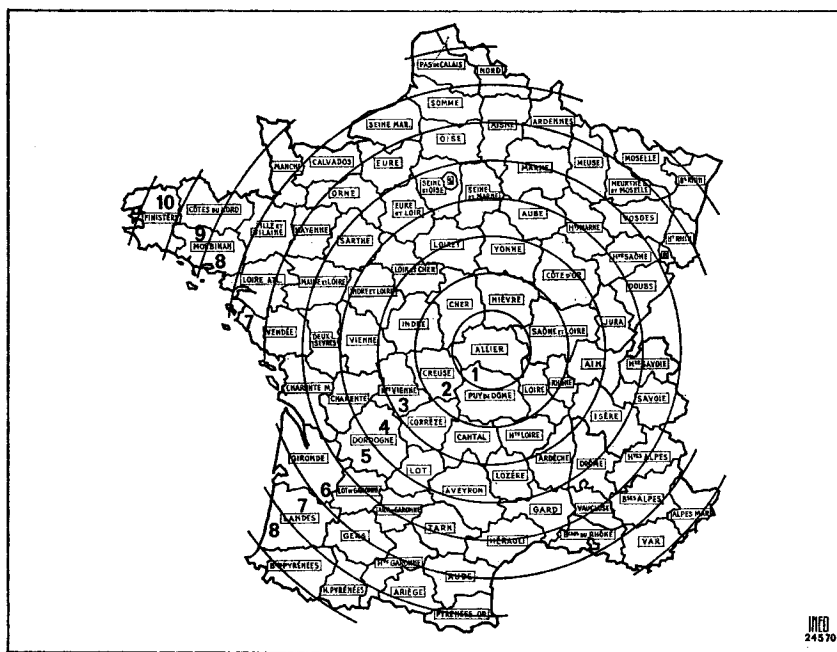
Pour la population de la première zone (zone d'origine) nous n'avons bien sûr considéré que la population du département étudié, même si d'autres départements mordaient sur cette zone.

Pour les zones suivantes, trois méthodes différentes se présentaient alors :

- déterminer l'appartenance d'un département à la zone contenant la surface maximum de ce département;
- décomposer le département (donc sa population) selon les surfaces situées dans les zones rencontrées;
- compter le département rencontrant plusieurs zones comme entièrement compris dans chacune de ces zones.

La première méthode convient parfaitement à l'application d'un modèle de Stouffer du type n° 1, pour lequel, la distance n'intervenant pas directement, il faut faire intervenir le nombre total d'immigrants présents dans les zones comprises entre l'origine et le milieu de la zone considérée. Il suffira donc de diviser la population d'immigrants de la zone par deux, et l'ajouter à celle des zones précédentes, ce qui suppose une répartition uniforme des migrants à l'intérieur des départements considérés. Nous ne continuerons donc l'examen des diverses méthodes que dans l'application d'un modèle du type Pareto.

Chacune de ces méthodes présente des inconvénients. La première risque de nous donner des zones comportant un petit nombre de départements, d'où un accroissement de l'incertitude attachée à celles-ci. De même, elle amènera d'assez fortes erreurs, pour les départements coupés en deux parties à peu près égales par deux zones voisines (cas très fréquent : cf. carte 1). Enfin certains départements risquent d'être rencontrés par trois zones, ce qui accroît le risque d'erreurs. La seconde méthode paraît plus logique. Elle suppose la population du département uniformément répartie sur toute sa surface, condition qui n'est sans doute pas réalisée pour les départements montagneux.



CARTE 1. — Détermination des zones circulaires pour l'étude de la migration du département de l'Allier.

ou contenant de grands centres urbains. De plus, elle amène une complication supplémentaire dans des calculs déjà longs : la nécessité de mesurer la surface de chaque département comprise dans une zone et de décomposer la population ainsi que les migrants en fonction de cette surface. La troisième méthode offre une simplification des calculs, tout en conservant encore des inconvénients :

- les départements ayant une faible surface comprise dans une zone donnée, risqueront d'amener une erreur assez forte, si on les compte dans cette zone. Cette erreur sera d'autant plus forte, que la zone considérée sera proche de l'origine;

- de même, les départements rencontrés également par un grand nombre de zones amèneront le même inconvénient;

- enfin, elle ne permet plus de cumuler les résultats obtenus pour des zones successives, certains départements étant comptés plus d'une fois.

Pour pallier les deux premiers inconvénients, la méthode finalement choisie a dû être légèrement modifiée :

- pour la troisième zone, les départements directement adjacents au département d'origine ont été exclus, même s'ils mordaient sur cette zone;

- les départements, dont environ moins du quart est compris dans une zone, ne seront pas comptés dans cette zone. Cette détermination sera purement subjective pour ne pas retomber dans les difficultés de calcul de la seconde méthode.

Il convient enfin de noter que les départements de la Seine et de la Seine-et-Oise constituent par leurs effectifs d'immigrants des départements en dehors de la moyenne : c'est la raison pour laquelle il a été considéré, dans le cas des zones rencontrant ces départements, des zones « *bis* » d'où sont exclus leurs nombres de migrants.

Le tableau I donne un exemple de calcul pratique réalisé pour le département de l'Allier en 1962. Ont été calculés, d'une part, les populations totales des zones considérées P_r (la population du département d'origine P_1 est indiquée à la première zone), d'autre part, le nombre de migrants originaires de l'Allier et présents dans la zone considérée, Y^1 , ainsi que le nombre de migrants originaires de cette zone et présents dans le département de l'Allier, Y^2 .

2. Essai d'application d'une formule du type Pareto.

Les résultats obtenus pour les 18 départements étudiés et pour les quatre recensements de 1891, 1911, 1946, 1962 forment

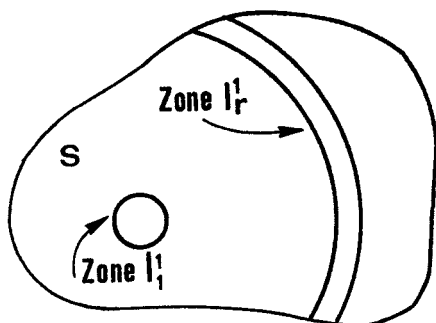
une masse de données difficilement analysables séparément. En plus de la distinction entre les départements avec ou sans fort centre d'attraction, il est apparu nécessaire de travailler en premier lieu sur des résultats cumulés. Or, une formule de Pareto, telle qu'elle a été présentée au chapitre précédent,

offre, pour le cumul des résultats, plusieurs solutions entre lesquelles il est difficile de choisir; par exemple :

$$\sum_{i=1}^{i=m} Y_{1r}^i = \frac{k}{r^n} \sum_{i=1}^{i=m} P_1^i P_r^i$$

$$\sum_{i=1}^{i=m} \frac{Y_{1r}^i}{P_1^i P_r^i} = \frac{k}{r^n}$$

où Y_{1r}^i représente le nombre de migrants échangés par la zone i avec les zones distantes de r , P_1^i la population de la zone i , P_r^i la population de la zone distante de r de la zone i , k étant une constante. Il nous faut donc, en premier lieu, essayer de présenter la formule de Pareto sous une autre forme, qui permette de trancher entre les diverses formules de cumul. Cette formulation sera probabiliste et permettra de mettre à jour les hypothèses à la base des calculs suivants.



Considérons un pays S de population totale P et contenant p lieux de résidence. Il est d'abord nécessaire de supposer que ces lieux de résidence ont une position dans le pays indépendante du temps : les mouvements considérés seront des déplacements d'individus entre résidences fixes dans l'espace. Envisageons une zone I_1^1 de faibles dimensions contenant p_1^1 lieux de rési-

dence, et la zone I_r^1 correspondante comprise entre deux cercles suffisamment voisins centrés en I_1^1 de rayon r et $r + dr$, contenant p_r^1 lieux de résidence. Déterminons, en premier lieu, la probabilité pour que deux lieux de résidence, i et j , étant tirés au hasard dans S , i soit dans la zone I_1^1 , j dans la zone I_r^1 .

Ces deux événements étant indépendants, on peut écrire cette probabilité :

$$R_{1r}^1 = \frac{p_1^1}{p} \times \frac{p_r^1}{p}$$

En supposant la population proportionnelle au nombre de résidences, il vient :

$$R_{1r}^1 = \frac{P_1^1}{P} \times \frac{P_r^1}{P}$$

où P_1^1 est la population de la zone I_1^1 et P_r^1 celle de la zone I_r^1 . Cette hypothèse implique donc que la population occupe les lieux de résidence de façon iden-

tique, en particulier que tous les émigrants d'une zone sont remplacés par des immigrants.

L'événement précédent étant réalisé, la probabilité pour qu'un individu présent en i à une date t_0 soit présent en j au recensement considéré ⁽¹⁾ est supposée égale à :

$$j_{1r}^1 = \frac{k}{r^n}$$

Il s'ensuit, en appliquant le principe des probabilités composées, que la probabilité pour que deux lieux tirés au hasard dans S tombent respectivement dans les zones I_1^1 et I_r^1 et qu'une migration ait eu lieu entre eux est :

$$M_{1r}^1 = \frac{P_1^1 P_r^1}{P^2} \times \frac{k}{r^n}$$

Le nombre total Y_{1r}^1 de migrants échangés par ces zones, est en moyenne égal au produit de cette probabilité par le nombre total de couples ij , que l'on pourra tirer sur S soit P^2 (le tirage étant supposé réalisé avec répétitions) il vient alors :

$$Y_{1r}^1 = \frac{k P_1^1 P_r^1}{r^n}$$

formule correspondant bien à la loi de Pareto.

Considérons à présent plusieurs zones disjointes $I_1^1 I_1^2 \dots I_1^m \dots I_1^p$ de faibles dimensions et de populations $P_1^1 P_1^2 \dots P_1^m \dots P_1^p$ et les zones $I_r^1, I_r^2, \dots, I_r^m \dots I_r^p$ correspondantes, comprises entre deux cercles suffisamment voisins, centrés dans l'une des zones initiales, de rayons r et $r + dr$, de populations $P_r^1, P_r^2 \dots P_r^m \dots P_r^p$. On va déterminer la probabilité M_{1r} pour que deux points i et j tirés au hasard dans S tombent l'un i dans l'une des zones I_1^m , l'autre j dans la zone I_r^m correspondant à la précédente et que de plus une migration ait eu lieu entre eux.

Comme plus haut, la probabilité, R_{1r}^m , que deux individus tirés au hasard dans S , soit l'un dans la zone I_1^m , l'autre dans la zone correspondante I_r^m est égale à :

$$R_{1r}^m = \frac{P_1^m P_r^m}{P^2}$$

(1) Cette probabilité envisage les déplacements réalisés, rapportés à l'ensemble des déplacements possibles entre deux zones. Nous la désignerons par la suite par le terme : « probabilité de migrer ».

Il est nécessaire pour poursuivre cette étude de supposer que la probabilité de migration y_{1r}^m est indépendante de m . Alors, les événements de probabilité R_{1r}^m étant indépendants, il vient :

$$M_{1r} = \frac{k}{r^n} \sum_{m=1}^{m=p} \frac{P_1^m P_r^m}{P^2}$$

et le nombre total de migrants échangés entre les diverses zones sera en moyenne égal à :

$$Y_{1r} = \frac{k}{r^n} \sum_{m=1}^{m=p} P_1^m P_r^m$$

On a ainsi établi la formule à utiliser pour le cumul des résultats. Un certain nombre de conditions, en fait plus ou moins bien vérifiées par les données pratiques, ont dû être posées. Celle, consistant à supposer que la probabilité de migration est indépendante des zones choisies, ne sera sûrement pas vérifiée, si l'on fait intervenir dans le cumul les départements de la Seine et de la Seine-et-Oise. C'est la raison pour laquelle il a été considéré des zones « bis » d'où sont exclus les chiffres correspondant aux migrations dans ces départements. Cette formulation permet également de voir qu'un modèle du type Pareto s'appliquera d'autant mieux aux données, que celles-ci correspondront aux migrations sur un court intervalle de temps : les lieux de résidence pourront alors être considérés comme stables. Par contre, pour les données des recensements antérieurs à 1954 cette hypothèse sera moins bien vérifiée par les départements en croissance rapide.

a. *Départements n'ayant pas de fort centre d'attraction.*

a. 1. *Étude globale.* — Ces départements sans fort centre d'attraction au nombre de 12 ⁽¹⁾, seront d'abord étudiés globalement pour essayer de déceler les traits fondamentaux de la migration.

Les tableaux II, III, IV, V portent le calcul, pour les quatre recensements considérés, des quantités :

$$y_{1r}^1 = \frac{Y_{1r}^1}{\sum_{m=1} P_1^m P_r^m} \quad y_{1r}^2 = \frac{Y_{1r}^2}{\sum_{m=1} P_1^m P_r^m}$$

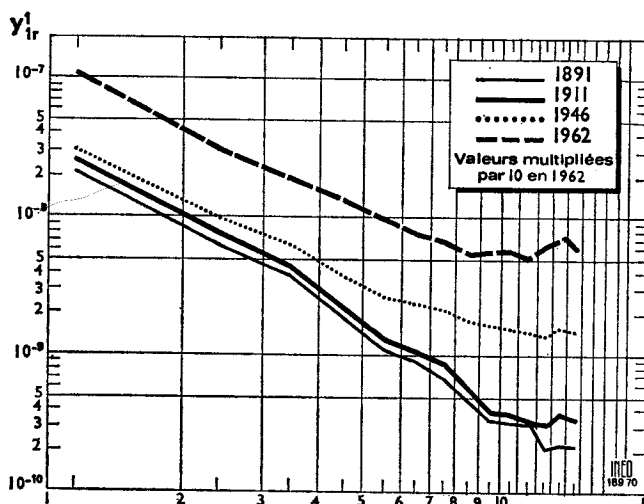
Y_{1r}^1 étant le nombre total d'émigrants originaires des 12 départements considérés et présents dans la zone r (ou r « bis » lorsqu'elle existe);

⁽¹⁾ Ces départements sont en fait au nombre de 13 (Moselle en plus) pour les recensements de 1946 et 1962. Il suffira donc de remplacer 12 par 13 dans les formules suivantes pour qu'elles s'appliquent à ces recensements.

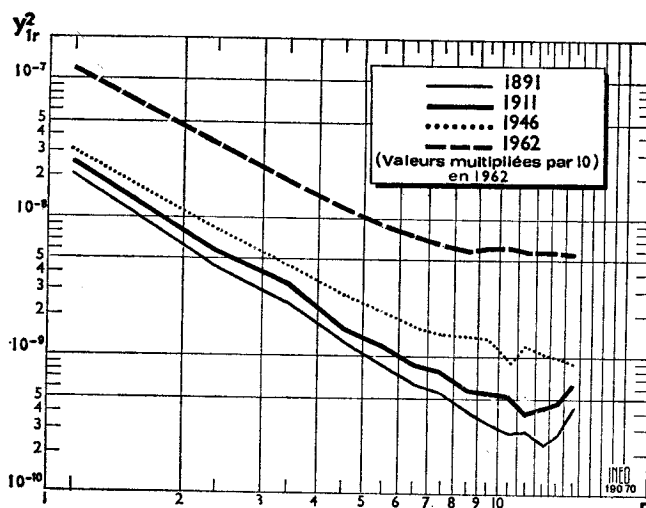
Y_{1r}^2 , étant le nombre total d'immigrants originaires des zones r (ou r « bis » lorsqu'elles existent) et présents dans l'un des 12 départements.

P_1^m et P_r^m ont la même définition que dans le paragraphe précédent.

Sur les graphiques logarithmiques n° 1 et n° 2, sont portées les valeurs de y_{1r}^1 et de y_{1r}^2 en fonction de r ⁽¹⁾. Si la loi de Pareto était vérifiée, des courbes



GRAPHIQUE n° 1. — y_{1r}^1 en fonction de r .



GRAPHIQUE n° 2. — y_{1r}^2 en fonction de r .

⁽¹⁾ Les valeurs de r correspondant aux diverses zones sont 1,15-2,38-3,41-4,5-5,5, etc. comme cela a été indiqué p. 18, et dans l'annexe I. L'unité de distance est égale à 60 km.

devaient être des droites. Or, on constate, que les courbes obtenues sont pratiquement des droites de pente -2 pour le recensement de 1891, puis se déforment progressivement au cours du temps. Les nombres par lesquels sont multipliées les valeurs de la fonction ne sont pas égaux, mais croissent avec la distance parcourue. Ainsi selon cette première approche, si l'exposant initial $n = 2$ est conforme aux valeurs trouvées en Europe, la modification du phénomène migratoire dans le temps ne peut pas toujours être cernée par une loi du type Pareto.

L'examen des courbes montre un second point fondamental : la modification de la migration au cours du temps est continue et toujours croissante. De plus on ne constate aucune discontinuité entre le passage des données du recensement de 1946 à celui de 1962 : il suffit de multiplier les secondes par 3 environ pour retomber sur des résultats voisins des premiers. Ce point confirme les résultats de l'étude de K. E. Bergsten citée plus haut ⁽¹⁾.

L'étude du produit γr^2 permettra de préciser les différences par rapport à la loi de Pareto. Sur les graphiques nos 3 et 4 sont portées les valeurs $\gamma_{1r}^1 \times r^2$ et de $\gamma_{1r}^2 \times r^2$ en fonction de r et pour les différents recensements ⁽²⁾. Les valeurs trouvées peuvent s'ajuster aussi bien avec une fonction du type $ar^2 + b$, qu'avec une fonction exponentielle du type be^{ar} . C'est là un des inconvénients de la méthode empirique utilisée; si plusieurs fonctions simples s'ajustent de façon correcte au phénomène, il est impossible d'effectuer un choix. Une fonction du type $ar^2 + b$ présentait l'avantage de permettre des simplifications avec la fonction initiale $\frac{k}{r^2}$, nous l'avons finalement choisie.

Il convient de signaler que l'ajustement est meilleur pour les courbes correspondant à l'immigration dans les départements considérés : ce point tendrait à montrer que la migration est mieux déterminée par le département de destination que par le département d'origine. Le tableau VI donne les valeurs des divers paramètres, lues sur les graphiques ⁽³⁾ :

TABLEAU VI ⁽⁴⁾

	1891		1911		1946		1962	
	<i>e</i>	<i>i</i>	<i>e</i>	<i>i</i>	<i>e</i>	<i>i</i>	<i>e</i>	<i>i</i>
$10^{10} a$	0	0,67	0	2,24	10	7,35	4	4
$10^4 b$	3,5	2,43	4	2,96	5	4,15	1,7	1,7

(1) Voir p. 16.

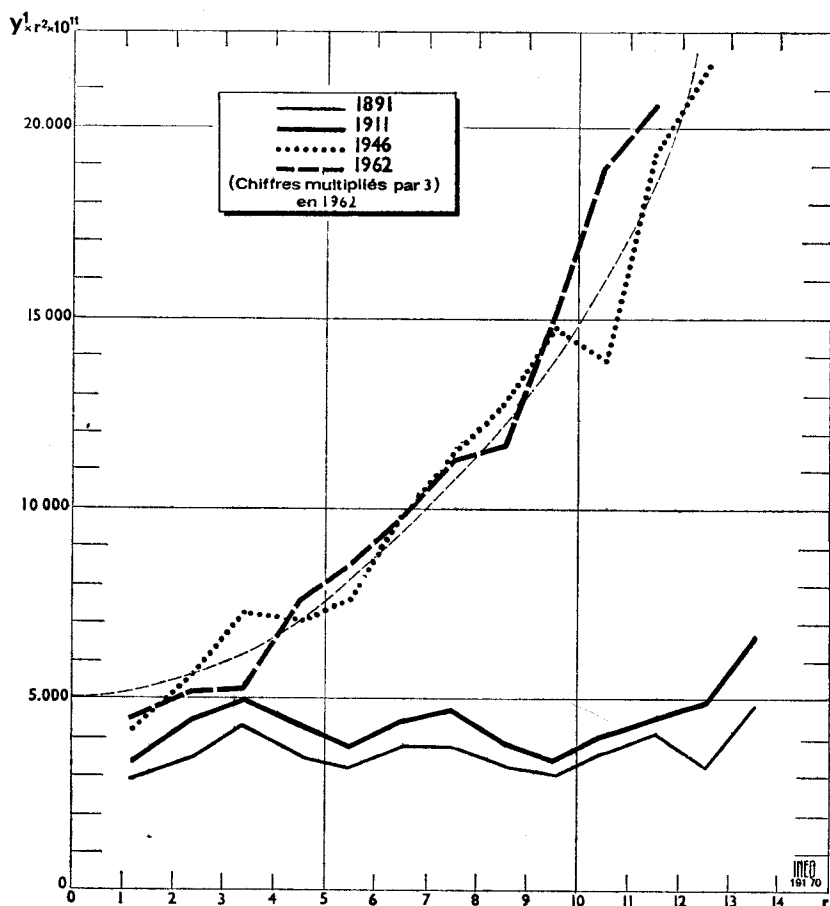
(2) Pour les données du recensement de 1962 on a multiplié le produit par 3.

(3) Les constantes déterminées dans cette étude le seront manuellement sur les graphiques. Il paraît en effet inutile de chercher une détermination plus fine sur des valeurs déterminées avec une faible précision.

(4) *e* : émigration,
i : immigration.

Ce tableau montre bien la variation continue dans le temps, des coefficients déterminant la migration. Les résultats obtenus pour le recensement de 1962, multipliés par une certaine constante, prolongent bien leur variation.

On va maintenant, à partir d'un modèle mathématique, voir s'il est possible de relier les coefficients obtenus, au comportement des migrants. Il ne sera appliqué qu'aux chiffres correspondant à l'immigration. A la suite de Hägers-trand ⁽¹⁾, on décomposera les migrants en deux types : un type « actif » pour lequel la migration est indépendante des migrations antérieures, un type « passif » pour lequel, au contraire, la migration est entièrement dépendante des migrations antérieures. Supposant toujours qu'à l'instant initial le nombre



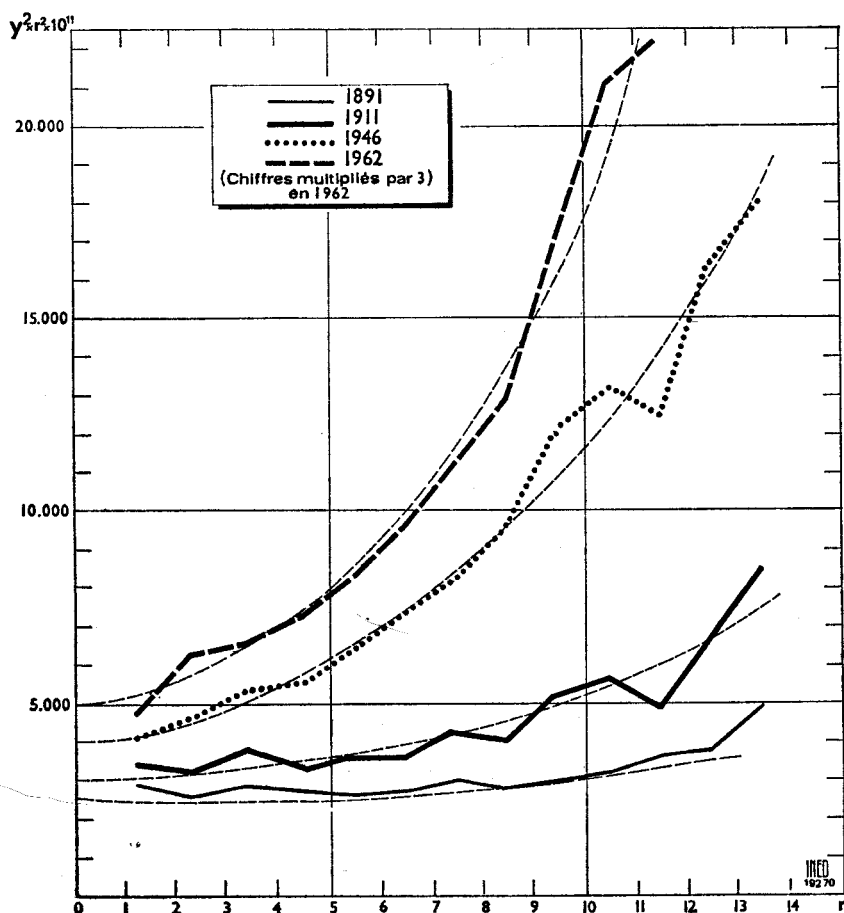
GRAPHIQUE n° 3. — Valeurs de y^1r^2 en fonction de r .

¹⁾ *Op. cit.*, n° 1, p. 133-135.

de migrants originaires de la zone i (de population P_i) et présents en j (de population P_j) soit Y_0 , il en résultera après l'intervalle de temps unitaire un accroissement des migrants présents en j , ΔY_0 , égal à :

$$\Delta Y_0 = \underset{\substack{\text{migrations} \\ \text{actives}}}{p P_i P_j} + \underset{\substack{\text{migrations} \\ \text{passives}}}{k Y_0} - \underset{\substack{\text{mortalité} \\ \text{et nouvelles} \\ \text{migrations}}}{m Y_0}$$

où p , k et m sont des constantes correspondant aux 3 types de variations du nombre de migrants. Les migrations « actives » porteront sur un effectif qui dépendra des populations de i et de j : le nombre de migrants « actifs » désirant émigrer de i , sera supposé proportionnel à sa population; de même que le nombre de « postes offerts » dans la zone j sera proportionnel à sa



GRAPHIQUE n° 4. — Valeurs de $y^2 r^2$ en fonction de r .

population ⁽¹⁾. Les migrations « passives » seront proportionnelles au nombre de migrants présents à l'instant initial. Le taux constant de mortalité et de nouvelles migrations m introduira une correction nécessaire : il faut, en effet, tenir compte du fait que certains individus effectuent plusieurs migrations au cours de leur vie.

Ce modèle peut encore s'écrire en supposant les populations constantes dans le temps, et introduisant les quantités y définies plus haut ⁽²⁾.

$$\Delta y_0 = p + (k - m)y_0$$

Il s'ensuit la récurrence facile à résoudre :

$$\begin{aligned} y_1 &= p + y_0(1 + k - m) \\ y_2 &= p[1 + (1 + k - m)] + y_0(1 + k - m)^2 \\ &\vdots \\ y_n &= p[1 + (1 + k - m) + \dots + (1 + k - m)^{n-1}] + y_0(1 + k - m)^n \end{aligned}$$

La quantité y_n peut donc s'écrire :

$$y_n = \frac{p}{k - m} [(1 + k - m)^n - 1] + y_0(1 + k - m)^n$$

Étant partis d'une répartition initiale de migrants telle que :

$$y_0 = a_0 + \frac{b_0}{r^2}$$

y_n sera de la forme $y_n = a_n + \frac{b_n}{r^2}$ avec

$$b_n = b_0(1 + k - m)^n$$

$$a_n = \frac{b_n}{b_0} \left(a_0 + \frac{p}{k - m} \right) - \frac{p}{k - m}$$

L'estimation des deux paramètres p et $k - m$ entre 1891 et 1946 conduit aux valeurs suivantes :

$\begin{aligned} k - m &= 9,8 \times 10^{-3} \\ p &= 8,61 \times 10^{-12} \end{aligned}$
--

⁽¹⁾ Voir p. 6 les critiques faites à ces hypothèses. Il convient également de noter que, contrairement à l'hypothèse de Hägerstrand selon laquelle les migrations actives ne peuvent être que de faible amplitude, nous les considérons comme indépendantes de la distance à parcourir.

⁽²⁾ Voir p. 27, les indices précisant ces quantités étant ici inutiles ont été supprimés. Par contre, on introduit un indice temporel. L'intervalle de temps unitaire sera pris égal à un an.

Ainsi on ne peut pas avoir, à partir des données des recensements antérieurs à celui de 1954, une estimation du coefficient k correspondant aux migrations passives, n'ayant aucune estimation du coefficient m correspondant à la mortalité et aux nouvelles migrations. Comparons cependant les nombres de migrations actives et de migrations passives (la mortalité et les nouvelles migrations étant supposées nulles) entre deux départements moyens (le produit $P_i P_j$ sera pris égal à 10^{11} , ce qui correspond environ à 300 000 habitants par département). Le nombre annuel de migrations actives sera alors égal à 0,86, alors que pour les migrations passives il sera fonction du nombre initial de migrants présents :

- pour une zone proche ($r \simeq 2$) $Y_0 \simeq 1000$ alors $(k - m) Y_0 \simeq 9,8$;
- pour une zone lointaine ($r \simeq 10$) $Y_0 \simeq 100$ alors $(k - m) Y_0 \simeq 0,98$.

On voit ainsi que, pour les zones lointaines, les migrations actives seront aussi importantes que les migrations passives, alors que pour les zones proches elles seront négligeables.

L'application de la formule établie amène les chiffres suivants estimés, comparés à ceux obtenus directement sur les graphiques, pour les données correspondant à l'immigration.

TABLEAU VII

Année	n	b estimé	b	a estimé	a
1891.....	0	$2,43 \times 10^{-8}$	$2,43 \times 10^{-8}$	$0,67 \times 10^{-10}$	$0,67 \times 10^{-10}$
1911.....	20	$2,95 \times 10^{-8}$	$2,96 \times 10^{-8}$	$2,70 \times 10^{-10}$	$2,24 \times 10^{-10}$
1946.....	55	$4,15 \times 10^{-8}$	$4,15 \times 10^{-8}$	$7,35 \times 10^{-10}$	$7,35 \times 10^{-10}$
1954.....	63	$4,49 \times 10^{-8}$		$8,677 \times 10^{-10}$	
1962.....	71	$4,85 \times 10^{-8}$		$10,087 \times 10^{-10}$	

Supposant maintenant que l'extrapolation des valeurs estimées est correcte, la connaissance des migrations ayant eu lieu entre 1954 et 1962 va nous permettre une meilleure estimation du coefficient m , correspondant à la mortalité et aux nouvelles migrations des individus ayant déjà migré dans la zone considérée ⁽¹⁾. Décomposant en effet les migrants présents en j en 1962 d'une part en nouveaux migrants (individus ayant migré en j entre 1954 et 1962 et encore présents en 1962) Y_{71}^1 et d'autre part en migrants antérieurs à 1954 et encore présents en j en 1962, Y_{71}^2 , on a $Y_{71} = Y_{71}^1 + Y_{71}^2$. Or le recensement de 1962 donne une estimation de Y_{71}^1 ; d'autre part, on peut écrire

(1) Il aurait été intéressant de comparer les valeurs des migrations lieu de naissance, lieu de recensement, pour le recensement de 1962, avec celles calculées. Les données du recensement de 1962 le permettraient : cela aurait nécessité de nombreux calculs supplémentaires pour un résultat finalement minime.

$Y_{71}^2 = Y_{63} (1 - m)^8$, car chaque année une fraction m des migrants antérieurs à 1954 et présents en j disparaît par mortalité et nouvelles migrations. On peut donc écrire finalement :

$$\frac{Y_{71} - Y_{71}^1}{Y_{63}} = (1 - m)^8$$

soit avec les données du problème :

$$\frac{6,09 \times 10^{-10} r^2 + 3,15 \times 10^{-8}}{8,677 \times 10^{-10} r^2 + 4,49 \times 10^{-8}} = (1 - m)^8$$

Or, l'hypothèse a été faite que ces pertes devaient être indépendantes de la distance r . Prenant les deux valeurs extrêmes de r ($r = 0$, $r = 15$), il vient alors :

$$\text{pour } r = 0 \quad (1 - m)^8 = \frac{3,15}{4,49} = 0,7$$

$$\text{pour } r = 15 \quad (1 - m)^8 = \frac{16,85}{24,01} = 0,7$$

L'hypothèse est donc bien vérifiée et le calcul nous donne comme valeur de m :

$$m = 4,36 \%$$

donc

$$k = 5,34 \%$$

Ces valeurs nous montrent l'importance des migrations multiples, la mortalité intervenant pour le quart environ de m . Reprenant la comparaison précédente des migrations actives et des migrations passives, il vient pour ces dernières :

- pour une zone proche ($r \simeq 2$) $Y_0 \simeq 1000$ alors $kY_0 = 53,4$;
- pour une zone lointaine ($r \simeq 10$) $Y_0 \simeq 100$ alors $kY_0 = 5,34$.

Les migrations passives prennent donc une importance encore plus forte que précédemment, les migrations actives restant au niveau de 0,86.

Il serait intéressant de comparer ce résultat à ceux d'autres études ayant abordé le même problème. Ainsi A. Girard, H. Bastide et G. Pourcher ⁽¹⁾ ont établi, à l'aide des résultats d'une enquête sur la mobilité géographique en province, que les migrants se répartissaient ainsi :

- 38 % n'ont pas changé de résidence;
- 29 % en ont changé une fois;
- 33 % ont changé plus d'une fois.

⁽¹⁾ *Op. cit.*, p. 229.

Parmi les individus ayant migré, 53 % ont donc migré plus d'une fois. La répartition des départs dans le temps, n'est malheureusement indiquée que pour des durées inférieures à 8 ans et pour un sous-groupe de l'échantillon ⁽¹⁾. Elle ne coïncide absolument pas avec des résultats analogues publiés en particulier par Hägerstrand ⁽²⁾, I.P. Winberg ⁽³⁾, G. C. Myers, R. Mc Ginnis et G. Masnick ⁽⁴⁾. Ces auteurs indiquent que la probabilité de ne pas se déplacer d'un lieu donné, croît avec la durée de résidence en ce lieu.

L'hypothèse a été faite que la probabilité pour que l'intervalle de temps, séparant deux migrations effectuées par le même individu, atteigne n années, est celle donnée par Hägerstrand ⁽⁵⁾. Elle est rappelée ici dans le tableau VIII.

TABLEAU VIII. — PROBABILITÉ QUE DEUX MIGRATIONS
EFFECTUÉES PAR LE MÊME INDIVIDU SOIENT SÉPARÉES PAR n ANNÉES

0 an.....	0,200	9 ans.....	0,020	18 ans.....	0,004
1 an.....	0,200	10 ans.....	0,015	19 ans.....	0,004
2 ans.....	0,150	11 ans.....	0,015	20 ans.....	0,003
3 ans.....	0,100	12 ans.....	0,010	21 ans.....	0,003
4 ans.....	0,080	13 ans.....	0,010	22 ans.....	0,003
5 ans.....	0,060	14 ans.....	0,008	23 ans.....	0,002
6 ans.....	0,040	15 ans.....	0,008	24 ans.....	0,002
7 ans.....	0,030	16 ans.....	0,006	25 ans.....	0,002
8 ans.....	0,020	17 ans.....	0,006		<u>1,000</u>

La mortalité est supposée constante (taux annuel de 1,2 %) et la proportion finale des individus n'ayant migré qu'une fois est supposée égale à 47 %.

Le tableau IX donne les résultats établis selon les hypothèses simplificatrices suivantes :

— le nombre de migrants entrés chaque année est constant et égal à 100. Ce nombre est en fait une fonction croissante du temps, comme cela a été vu plus haut;

— on ne tient pas compte du nombre de migrations antérieures effectuées par le migrant. Cette hypothèse conduit à majorer le nombre de départs, car la probabilité d'effectuer une $n^{\text{ième}}$ migration est fonction décroissante de n ;

— la migration et les décès sont stochastiquement indépendants.

(1) Y. TUGAULT, *op. cit.*, p. 478.

(2) *Op. cit.*, n° 1, p. 134.

(3) *Op. cit.*, p. 204-205.

(4) *Op. cit.*, p. 124.

(5) *Op. cit.*, n° 1, p. 134.

TABLEAU IX. — NOMBRE DE NOUVELLES MIGRATIONS
EFFECTUÉES AU COURS D'UNE ANNÉE
COMPARÉ A LA POPULATION DE MIGRANTS PRÉSENTS

Année d'entrée <i>y</i>	Décès entre <i>x</i> et <i>y</i>	Départs entre <i>x</i> et <i>y</i>	Migrants présents à la date <i>x</i>	Départs entre <i>x</i> et <i>x + 1</i>
<i>x</i>	0	0	100	10,600
<i>x-1</i>	1,2	10,600	88,200	10,600
<i>x-2</i>	2,4	21,200	76,400	7,950
<i>x-3</i>	3,6	29,150	67,250	5,300
<i>x-4</i>	4,8	34,450	60,750	4,240
<i>x-5</i>	6	38,690	55,310	3,180
<i>x-6</i>	7,2	41,870	50,030	2,120
<i>x-7</i>	8,4	43,990	47,610	1,590
<i>x-8</i>	9,6	45,580	44,820	1,060
<i>x-9</i>	10,8	46,640	42,560	0,795
<i>x-10</i>	12	47,700	40,300	0,795
<i>x-11</i>	13,2	48,495	38,305	0,530
<i>x-12</i>	14,4	49,290	36,310	0,530
<i>x-13</i>	15,6	49,820	34,580	0,530
<i>x-14</i>	16,8	50,350	32,850	0,424
<i>x-15</i>	18	50,774	31,226	0,424
<i>x-16</i>	19,2	51,198	29,602	0,318
<i>x-17</i>	20,4	51,516	28,084	0,318
<i>x-18</i>	21,6	51,834	26,566	0,212
<i>x-19</i>	22,8	52,046	25,154	0,212
<i>x-20</i>	24	52,258	24,742	0,159
<i>x-21</i>	25,2	52,417	22,383	0,159
<i>x-22</i>	26,4	52,576	21,024	0,106
<i>x-23</i>	27,6	52,682	19,718	0,106
<i>x-24</i>	28,8	52,788	18,412	0,106
<i>x-25</i>	30	52,894	17,106	0,106
<i>x-26</i>	31,2	53	15,800	
De <i>x-27</i> à <i>x-40</i>			93,800	
			1 188,892	53

On obtient ainsi une estimation par excès du coefficient de migration multiple égale à $\frac{53}{1\,188,9} = 4,46 \%$. Il convient de noter que les hypothèses nombreuses ayant servi à sa définition, nécessiteraient une étude particulière. Il paraît nécessaire de déterminer avec précision, d'une part, la probabilité qu'un migrant effectue *n* migrations, d'autre part, l'intervalle de temps séparant deux migrations successives effectuées par le même individu, en fonction du nombre de migrations antérieures.

En dépit de ces restrictions, les chiffres obtenus indépendamment par les deux méthodes différentes sont cependant voisins. Ils permettent de donner un ordre de grandeur du coefficient de migration multiple, compris entre 3,2 % et 4,5 %.

Ainsi, le modèle basé sur l'existence de migrations de deux types, a permis d'approfondir l'analyse du phénomène migratoire. On notera en particulier l'importance des migrations passives.

Ce point est confirmé dans l'étude de G. Pourcher ⁽¹⁾ qui indique : « Tout se passe donc comme si c'était les provinciaux qui ont conservé les liens les plus étroits avec le milieu de départ qui entraînent d'autres migrants dans leur sillage ». Or « pour 100 provinciaux installés dans la capitale, 82 déclarent retourner très souvent ou quelquefois dans leur pays ». Ainsi, à partir du moment où le courant migratoire entre deux régions est amorcé, le mouvement a tendance à se poursuivre et à s'étendre de lui-même. L'inconvénient du modèle utilisé est que, s'il permet de prévoir l'extension d'une migration déjà établie, il ne donne aucun renseignement sur la création du mouvement migratoire. Une première étude dans ce sens pourrait être faite en considérant les valeurs de p , k , m , non plus comme constantes mais comme fonctions de la distance parcourue. En particulier, une forte variation du coefficient p , correspondant aux migrations actives, en fonction de la distance, permettrait de la réintroduire dans le modèle.

a-2. *Étude particulière des divers départements.* — A la suite de l'étude globale, ont été portées sur les graphiques nos 5 à 17 les valeurs de y^1 et y^2 obtenues pour chaque département. On trouvera dans l'annexe III les tableaux correspondants.

Ces graphiques permettent de constater, pour chaque département, une variation pratiquement identique à celle des courbes globales : accroissement des valeurs de y au cours des recensements, d'autant plus prononcé que ces valeurs sont faibles; la courbe obtenue pour le recensement de 1962 prolonge correctement les données des recensements antérieurs. Certains départements présentent cependant des particularités, qu'il convient de signaler ici :

- les Alpes Maritimes présentent une différence importante entre l'émigration et l'immigration, qui tend à diminuer avec le temps. L'émigration présente une courbe voisine de la globale, tandis que l'immigration se situe à un niveau plus élevé, cependant cernable par une loi de Pareto avec un exposant n inférieur à 2;

- le Cantal présente par contre pour l'immigration une courbe de Pareto avec un exposant n supérieur à 2. La variation de l'émigration de 1891 à 1946 est très faible, sauf pour la zone 2;

- la Moselle, dont on ne possède de chiffres de migrations que pour les recensements de 1946 et 1962, présente la particularité d'un plateau tant pour l'émigration que pour l'immigration à partir de 250 km.

Ces particularités s'expliqueraient par des recherches régionales, qui sont en dehors du champ de cette étude. Elles ont été cependant signalées pour montrer que, sous un modèle valable globalement, certaines zones présentaient cependant des divergences dues à des particularismes locaux.

⁽¹⁾ *Op. cit.*, p. 191 à 193.

b. *Départements ayant un fort centre d'attraction (sauf la Seine et Seine-et-Oise).*

Ces départements sont au nombre de trois : les Bouches-du-Rhône, la Gironde et le Rhône. Les calculs identiques aux précédents conduisent aux tableaux X, XI, XII, XIII et aux graphiques n^{os} 18 et 19. Ils ont été réalisés en ne considérant également que les zones « bis ».

L'examen des graphiques permet de constater que ces départements présentent une émigration voisine de celle des départements précédents. On obtient, en effet, pour γ^1 une courbe de pente — 2 environ, de variation pratiquement égale à celle constatée au chapitre précédent au cours des recensements.

Par contre l'immigration dans ces départements est non seulement plus importante, mais amène une déformation de la courbe représentative de γ^2 . L'examen des courbes par département ⁽¹⁾ (graphiques n^{os} 20, 21, 22) confirme ce phénomène qui se retrouve dans chaque cas particulier : grande stabilité des courbes au cours du temps pour une distance inférieure à 300 km; pour les distances supérieures, l'évolution est parallèle à celle des départements sans centre d'attraction, bien que située à un niveau supérieur.

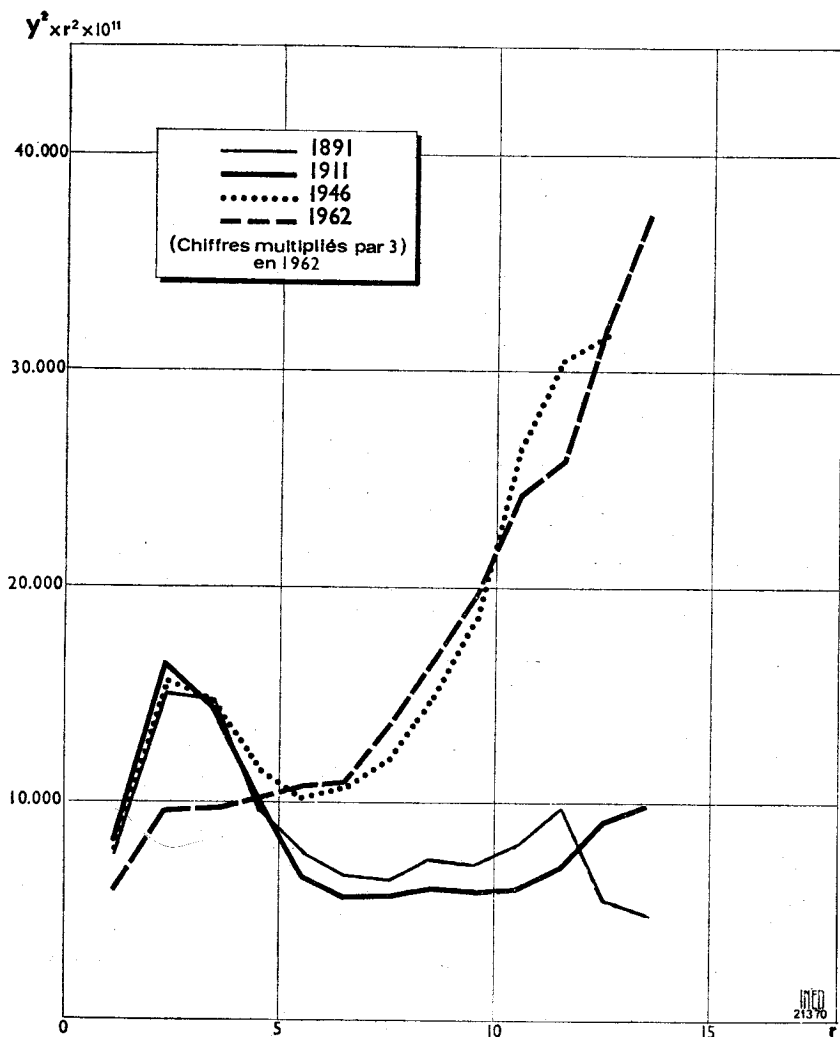
L'étude du produit γr^2 permet de déceler une immigration plus forte en provenance des départements situés dans un rayon de 300 km environ ($r = 5$) entourant le département considéré (graphique n^o 23), le maximum de cette attraction se trouvant environ à 200 km où le produit γr^2 atteint des valeurs 5 fois supérieures à celles des départements précédents.

Ainsi la présence d'un centre d'attraction important va déformer la courbe d'immigration des départements considérés. La stabilité au cours des recensements de cette déformation vient encore confirmer l'hypothèse de la dépendance des migrations actuelles aux migrations antérieures.

Il convient de noter ici que les résultats obtenus en α , tiennent compte de ces départements avec un fort centre d'attraction, seuls les départements de la Seine et de la Seine-et-Oise ayant été exclus. Ainsi les courbes d'émigration des départements sans centre d'attraction vont se trouver déformées par la présence des grands centres urbains, alors que les courbes d'immigration dans ces départements ne verront pas ce facteur perturbateur jouer. Ce point explique donc, d'une part, le fait que les courbes d'émigration obtenues étaient au-dessus des courbes d'immigration, d'autre part, le meilleur ajustement à un modèle théorique, obtenu pour les courbes d'immigration.

Le pouvoir d'attraction d'une zone donnée, mesuré par sa population, n'est plus suffisant lorsqu'on considère une zone fortement urbanisée ou en développement rapide.

(1) Les tableaux correspondants se trouvent dans l'annexe IV.



GRAPHIQUE n° 23. — Valeurs de $y^2 r^2$ pour les départements avec un fort centre d'attraction.

L'examen du graphique n° 23, amènerait à distinguer deux catégories de migrants. La première, correspondant aux migrations du paragraphe précédent, se retrouverait également dans celles de ce paragraphe (pour $r > 5$ la variation du produit $y^2 r^2$ est identique dans les deux cas). Une seconde serait liée uniquement à l'existence d'un grand centre urbain et serait cantonnée dans un rayon de 300 km autour de ce centre. Cette catégorie aurait des effectifs pratiquement constants dans le temps : on constate cependant en 1962 une baisse importante de leur nombre. Elle aurait donc actuellement

tendance à disparaître, mettant les départements qu'elle touchait à un niveau égal à celui des départements sans centre d'attraction, à un facteur constant près.

c. Départements de la Seine et de la Seine-et-Oise.

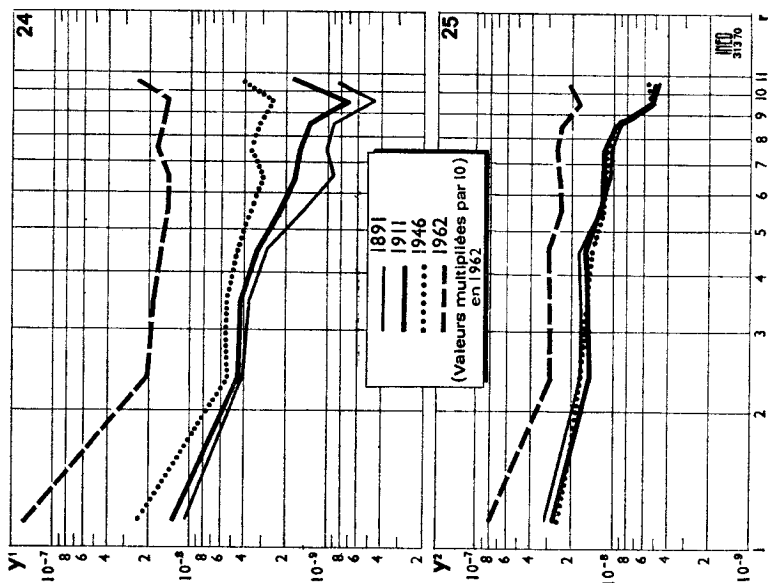
Ces départements ont été éliminés de tous les calculs précédents : ils correspondaient en effet à des effectifs de migrants, sans commune mesure avec ceux des autres départements compris dans la même zone. Leur effet sur la migration va maintenant être étudié. Les valeurs de y^1 et y^2 obtenues sont portées sur les tableaux XIV et XV. Les graphiques nos 24, 25, 26, 27 présentent ces résultats.

TABLEAU XIV. — SEINE

Zones	1891		1911		1946		1962	
	$y^1 \times 10^{11}$	$y^2 \times 10^{11}$	$y^1 \times 10^{11}$	$y^2 \times 10^{11}$	$y^1 \times 10^{11}$	$y^2 \times 10^{11}$	$y^1 \times 10^{11}$	$y^2 \times 10^{11}$
2.....	1 070,4	3 085,7	1 334,4	2 714,4	2 360,3	2 581,9	1 653,0	799,3
3.....	414,0	1 701,4	439,2	1 496,8	526,8	1 706,2	207,8	283,0
4.....	379,1	1 714,7	437,7	1 571,6	529,6	1 577,6	186,3	285,2
5.....	275,7	1 770,2	357,5	1 681,5	441,6	1 411,4	165,9	291,9
6.....	144,9	1 219,7	219,4	1 287,9	351,5	1 183,2	146,2	238,7
7.....	91,4	1 027,9	166,5	1 197,9	296,9	1 145,3	144,8	241,3
8.....	102,1	1 052,3	156,1	1 195,5	354,0	1 134,7	172,8	258,0
9.....	91,4	865,9	131,7	984,5	309,3	985,1	155,6	231,8
10.....	44,6	510,3	70,1	453,8	250,2	534,4	144,6	174,2
11.....	82,4	465,1	161,3	494,8	402,1	554,3	240,8	213,2
12.....	110,7	483,4	227,1	552,0	510,1	682,4	332,2	250,8

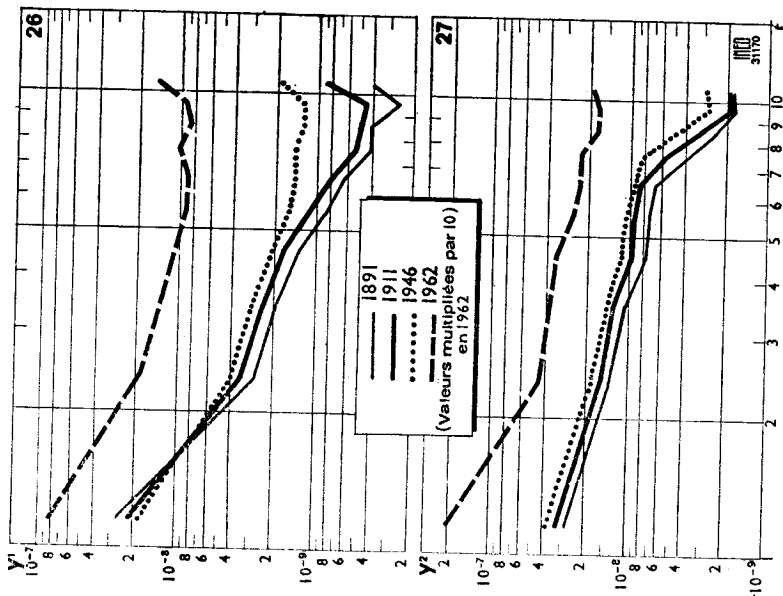
TABLEAU XV. — SEINE-ET-OISE

Zones	1891		1911		1946		1962	
	$y^1 \times 10^{11}$	$y^2 \times 10^{11}$	$y^1 \times 10^{11}$	$y^2 \times 18^{11}$	$y^1 \times 10^{11}$	$y^2 \times 10^{11}$	$y^1 \times 10^{11}$	$y^2 \times 10^{11}$
2.....	2 620,6	2 759,7	2 281,7	3 278,3	1 843,9	3 827,8	833,8	2 033,7
3.....	277,4	1 368,0	340,0	1 681,9	404,9	1 877,9	188,9	457,2
4.....	195,5	1 090,6	245,6	1 259,7	296,5	1 459,8	137,9	385,9
5.....	136,7	779,7	175,2	957,0	209,9	1 173,6	106,3	345,5
6.....	85,0	749,7	116,0	954,6	160,5	1 084,1	90,4	263,2
7.....	64,9	682,7	80,1	881,6	146,9	948,4	89,5	234,5
8.....	41,2	392,6	54,1	560,3	148,3	814,0	101,9	237,2
9.....	41,7	251,9	48,7	337,6	129,1	480,4	86,4	177,5
10.....	25,3	179,5	45,5	190,6	130,0	276,9	93,6	174,3
11.....	40,8	184,4	90,0	195,5	189,1	296,6	150,4	196,7
12.....	57,5	185,0	127,5	225,6	231,9	360,3	205,80	213,0



GRAPHIQUE n° 24. — Valeurs de y^1 pour le département de la Seine.

GRAPHIQUE n° 25. — Valeurs de y^2 pour le département de la Seine.



GRAPHIQUE n° 26. — Valeurs de y^1 pour le département de la Seine-et-Oise.

GRAPHIQUE n° 27. — Valeurs de y^2 pour le département de la Seine-et-Oise.

Il convient d'étudier séparément l'émigration et l'immigration de ces départements.

c-1. *Immigration.* — Alors que pour la Seine celle-ci semble s'être stabilisée à un niveau fixe (les chiffres des divers recensements sont pratiquement identiques entre eux), on constate pour la Seine-et-Oise un accroissement des valeurs de y^2 au cours du temps. La variation de y^2 en fonction de r est beaucoup plus réduite que pour les autres départements : variations du tiers pour r variant de 60 à 500 km, contre une variation de l'ordre de $1,5 \times 10^{-2}$ pour une loi de Pareto avec $n = 2$. La courbe obtenue pour le recensement de 1962 est encore parallèle à celle des recensements précédents.

Pour les zones proches, l'immigration est à un niveau voisin de celui déjà atteint par d'autres départements : ce point tend à montrer que l'immigration originaire des zones proches, serait déjà saturée pour de nombreux départements. Par contre, pour les zones éloignées, elle se trouve à un niveau de 10 à 20 fois supérieur à celui des départements sans centre d'attraction.

Enfin, il n'y a plus lieu de distinguer deux catégories de migrants pour ces départements, comme pour ceux correspondant à un centre urbain important : l'offre de migrants supplémentaires n'est plus fournie par une zone d'amplitude déterminée, mais par l'ensemble de la France.

c-2. *Émigration.* — L'émigration se situe à un niveau moindre que l'immigration, mais cependant supérieur à celui des autres départements.

Au cours des recensements, on la voit d'ailleurs croître et se rapprocher sensiblement du niveau de l'immigration : cette approche est plus avancée pour la Seine que pour la Seine-et-Oise. Il se pourrait qu'il y ait une évolution identique, tant pour l'immigration que pour l'émigration, la seconde étant retardée dans le temps par rapport à la première. Ce fait peut s'expliquer, en étendant l'hypothèse de Hägerstrand du lien des migrations entre elles : un migrant nouvellement installé aura en effet gardé de nombreux rapports avec son lieu d'origine, alors que ses rapports dans le lieu d'arrivée seront initialement restreints. Il aura donc, dans une première étape, beaucoup plus de possibilités d'attirer de nouveaux migrants, que de possibilités de créer un contre-courant vers son lieu d'origine. Par contre, après un intervalle de temps assez long, l'élargissement de ses rapports avec le nouveau milieu, permettra, dans une certaine mesure, l'établissement du contre-courant. Cette hypothèse du lien de l'immigration et de l'émigration, devrait être également vérifiée par les départements à fort centre d'attraction. On constate en effet la présence d'un maximum relatif, tendant à croître avec les recensements sur les courbes d'émigration.

Une autre raison importante a été décelée par Guy Pourcher ⁽¹⁾ dans son analyse des intentions d'avenir des Parisiens. Bien que les provinciaux installés à Paris et qui envisagent le retour en province au moment de la

(1) *Op. cit.*, p. 243.

retraite, soient peu nombreux, par contre, près de la moitié des Parisiens nés en province et arrivés au seuil de la retraite, pensent que le moment venu ils quitteront la région parisienne. Cette raison permet une bonne explication du décalage constaté.

Il serait encore possible d'ajuster une formule du type $y = a + \frac{b}{r^2}$ aux migrations de ces départements, les coefficients étant dans ce cas très différents de ceux déterminés au paragraphe a1.

d. Conclusion.

Dans la mesure où le département considéré ne comporte pas de centre urbain important, un modèle du type $y = a + \frac{b}{r^2}$ s'appliquera correctement à ses migrations, où y représente la probabilité qu'un individu né dans le département soit présent dans la zone située à la distance r de son lieu de naissance. Il a l'avantage de ne nécessiter que la connaissance de deux paramètres. L'étude de leur évolution dans le temps permettrait de faire des prévisions. Un inconvénient se présente, cependant, du fait qu'il était nécessaire de mettre à part la migration dans les départements de Seine et Seine-et-Oise, pour obtenir un bon ajustement de la formule indiquée. Il est alors possible que l'application d'un modèle du type « Stouffer » permette d'éviter cet inconvénient, en remplaçant la distance par une mesure de « postes offerts », plus en rapport avec le phénomène étudié. Ce sera l'objet du chapitre suivant.

3. Essai d'application d'une formule du type Stouffer.

Rappelons en premier lieu le modèle utilisé dans ce chapitre. Il s'explique sous la forme :

$$\frac{Y_{ij}}{\Delta x} = \frac{k}{x}$$

où Y_{ij} est le nombre de migrants originaires de la zone i et présents dans la zone j , Δx le nombre de postes offerts existant dans la zone j et x le nombre total de postes offerts existant entre l'origine i et la zone j . Comme Stouffer, nous mesurerons le nombre de postes offerts comme proportionnel au nombre total de migrants établis dans la zone considérée.

Les calculs suivants ont été effectués en tenant compte de l'analyse précédente des données ⁽¹⁾. Nous rappellerons simplement ici la définition des variables utilisées :

Y_{ij} sera le nombre de migrants originaires de la zone i (département d'origine) et présents dans la zone j (départements de destination situés à la distance r du département d'origine, chaque département n'étant compté que dans une seule zone contenant le maximum de sa surface).

⁽¹⁾ Cf. p. 24.

Δx sera le nombre total de migrants présents dans les départements de la zone j considérée.

x sera le nombre total de migrants présents dans les zones situées à une distance inférieure à r du département d'origine, plus $\frac{\Delta x}{2}$.

L'application de ce modèle au département du Finistère pour le recensement de 1911 donne le tableau XVI et le graphique n° 28 où sont portées les valeurs réelles et théoriques cumulées par rapport aux diverses zones.

TABLEAU XVI. — APPLICATION DE LA FORMULE DE STOUFFER
AU DÉPARTEMENT DU FINISTÈRE EN 1911

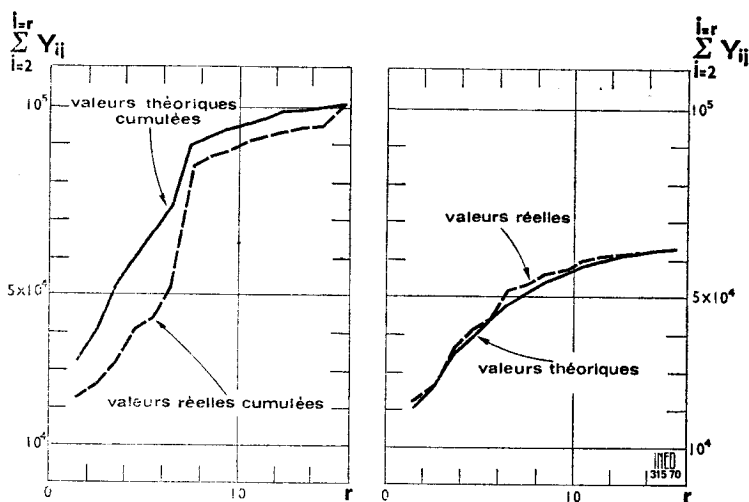
Zone n° j	$x \times 10^{-3}$	$\frac{\Delta x}{2} \times 10^{-3}$	$\Delta x \times 10^{-3}$	$\frac{\Delta x}{x}$	$\frac{k \Delta x}{x}$	Y ij réel	$P_j \times 10^{-3}$
2.....	43	43	86	2	31 680	22 769	1 160
3.....	121	35	70	0,5785	9 170	3 502	601
4.....	251	95	190	0,7570	12 000	9 929	1 431
5.....	454	108	216	0,4760	7 540	4 703	1 332
6.....	702	140	280	0,3990	6 325	2 608	1 389
7.....	1 106	264	528	0,4775	7 570	8 469	2 824
8.....	2 804	1 434	2 868	1,0230	16 110	32 482	6 356
9.....	4 529	291	682	0,1285	2 170	2 791	3 683
10.....	5 105	285	570	0,1117	1 765	1 703	4 229
11.....	5 650	260	520	0,0920	1 458	1 940	3 359
12.....	6 288	378	756	0,1202	1 905	1 240	3 487
13.....	6 950	294	588	0,0846	1 340	869	3 237
14.....	7 425	181	362	0,0488	774	385	2 200
15.....	7 722	116	232	0,0300	475	695	850
16.....	7 917	79	158	0,0200	317	6 514	549
				6,3468	100 599	100 599	

N. B. P_j est la population de la zone j .

Ils permettent de constater que son utilisation n'apporte pas de précision supplémentaire par rapport au modèle précédemment utilisé : ainsi au lieu de 16 110 migrants prévus pour la zone contenant la Seine, on enregistre 32 482 migrants réels; de même pour la deuxième zone comportant le Morbihan et les Côtes-du-Nord, au lieu de 31 680 migrants prévus, on n'en enregistre que 22 769 réels; enfin, dans la dernière zone, où en étaient prévus 317, on en enregistre 6 514.

En enlevant les départements de la Seine, Seine-et-Oise, Alpes-Maritimes et Var, l'ajustement devient alors à peu près correct (graphique n° 29).

Pour essayer de préciser le lien entre l'application des deux formules,



GRAPHIQUE n° 28. — Application de la formule de Stouffer aux données d'émigration du Finistère en 1911.

GRAPHIQUE n° 29 : cf. GRAPHIQUE n° 28. — Seine, Seine-et-Oise, Var et Alpes-Maritimes étant exclus.

Seine et Seine-et-Oise éliminés ⁽¹⁾, ont été portées, sur le graphique n° 30, les valeurs cumulées des nombres de postes offerts x en fonction du carré de la distance. On constate que, pour les valeurs de r inférieures à 14, la relation :

$$x = kr^2$$

k étant une constante est bien vérifiée.

De même en portant, sur le graphique n° 31, les valeurs du nombre de postes offerts dans une zone Δx en fonction de la population de cette zone P_j , on peut constater que l'on a approximativement :

$$\Delta x = k'P_j \text{ où } k' \text{ est une constante.}$$

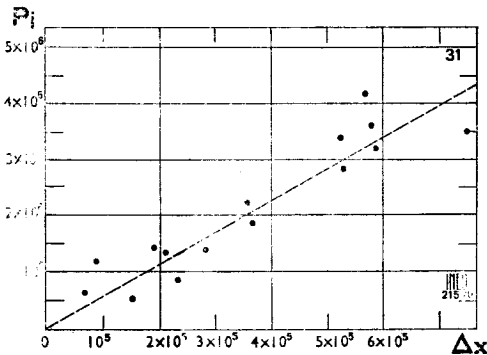
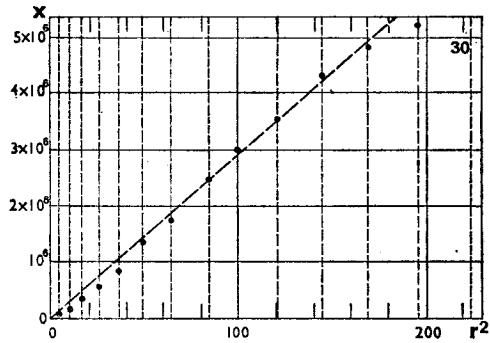
Il s'ensuit donc bien, que l'application des deux formules donneront des résultats voisins pour le cas du Finistère. On a en effet :

$$Y_{ij} = a \frac{\Delta x}{x} = \frac{bP_j}{r^2}$$

où a et b seront des constantes :

Dans la mesure où la relation entre x et r n'est plus vérifiée, on a une possibilité de voir quel type de modèle approchera de plus près la réalité. Le département du Rhône a été choisi pour cette approche. Des calculs identiques aux précédents conduisent au tableau XVII. (Il s'agit toujours de l'émigration du département du Rhône).

(1) Voir p. 9.

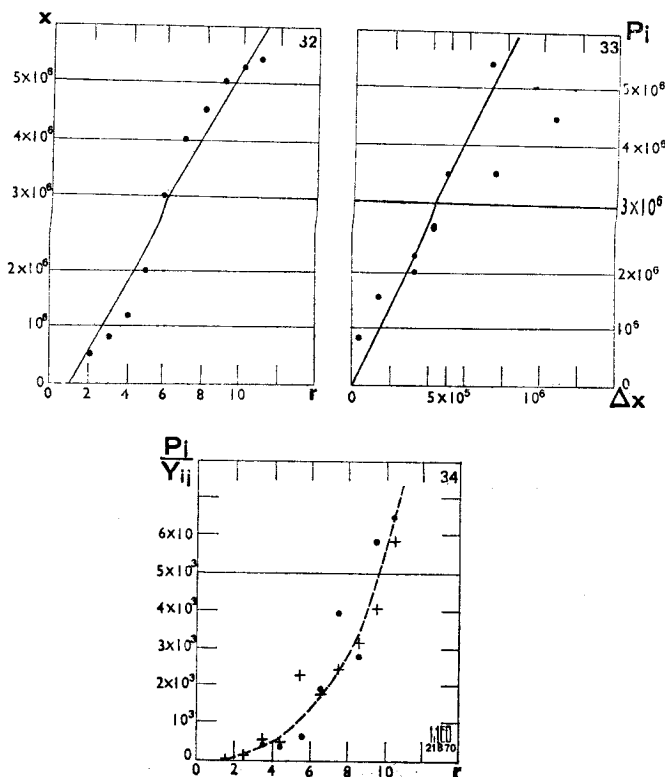


GRAPHIQUE n° 30. — x fonction de r^2 , pour le Finistère, 1911.
(Seine et Seine-et-Oise éliminés).

GRAPHIQUE n° 31. — Δx en fonction de P_j pour le Finistère, 1911.
(Seine et Seine-et-Oise éliminés).

TABEAU XVII. — APPLICATION DE LA FORMULE DE STOUFFER
AU DÉPARTEMENT DU RHÔNE EN 1911 (SEINE ET SEINE-ET-OISE EXCLUS)

Zone n° j	$x \times 10^{-3}$	$\frac{\Delta x}{2} \times 10^{-3}$	$\Delta x \times 10^{-3}$	$\frac{\Delta x}{x}$	$\frac{k \Delta x}{x}$	Y ij réel	$P_j \times 10^{-3}$
2.....	252	252	504	2	48 470	61 633	3 550
3.....	665	161	322	0,4840	11 730	15 539	2 004
4.....	1 401	215	430	0,4130	10 000	6 051	2 793
5.....	1 623	367	734	0,4520	10 950	8 524	3 687
6.....	2 529	539	1 078	0,4260	10 320	7 140	4 488
7.....	3 547	479	958	0,2700	6 540	2 602	4 981
8.....	4 200	174	348	0,0829	2 010	598	2 344
9.....	4 733	359	718	0,1519	3 680	2 053	5 675
10.....	5 161	69	138	0,0268	650	279	1 632
11.....	5 252	22	44	0,0084	203	124	794
				4,3150	104 543	104 543	



GRAPHIQUE n° 32. — x en fonction de r , pour le Rhône, 1911
(Seine et Seine-et-Oise éliminés)

GRAPHIQUE n° 33. — Δx en fonction de P_j , pour le Rhône, 1911
(Seine et Seine-et-Oise éliminés)

GRAPHIQUE n° 34. — $\frac{P_j}{Y_{ij}}$ en fonction de r , pour le Rhône 1911
(Seine et Seine-et-Oise éliminés)

- données du tableau XVII
- + données de l'annexe IV

De plus, on constate que x peut se mettre dans ce cas sous la forme :
(cf. graphique n° 32) :

$$x = k(r - 1) \text{ pour } r < 11$$

tandis que Δx vérifiera toujours la formule $\Delta x = k'P_j$ (cf. graphique n° 33).
On voit alors que l'application des deux formules conduira à des résultats
très différents :

$$Y_{ij} = \frac{bP_j}{r^n} \text{ pour la formule de Pareto}$$

$$Y_{ij} = \frac{aP_j}{r-1} \text{ pour la formule du type Stouffer}$$

Les valeurs $\frac{P_j}{Y_{ij}}$ calculées, d'une part, avec les données du chapitre précédent, d'autre part, avec celles recueillies dans ce chapitre ⁽¹⁾ pour le département du Rhône (graphique n° 34), montrent avec évidence que la formule de type Pareto permet, pour ce département, une meilleure approche du phénomène migratoire : $\frac{P_j}{Y_{ij}}$ n'est, en fait, absolument pas lié linéairement à r .

Le coefficient n a une valeur de l'ordre de 2,3 environ.

Ainsi l'utilisation d'un modèle du type « Stouffer » n'apporte finalement pas plus de précision qu'un modèle du type « Pareto », et même, pour certains départements, va donner de moins bons résultats. Il ne permet, pas plus que les précédents, de donner une formule valable pour tous les départements, Seine et Seine-et-Oise compris. Il paraît donc inutile de pousser plus avant dans cette voie. Il convient cependant de noter que l'application d'une formule de Stouffer à des données du type de celles utilisées ici, n'avait jamais été, à notre connaissance, essayée.

4. Essai de réduction du nombre de variables intervenant dans la formule de Pareto.

On a estimé plus haut ⁽²⁾ la probabilité pour que deux lieux de résidence i et j , tirés sur la surface de la France, tombent l'un i dans l'une des zones de départ I_1^m ,

l'autre j dans la zone d'arrivée correspondante I_r^m située à la distance r de la zone I_1^m . Si les zones de départ recouvrent entièrement la France, la probabilité précédente devient égale à la probabilité pour que deux points i et j tirés au hasard sur la surface de la France soient distants de r . Dans la mesure, où les zones de départ ne recouvrent pas entièrement la France, mais sont assez nombreuses et réparties uniformément sur sa surface, on peut estimer que la relation précédente sera encore vérifiée. On tombe alors sur un problème analogue à celui présenté par Luu Mau Thanh ⁽³⁾, en supposant la population uniformément répartie sur la surface de la France (densité de population constante). Ce problème présente des solutions simples lorsque la surface considérée est soit un cercle, soit un carré. Il convient donc en premier lieu de voir si l'approximation de la France par l'une de ces surfaces est acceptable.

On va d'abord calculer les surfaces rencontrées par les diverses zones centrées dans les 18 départements envisagés dans cette étude ⁽⁴⁾. Sur le tableau XVIII le cumul sera effectué et rapporté à 100 pour l'ensemble des zones.

(1) Les données de ce chapitre présentent, pour la mesure des migrations en fonction de la distance, les inconvénients cités plus haut (cf. p. 19) : zones comportant un petit nombre de départements, risque d'erreurs entraînées par les départements compris également dans deux ou trois zones.

(2) Cf. p. 25.

(3) *Op. cit.*

(4) La détermination de ces surfaces sera toujours faite manuellement, sans recherches une trop grande précision. L'unité de distance est encore prise égale à 60 km.

TABLEAU XVIII. — CUMUL DES SURFACES DE FRANCE COMPRISES DANS LES DIVERSES ZONES
POUR LES 18 DÉPARTEMENTS ÉTUDIÉS

Départements	Zones																
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
Allier.....	3,14	9,42	15,70	21,98	27,87	30,71	30,62	15,05	10,39	1,66							
Alpes-Maritimes...	3,14	3,40	5,01	6,10	7,85	9,11	13,04	15,02	16,32	18,24	16,49	14,05	10,91	9,42	5,06	2,71	1,43
Ardennes.....	3,14	6,02	9,59	13,13	12,56	12,47	13,61	15,05	12,60	16,57	14,65	11,04	6,55	5,88			
Bouches-du-Rhône.	3,14	6,02	9,16	10,38	12,17	12,47	13,61	15,70	17,06	13,26	13,74	10,93	9,81	5,88	1,26		
Cantal.....	3,14	9,42	15,70	21,68	25,91	21,11	15,87	14,40	15,57	6,63	3,66						
Côte-d'Or.....	3,14	9,42	14,83	18,93	22,77	19,19	19,85	19,83	14,09	9,94	7,32	2,01					
Doubs.....	3,14	7,06	12,21	13,43	14,13	16,79	18,71	20,38	17,79	14,92	13,74	7,02					
Finistère.....	3,14	1,57	3,05	5,49	6,28	7,67	10,21	12,43	15,57	17,40	17,40	16,05	15,27	14,13	8,86	4,06	
Gers.....	3,14	9,42	11,78	10,38	10,21	11,99	14,17	16,35	19,28	16,57	13,74	11,04	8,72				
Gironde.....	3,14	6,67	10,03	13,13	13,74	16,79	17,01	19,63	17,79	16,57	10,08	10,03	2,18				
Indre-et-Loire.....	3,14	9,42	15,70	19,54	23,55	25,43	23,82	19,63	14,83	6,63	2,75						
Moselle.....	3,14	6,28	6,98	8,55	10,60	12,95	14,74	14,40	15,57	17,40	16,49	12,04	9,81	4,71			
Nord.....	3,14	5,49	6,10	8,55	10,21	13,43	15,87	14,40	15,57	14,92	10,99	12,04	12,00	9,42	7,59		
Pas-de-Calais.....	3,14	3,92	6,32	7,94	13,99	12,47	14,74	17,01	15,57	10,77	10,99	11,04	12,00	10,59	5,06		
Pyrénées-Orientales	3,14	3,40	6,10	9,46	12,56	14,87	13,61	11,78	11,86	11,60	12,83	14,05	15,27	11,78	2,53		
Rhône.....	3,14	9,42	14,83	17,71	21,98	19,67	22,68	18,32	13,35	7,45	2,75	3,01					
Seine.....	3,14	9,42	15,70	16,49	17,27	18,71	15,87	14,40	13,35	11,60	10,99	11,04					
Seine-et-Oise.....	3,14	9,42	15,70	18,32	17,27	19,19	18,14	13,74	11,86	11,60	11,90	7,02					
TOTAL....	56,52	125,19	194,49	241,24	277,92	295,02	306,17	287,22	268,42	223,73	190,51	151,51	102,52	71,81	30,36	6,77	1,43
%....	2,00	4,42	6,87	8,52	9,82	10,42	10,82	10,15	9,48	7,90	6,73	5,55	3,62	2,54	1,07	0,24	0,05

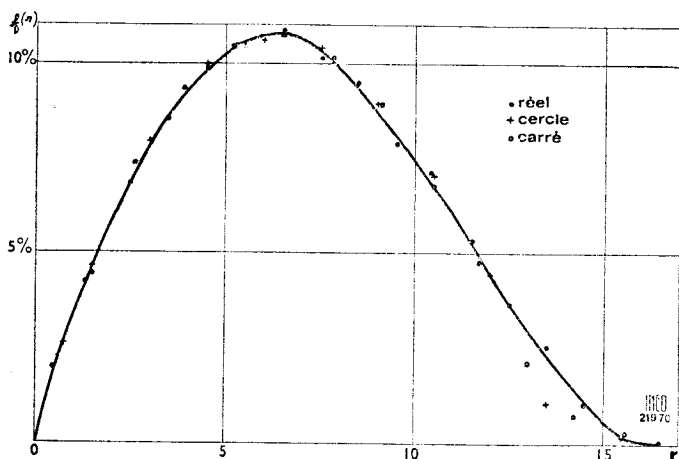
Ces résultats pratiques sont portés sur le graphique n° 35 et comparés aux résultats théoriques obtenus par Luu Mau Thanh pour deux types de surface : le cercle, de rayon $R_1 = 450$ km, pour lequel la loi obtenue est :

$$f(r) = \frac{2r}{\pi R_1^4} \left(2R_1^2 \text{Arc cos } \frac{r}{2R_1} - \frac{r}{2} \sqrt{4R_1^2 - r^2} \right) \quad \text{ou } \infty$$

le carré de côté $R_2 = 780$ km, pour lequel la loi est : ($R = 13$)

$$f(r) = \frac{2r}{R_2^4} (\pi R_2^2 - 4R_2 r + r^2) \text{ pour } r \leq R_2$$

$$f(r) = \frac{2r}{R_2^4} \left[2R_2^2 \left(\text{Arc sin } \frac{R_2}{r} - \text{Arc cos } \frac{R_2}{r} \right) + 4R_2 \sqrt{r^2 - R_2^2} - 2R_2^2 - r^2 \right] \\ \text{pour } r > R_2$$



GRAPHIQUE n° 35. — Valeurs comparées de la fonction $f(r)$ obtenues dans le cas d'un cercle, d'un carré, de la surface réelle de la France (approximation).

Les résultats théoriques sont en fait très proches les uns des autres et s'adaptent parfaitement aux résultats pratiques obtenus pour des distances inférieures à 720 km. Au-delà de cette distance, les résultats pratiques sont légèrement supérieurs aux théoriques : c'est en effet sur les grandes distances que la forme particulière de la France interviendra pour modifier les résultats. D'autre part, c'est également là que les départements de référence choisis, risquent d'amener des erreurs dues à l'échantillon considéré (il aurait été nécessaire d'en prendre un plus grand nombre pour éliminer cet effet). Cependant, cette modification portera finalement sur des fréquences déjà faibles et changera peu les résultats cumulés. La distribution empirique

trouvée peut donc être remplacée, sans grandes divergences, par la distribution théorique obtenue en remplaçant la surface de la France soit par un cercle, soit par un carré. La loi, obtenue pour un carré ce côté $R_2 = 780$ km, étant d'un maniement plus facile, a été retenue pour poursuivre cette étude; il convient de signaler que, compte tenu des remarques faites sur les grandes distances, la loi valable seulement pour $r \leq R_2$ a été supposée encore valable pour $r > R_2$ (chiffres portant sur des fréquences très faibles). La racine obtenue avec cette loi est :

$$r_0 = R_2 [2 - \sqrt{4 - \Pi}] \simeq 1,073 R_2 = 773 \text{ km}$$

alors que celle obtenue avec la seconde est $r_1 \simeq 1,414 R_2 \geq 1\,102$ km. La première est inférieure à la valeur réelle, voisine de 1 000 km, la seconde supérieure.

Dans un second temps, il faut vérifier si l'hypothèse de la répartition uniforme de la population sur la surface de la France peut être considérée comme acceptable. Or, pour faire cette vérification, il aurait été nécessaire de décomposer la population des départements selon les surfaces comprises dans les zones rencontrées ⁽¹⁾. Outre que ce calcul impliquait l'hypothèse d'une population uniformément répartie sur la surface du département, nous l'avons rejeté comme d'un maniement trop lourd. Les hypothèses faites conduisent donc à calculer les quantités :

$$f_p(r) = \frac{\sum_{m=1}^{m=18} P_1^m P_r^m}{\sum_{r=1}^{r=17} \sum_{m=1}^{m=18} P_1^m P_r^m}$$

qui seront à comparer avec les valeurs précédemment obtenues pour les surfaces $f_s(r)$. Le tableau XIX ainsi que le graphique n° 36 donnent les résultats de cette comparaison pour les recensements de 1891 et 1946.

Les courbes obtenues en considérant la population et non la surface des diverses zones, montrent que l'on a en général une surestimation des valeurs de $f(r)$ pour des distances r inférieures à 7 (420 km) et une sous-estimation pour les distances supérieures. Bien que l'ajustement soit moins bon que le précédent, on pourra, dans une première approximation, le considérer comme correct.

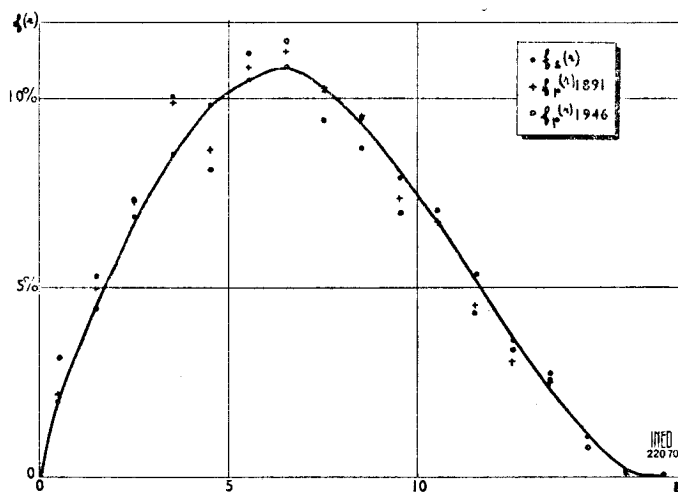
Sous réserve des restrictions précédentes, on peut donc dire que la probabilité $f(r)dr$, pour que deux lieux de résidence tirés au hasard sur la surface de la France soient distants de r , suit une loi voisine de la probabilité précédemment calculée R_1r , à savoir que ces deux lieux tombent l'un dans une zone I_1^m l'autre dans la zone I_r^m correspondante ⁽²⁾.

⁽¹⁾ Cf. p. 18.

⁽²⁾ Cf. p. 27.

TABLEAU XIX

Zone n°	$f_s(r)$	$f_p(r)$ 1891	$f_p(r)$ 1946
1.....	2,00	2,18	3,15
2.....	4,54	4,96	5,31
3.....	6,71	7,29	7,31
4.....	8,62	9,90	10,03
5.....	9,83	8,62	8,11
6.....	10,45	10,84	11,22
7.....	10,85	11,27	11,52
8.....	10,17	10,29	9,42
9.....	9,50	9,52	8,69
10.....	7,78	7,34	6,96
11.....	6,74	6,71	7,02
12.....	5,29	4,56	4,37
13.....	3,67	3,09	3,28
14.....	2,54	2,49	2,72
15.....	1,07	0,77	0,77
16.....	0,19	0,09	0,06
17.....	0,05	0,08	0,06



GRAPHIQUE n° 36. — Valeurs comparées de la fonction $f(r)$ obtenues dans le cas où la population est supposée uniformément répartie $f_s(r)$ et dans le cas réel $f_p(r)$ (estimations pour les recensements de 1891 et 1946).

Il est nécessaire pour poursuivre d'écrire la loi de migration, précédemment trouvée, sous forme différentielle :

$$dY(r) = \left(a + \frac{b}{r^2}\right) P^2 f(r) dr$$

où $dY(r)$ est la différentielle du nombre de migrants ayant parcouru la distance r , P la population totale de la France, a et b les constantes précédemment déterminées.

Il vient alors en supposant la surface de la France suffisamment voisine de celle d'un carré de côté $R = 780$ km :

$$dY(r) = \frac{2rP^2 dr}{R^4} \left[a\pi R^2 + b - 4aRr + ar^2 + \frac{b\pi R^2}{r^2} - \frac{4bR}{r} \right]$$

qui s'intègre sous la forme :

$$Y(r) = K + \left(\frac{r^2(aR^2 + b)}{R^4} - \frac{8a}{3R^3}r^3 + \frac{ar^4}{2R^4} + \frac{2b\pi}{R^2} \log r - \frac{8br}{R^3} \right) P^2$$

où K est une constante.

Il convient de signaler ici un inconvénient de la formule de Pareto : son intégration de la valeur $r = 0$ à $r = r_0$ donne une valeur infinie. Pour éviter cette difficulté, il serait possible de l'écrire sous la forme $Y = \frac{1}{1 + kr^2}$ qui deviendrait équivalente à $\frac{1}{kr^2}$ dès que r serait assez grand. Nous ne l'utiliserons de toutes façons que pour des distances r supérieures à 60 km : la correction est alors inutile.

Pour le recensement de 1891 cette formule se simplifie, puisque le coefficient, a , y est pratiquement nul :

$$Y(r) = K + \left[\frac{br^2}{R^4} + \frac{2b\pi \log r}{R^2} - \frac{8br}{R^3} \right] P^2$$

La comparaison des valeurs théoriques ainsi obtenues avec les valeurs pratiques est difficile à réaliser, étant donné le mode de calcul des valeurs pratiques. On a cependant fait l'hypothèse que les valeurs pratiques Y_{1r} étaient proportionnelles aux valeurs théoriques $Y(r+1) - Y(r)$ qui seront elles-mêmes proportionnelles aux quantités :

$$Y'_r = \frac{2b\pi}{R^2} \log \frac{r+1}{r} - \frac{b}{R^3} \left[8 - \frac{2r+1}{R} \right]$$

Le calcul suivant (tableau XX) a été réalisé pour les données de l'émigration en 1891 des départements sans grand centre d'attraction.

TABLEAU XX. — COMPARAISON DES VALEURS THÉORIQUES Y'_r
ET DES VALEURS PRATIQUES Y^1_{1r} EN 1891

r	Y'_r	Y^1_{1r}	$Y'_r \times .928$
2.....	317,50	348.248	295.000
3.....	165,70	116.621	154.000
4.....	104,00	96.264	96 500
5.....	70,90	50 599	65 800
6.....	50,20	37 874	46 600
7.....	36,30	35 912	33 700
8.....	26,30	24 373	24 400
9.....	19,00	17 258	17 600
10.....	13,30	11 226	12 350
11.....	7,75	8 619	7 200
12.....	5,70	6 236	5 300
13.....	3,00	4 025	2 800
14.....	0,90	3 695	800
15.....	0,00	1 103	0
	820,55	762 063	762 050

Les divergences obtenues pour les premières zones peuvent s'expliquer par le mode de calcul des valeurs Y^1_{1r} . Par contre, le bon ajustement des valeurs théoriques aux valeurs pratiques pour les zones suivantes, montre la possibilité d'utiliser ce modèle simplifié pour les migrations issues de ces départements.

L'utilisation d'un tel modèle n'a pas été poussée plus loin, étant donné la difficulté de comparaison des nombres de migrants qu'il donne, avec les chiffres utilisés dans cette étude. On conçoit de plus, que les hypothèses qui le fondent ne seront plus vérifiées si l'on fait intervenir des départements avec une forte densité de population (Seine et Seine-et-Oise). Il n'est donc pas utilisable tel quel pour l'ensemble de la France.

Son grand avantage est de ne faire intervenir qu'une variable explicative de la migration, la distance, tout en tenant compte cependant d'autres facteurs (population des zones d'arrivée et de départ) qui ont été exprimés en fonction de la distance, sous certaines hypothèses.

II. UTILISATION DE DONNÉES SUR LES MIGRATIONS MATRIMONIALES

Ces données ont déjà fait l'objet de deux études du Dr J. Sutter; l'une parue dans *Population* n° 2, avril-juin 1958, l'autre dans l'ouvrage sur « les déplacements humains » ⁽¹⁾ publiée avec le concours de Luu Mau Thanh. Nous

⁽¹⁾ *Op. cit.*

allons, en premier lieu, donner un bref aperçu de leur contenu. Il s'agit d'un travail portant, non sur les migrations générales interdépartementales mesurées par les recensements, mais sur les migrations matrimoniales intercommunales. On conçoit donc son intérêt, qui permettra de voir si ce cas particulier de migration suit un modèle identique à celui des migrations générales et, dans l'affirmative, permettra, dans la mesure où certaines hypothèses sont vérifiées, de prolonger la courbe obtenue précédemment pour des valeurs de la distance r comprises entre 90 km et 3 km environ (rayon moyen d'une commune).

Les données utilisées ont été recueillies par sondage, parmi les registres paroissiaux annuels, centralisés dans les archives des évêchés de Blois et de Quimper. Elles donnent les domiciles respectifs des époux au moment du mariage. Dans une première étape, le Dr Sutter compare, pour diverses périodes s'étendant de 1870 à 1954, les mariages classés en 3 catégories selon le domicile respectif des époux : tous deux de la même commune, de deux communes différentes du département, d'une commune du département et d'une commune située hors du département. Dans une seconde étape, il ne s'attache qu'à la seconde catégorie de mariages, pour le Finistère, qu'il décompose suivant les distances séparant les domiciles des époux. Il essaie de leur ajuster un modèle, correspondant à deux types de déplacements selon la distance parcourue. Le principal inconvénient de ce modèle se trouve dans le nombre de paramètres (5) à déterminer pour pouvoir l'appliquer. Cependant le Dr Sutter indique, dans sa conclusion, une autre possibilité d'approche, en tenant compte de la structure géographique du département étudié. C'est celle que nous allons maintenant suivre, pour essayer de rendre comparables les résultats de cette enquête avec ceux obtenus pour les recensements.

1. Méthode utilisée. Dans tous les cas envisagés, l'un au moins des deux époux est domicilié dans le Finistère ⁽¹⁾. Un couple peut donc être considéré comme constitué de deux individus tirés, l'un i dans le Finistère, l'autre j dans l'ensemble de la France (Finistère compris). L'ensemble des individus i considérés sera composé de N membres, N étant le nombre total de mariages considérés. L'ensemble des individus j sera par contre constitué par la population totale de la France, P . Supposant en premier lieu tous les individus i situés au centre du Finistère, alors la probabilité qu'un individu j soit dans une zone I_r^1 de population P_r^1 et distante de r du point i est :

$$R_{1r}^1 = \frac{P_r^1}{P}$$

Cet événement étant réalisé, la probabilité pour que cet individu j épouse l'un des individus i est supposée égale à :

$$N_{1r}^1 = \frac{k'}{r^n} \quad k' \text{ étant une constante}$$

(1) Le raisonnement tenu pour le Finistère est applicable au Loir-et-Cher.

Le nombre total de couples possibles étant égal à NP ⁽¹⁾, il vient alors le nombre de mariages effectué entre individus distants de r :

$$Y_{1r}^1 = NP_r^1 \times \frac{k'}{r^n}$$

Dans la mesure où r est assez faible (cas des mariages intra-départementaux) l'approximation précédente ne convient plus. Il sera nécessaire de considérer la loi de distribution de la distance entre deux individus tirés au hasard, l'un parmi les N individus i , l'autre parmi les P_r^1 individus j . Dans le cas des mariages intra-départementaux on peut approcher cette probabilité (sous l'hypothèse d'une distribution uniforme de la population dans une surface simple) par les lois de distribution $f(r)$ dr étudiés par Luu-Mau-Thanh ⁽²⁾.

Il viendra dans ce cas :

$$R_{1r}^1 = f(r) dr$$

Le nombre total de couples possibles étant égal à Np (p est la population du Finistère) il vient alors comme nombre de mariages :

$$Y_{1r}^1 = Np f(r) dr \times \frac{k'}{r^n}$$

Si, pour le Finistère, on peut considérer, en première approximation, le département comme proche d'un carré de côté 80 km, il n'en est plus de même pour le Loir-et-Cher, dont la forme est plus proche d'un rectangle de côtés 50 et 120 km. L'annexe II donne le calcul de la loi de distribution $f(r)$ lorsque la surface considérée est un rectangle. On peut constater, que dans le cas particulier du Loir-et-Cher, la loi obtenue sera pratiquement identique à celle d'un carré de 80 km de côté, tant que r sera inférieur à 50 km. Nous verrons plus loin qu'il est inutile de décomposer la zone $r > 50$ km en zones plus fines : la remarque précédente permettra donc l'emploi de la même formule $f(r)$ pour le Finistère et le Loir-et-Cher.

Le tableau XXI donne les quantités $\Delta f(r) = \int_{r_1}^{r_2} f(r) dr$ pour les diverses classes de distance (r_1 r_2) considérées :

⁽¹⁾ Il n'a pas été tenu compte dans ce raisonnement du sexe des individus. Si on le considérait, cela reviendrait à multiplier les résultats par une constante, indépendante de r et des populations, ne changeant pas formellement le résultat obtenu (elle sera comprise dans le coefficient k').

⁽²⁾ Voir p. 71 les lois de distribution trouvées dans le cas d'un cercle et d'un carré.

TABLEAU XXI

Classe en km	$\Delta f(r) \times 10^3$
0- 1,9.....	1,93
2- 3,9.....	5,60
4- 5,9.....	9,02
6- 7,9.....	12,25
8- 9,9.....	15,20
10-11,9.....	18,00
12-13,9.....	20,50
14-15,9.....	22,80
16-17,9.....	24,80
18-19,9.....	26,70
20-21,9.....	28,40
22-23,9.....	29,90
24-25,9.....	31,10
26-27,9.....	32,20
28-29,5.....	33,10
30-39,9.....	172,00
40-49,9.....	169,50
> 50.....	347,00
	1 000,00

2. Résultats obtenus. Les tableaux XXII à XXV portent les calculs des quantités y_{1r} ⁽¹⁾ à partir des chiffres obtenus par le Dr J. Sutter pour le Finistère et le Loir-et-Cher. Pour les migrations intercommunales à l'intérieur du département on a :

$$y_{1r} = \frac{Y_{1r}}{Np f(r) dr}$$

et pour les migrations interdépartementales :

$$y_{1r} = \frac{Y_{1r}}{NP_r^1}$$

les quantités envisagées ayant été définies au paragraphe précédent.

Les populations des départements, utilisées pour les calculs, sont celles données par les recensements les plus proches des périodes considérées par le Dr Sutter. Le découpage de la France utilisé pour les migrations interdépartementales est identique à celui du chapitre précédent pour la vérification d'une loi du type Pareto ⁽²⁾.

(1) Voir p. 27.

(2) Voir p. 18.

Certaines zones, pour les migrations intercommunales, comportant un nombre trop faible de migrants ont été regroupées. D'autre part, n'ayant pas la distance entre les domiciles des époux situés dans une même commune, on a regroupé les deux premières classes 0-1,9 km et 2-3,9 km. Enfin, pour les migrations interdépartementales, les nombres obtenus pour les deux périodes 1911-1912 et 1919 étant trop faibles ont été regroupés.

Il convient de noter que, pour le Loir-et-Cher, nous n'avons pu disposer que d'un sondage portant sur les communes avec mariages consanguins, pour la période 1919-1925.

Les valeurs obtenues ont été portées sur les graphiques nos 37, 38, 39. Comme précédemment, elles ne comportent pas les migrations vers les départements de la Seine et de la Seine-et-Oise. On doit remarquer que, si l'adoption des zones « bis » donne un meilleur ajustement avec les données des autres zones pour le département du Finistère, elle n'apporte rien pour le département du Loir-et-Cher. De plus, les valeurs obtenues au chapitre précédent pour les migrations générales du Finistère, ont été reportées sur ces graphiques. Elles permettent de constater, que les migrations matrimoniales suivent une loi identique aux migrations générales (le graphique n° 38 permet

TABLEAU XXII. — MIGRATIONS INTERCOMMUNALES, FINISTÈRE

Classes en km	Nombre des mariages Y_{1r}			$y_{1r} \times 10^7$		
	1911-1912	1919	1951-1952	1911-1912	1919	1951-1952
0- 3,9.....	1 064	1 123	800	910	963	684
4- 5,9.....	201	218	221	143,500	156	157,500
6- 7,9.....	148	168	207	77,700	88,500	108,700
8- 9,9.....	88	78	146	37,150	33	61,600
10-11,9.....	53	69	98	19	24,750	35,050
12-13,9.....	17	35	69	5,350	11,020	21,670
14-15,9.....	21	24	45	5,930	6,800	12,700
16-17,9.....	13	27	43	3,280	7,030	11,160
18-19,9.....	20	23	36	4,830	5,560	8,670
20-21,9.....	14	15	30	3,170	3,410	6,800
22-23,9.....	10	4	10	2,150	0,864	2,150
24-29,9.....	15	27	39	1	1,800	2,600
30-39,9.....	26	19	38	0,974	0,713	1,420
40-49,9.....	24	22	29	0,912	0,838	1,100
50.....	34	30	47	0,630	0,557	0,873
Mariés domiciliés tous deux dans le Finis- tère.....	1 478	1 882	1 858	11,250	12,150	11,950
Nombre total de ma- riages prélevés (N).	1 954	2 077	2 170			

TABLEAU XXV. — MIGRATIONS INTERDÉPARTEMENTALES
DE LA PÉRIODE 1919-1925, LOIR-ET-CHER

Zone	Y_{1r}	P_r^1	$y_{1r} \times 10^{11}$
2.....	210	4 101	10 500
3.....	128	10 703	2 345
3 bis.....	40	5 551	1 412
4.....	39	8 388	911
5.....	27	7 562	700
6.....	22	10 510	410
7.....	10	6 864	286
8.....	6	5 143	229
9.....	6	3 586	328
10.....	2	1 158	339

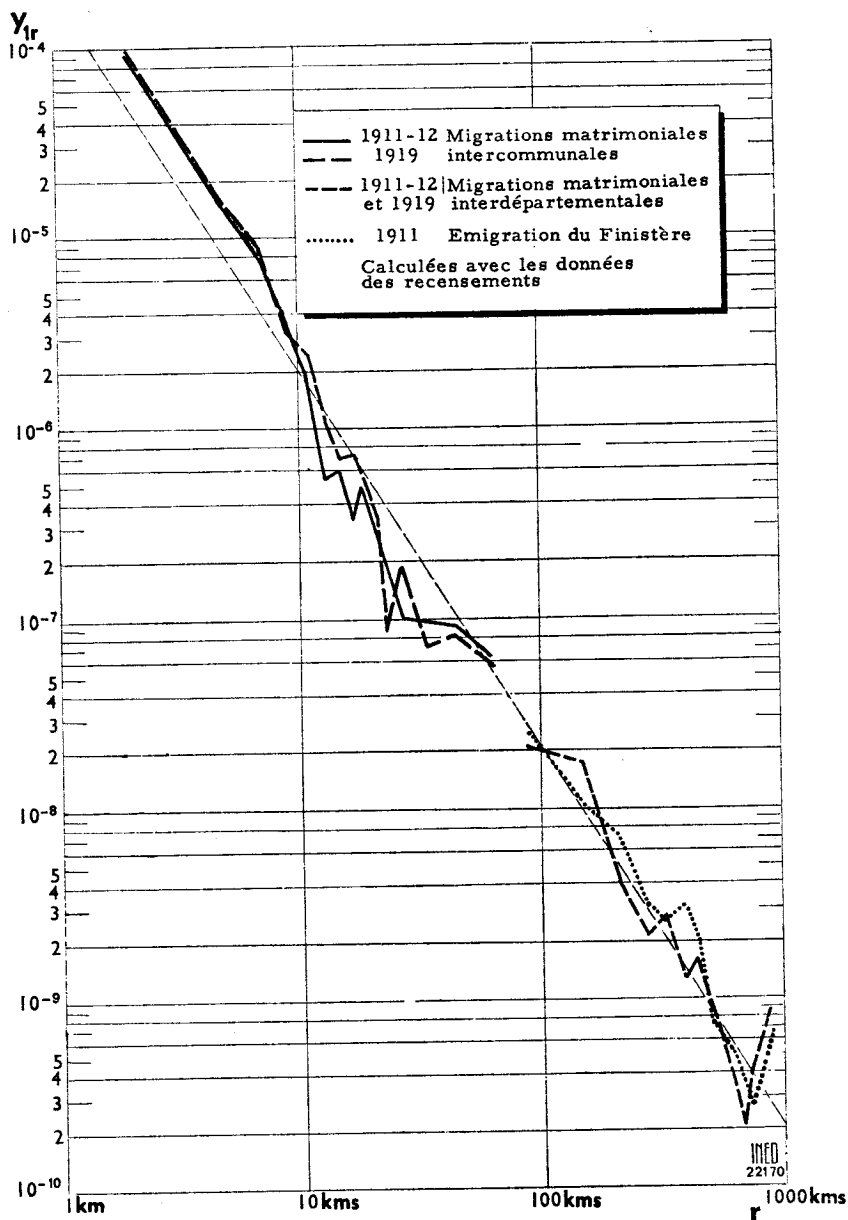
même de voir que les migrations matrimoniales sont comprises entre les résultats de l'émigration et de l'immigration du Finistère précédemment calculés). Cette coïncidence est d'autant plus remarquable que pour les migrations interdépartementales, les chiffres obtenus par le Dr Sutter sont faibles. Ainsi, non seulement les migrations matrimoniales suivent une loi de Pareto ($n \simeq 2$) identique à celle des migrations générales, mais en plus les coefficients k et k' des deux lois sont pratiquement égaux.

Les chiffres obtenus pour les migrations intercommunales permettent de prolonger manuellement la courbe précédente, jusqu'à la distance minimum observée (2 km), tant pour les données du Finistère que du Loir-et-Cher. Ce second résultat important montre que la loi de Pareto peut s'appliquer sur un intervalle de distance s'étendant de 2 km à 1 000 km, amenant une variation de la probabilité d'effectuer une migration de 10^{-4} à près de 10^{-11} . Cette loi de Pareto s'écrivant $y = \frac{k}{r^n}$, le tableau XXVI donne l'estimation des coefficients k et n , lus sur les graphiques ⁽¹⁾.

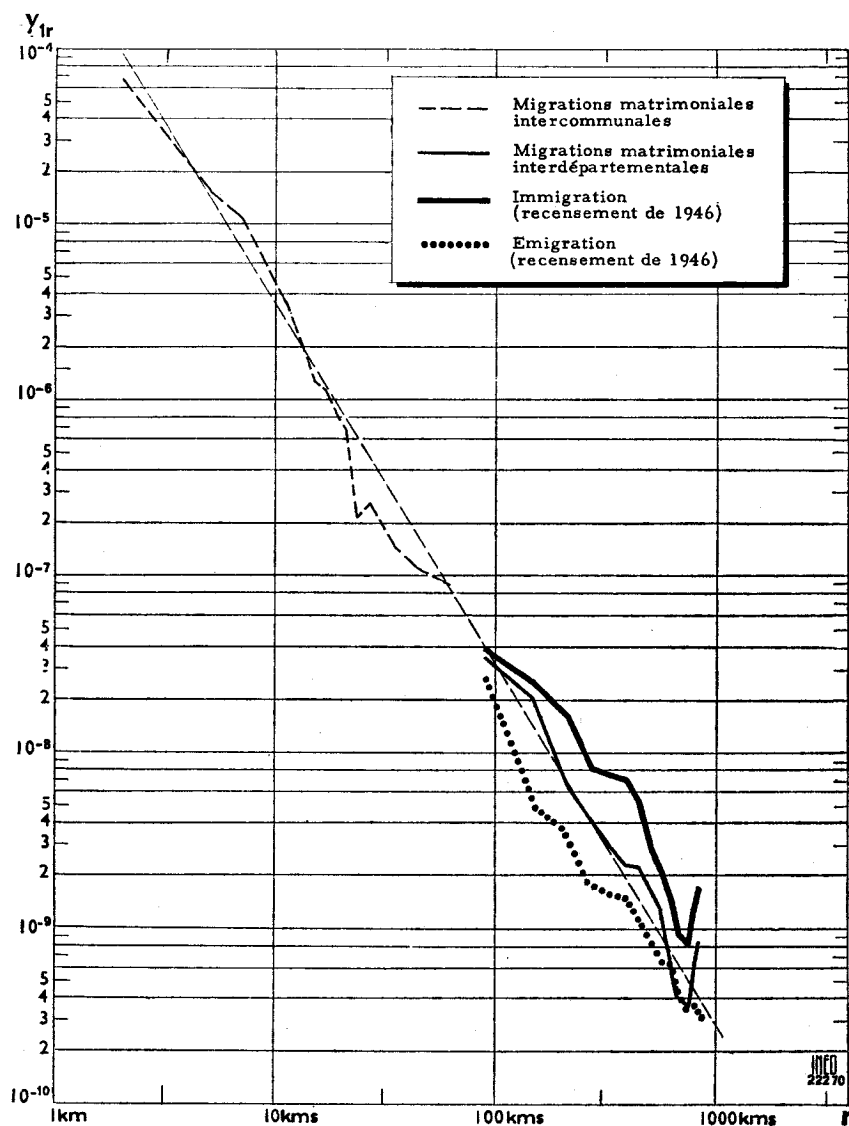
TABLEAU XXVI

Années →	Finistère		Loir-et-Cher
	1911-1912 et 1919	1951	1919-1925
n	2	2	2,15
k	2×10^{-4}	$3,2 \times 10^{-4}$	$11,2 \times 10^{-4}$

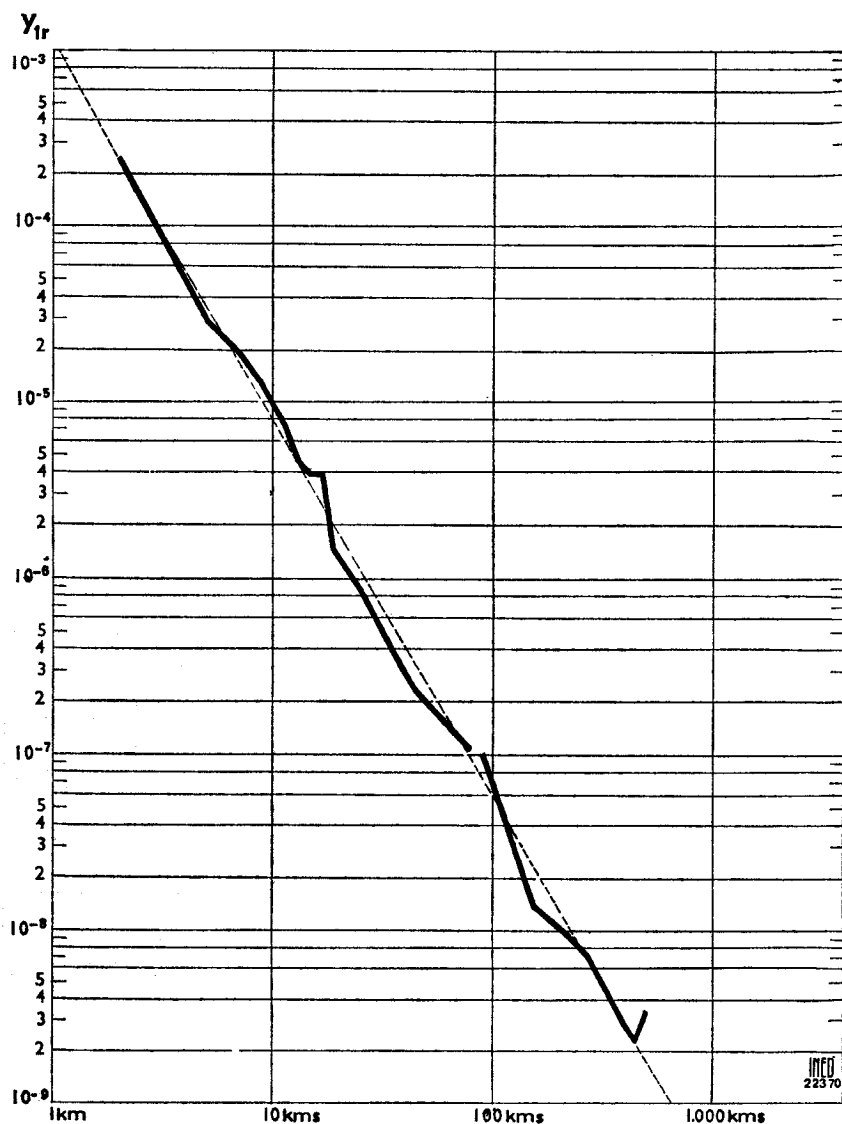
(1) r étant exprimé en km.



GRAPHIQUE n° 37. — Migrations matrimoniales du Finistère en fonction de la distance parcourue. Périodes 1911-1912 et 1919.



GRAPHIQUE N° 38. — *Migrations matrimoniales du Finistère. Période 1951.*



GRAPHIQUE n° 39. — *Migrations matrimoniales du Loir-et-Cher.*
Période 1919-1925.

III. CONCLUSIONS

Au terme de cette première étude, on peut dire que les variables considérées, distance et populations des zones de départ et d'arrivée, permettent une bonne approche du phénomène migratoire. Le principal inconvénient, connaissance limitée aux migrations entre lieux de naissance et de recensement, ne crée finalement pas une très forte distorsion des valeurs obtenues : la comparaison des données du recensement de 1962 (donnant les migrations entre 1954 et 1962), aux données antérieures garantit la comparabilité des deux types de résultats. L'approche, ainsi réalisée, est d'autant plus valable que la zone d'arrivée des migrants ne contient pas de centre urbain important. Ce point explique la raison pour laquelle les données, concernant l'immigration dans les départements sans centre urbain important, sont celles qui suivent de plus près le modèle. Pour les autres cas, il serait nécessaire de faire intervenir d'autres facteurs (sociaux et économiques), pour avoir un meilleur ajustement des données au modèle.

Le phénomène migratoire est apparu très stable au cours du temps, mais non stationnaire. La probabilité de migrer a été multipliée par 1,5 environ, de 1891 à 1946, pour les départements adjacents au département considéré, et par 5 environ, pour ceux situés à une distance 600 km de l'origine. L'étude de cette variation nous a conduit à élaborer un modèle où les migrations à un instant donné étaient déterminées par le nombre de migrants présents dans la zone considérée. Cette hypothèse, introduite par Hägerstrand, paraît être fondamentale pour l'étude des déplacements humains. Le fait que le nombre de migrants ainsi attirés ⁽¹⁾ soit supérieur aux décès des migrants présents, augmentés du nombre de nouvelles migrations, explique la lente variation, au cours du temps, du nombre de migrants présents. Cette variation est fonction d'un certain nombre de conditions démographiques et sociologiques du moment (en particulier : mortalité, moyens de communication entre individus). La modification de ces conditions risquerait de déplacer, non seulement l'amplitude, mais le sens des variations de la migration. Il paraît donc dangereux, à partir des conclusions de cette étude, de prolonger l'évolution constatée de la migration à très long terme. Certains départements (surtout la Seine) semblent avoir atteint une limite stable : en effet, les probabilités de migrer dans ces départements sont restées presque stationnaires, au cours des 70 années étudiées. On pourrait donc, dans un premier temps, supposer que l'évolution des migrations des divers départements va tendre vers cet état stable.

L'approche probabiliste du modèle de Pareto, ayant mis à jour les diverses hypothèses à la base du modèle utilisé, permettra de voir dans quel sens il serait possible de le modifier, pour tenir compte de nouveaux facteurs explicatifs de la migration.

(1) Ce résumé du modèle néglige les migrations « actives », cf. p. 33.

L'hypothèse selon laquelle les lieux de résidence resteraient stationnaires dans le temps n'est en fait pas vérifiée : il serait donc possible d'introduire une variation de leur nombre au cours du temps. Cette variation pourrait être de deux types : des variations locales du nombre de résidences laissant leur nombre total fixe, ou entraînant une modification de ce nombre total.

La répartition uniforme de la population, dans ces lieux de résidence, amènerait à considérer des migrations de familles plutôt que d'individus ⁽¹⁾. Bien entendu, les données des recensements ne permettent pas de considérer ce type de migration.

La probabilité de migration d'un individu a été considérée comme ne dépendant que de la distance séparant les deux zones considérées : en définissant plus complètement cette probabilité, par un certain nombre de variables supplémentaires, il serait possible d'obtenir un modèle plus proche de la réalité. Il serait enfin nécessaire de faire intervenir la variance du nombre de migrants échangés par deux zones, alors que nous n'avons considéré que la moyenne de ce nombre.

(1) Cf. Hägerstrand, n° 2, p. 71.

CHAPITRE III

LES MIGRATIONS ÉTRANGÈRES
EN FRANCE

La loi de décroissance des migrations en fonction de la distance parcourue, qui s'est trouvée bien vérifiée au cours de l'étude précédente sur les migrations internes, le sera-t-elle encore par les migrations étrangères en France?

Si jusqu'en 1945 les migrations étrangères n'étaient pas dirigées, la création de l'O.N.I. semble devoir supprimer toute action de proximité des zones de migrations. En effet, le migrant introduit par l'O.N.I. ⁽¹⁾ choisira en principe sa zone d'installation en fonction du salaire qui lui sera offert, indépendamment de la distance à parcourir pour l'atteindre. Cette constatation vaudra surtout pour les étrangers introduits sur contrat anonyme. Or, on sait que les migrants étrangers en France sont en majorité des régularisés, donc des individus ayant déjà trouvé un emploi. Ces individus se seront en fait rendus en un lieu où des migrants, de même origine qu'eux, auront déjà trouvé un emploi. Leur choix ne sera pas totalement aléatoire, mais fonction de leurs rapports avec les migrants antérieurs. Cette hypothèse rejoint celle de Hägerstrand développée précédemment : l'analyse des chiffres de migrants introduits par l'O.N.I. permettra de la confirmer.

Nous étudierons, en premier lieu, les données des recensements fournissant le nombre de migrants présents en un lieu au moment du recensement, d'autre part les données de l'O.N.I. donnant les entrées de migrants étrangers au cours d'une année.

I. UTILISATION DES DONNÉES DES RECENSEMENTS

Les données des recensements peuvent être distinguées en deux types : avant le recensement de 1954, les étrangers sont comptés dans la population présente, depuis 1954 ils entrent dans la population légale ou de résidence habituelle. On peut dire, en simplifiant, qu'avant 1954 tous les étrangers

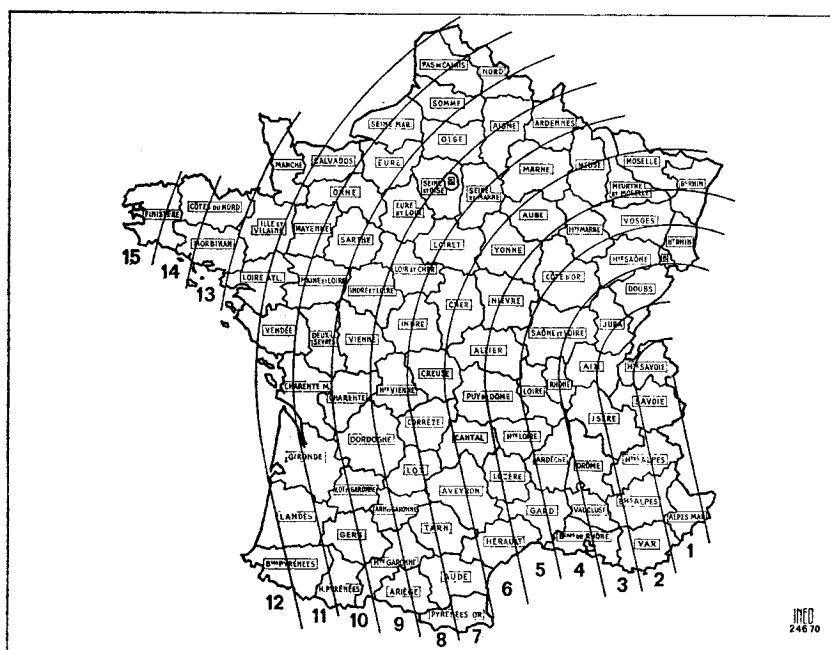
(1) L'Office national d'Immigration distingue les migrants en trois catégories selon le type de contrat :

- nominatif : l'employeur indique nominativement l'étranger qu'il désire embaucher; l'O.N.I. ne fait que se charger de son introduction en France;
- anonyme : l'employeur fait une offre d'embauche à laquelle l'O.N.I. propose un travailleur candidat à l'émigration en France;
- régularisé : l'étranger déjà présent en France et ayant une offre d'emploi fait régulariser sa situation par l'O.N.I.

présents en France, étaient recensés en leur lieu de présence au moment du recensement et que, depuis 1954, seuls les étrangers justifiant d'un lieu de résidence habituelle en France étaient recensés comme résidant en ce lieu. Les deux types de population considérés présenteront donc des différences.

En second lieu, ces recensements donneront les étrangers de nationalité considérée, présents ou résidents dans un département, sans donner leur province d'origine. Ce fait entraînera un problème, pour la détermination de la distance parcourue par ces migrants : la seule origine du mouvement migratoire, que l'on pourra prendre, sera la frontière du pays considéré avec la France. De plus, dans l'application d'un modèle de type Pareto, il ne sera plus possible d'introduire la population de la province d'origine. On ne connaîtra plus que la population totale du pays d'origine des migrants, qui sera introduite dans la constante du modèle.

En troisième lieu, les données des recensements ne donneront que les résultats globaux de la migration et non le flux de migrants pendant une période déterminée. Seuls les chiffres de l'O.N.I. permettront l'analyse de ce flux. De plus ces données ne fournissent pas le nombre de migrants nés dans un pays étranger et présents en France, mais le nombre de migrants de la nationalité considérée. Cette étude laisse également de côté les naturalisés.



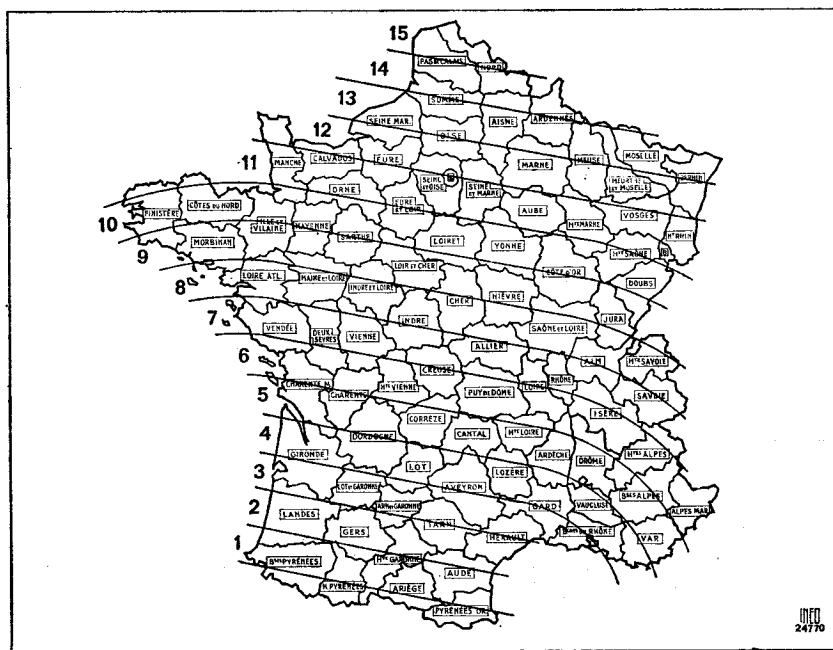
CARTE 2. — Détermination des diverses zones pour les migrations italiennes.

Elle portera principalement sur les trois nationalités majoritaires : Italiens, Espagnols, Belges. Cependant, pour 1954, d'autres nationalités, moins importantes ont été considérées, pour vérifier la généralité des résultats trouvés.

1. Méthode utilisée. La méthode utilisée, pour la détermination des quantités à faire intervenir dans les modèles, suit de près celle de la partie précédente. Elle sera rapidement indiquée, avec les modifications à lui apporter en raison des données.

En premier lieu, la mesure de la distance r s'effectuera en considérant des bandes de 60 km de large (largeur moyenne d'un département) telles que la distance minimum d'un point de cette bande à la frontière du pays considéré soit comprise entre r et $r + 60$ km. En vue de simplification, les frontières ont été assimilées à des segments de droite (cartes 2, 3, 4). La distance moyenne, parcourue par les migrants à partir de la frontière, pourra être considérée comme égale à la distance entre la frontière et le milieu de la zone considérée.

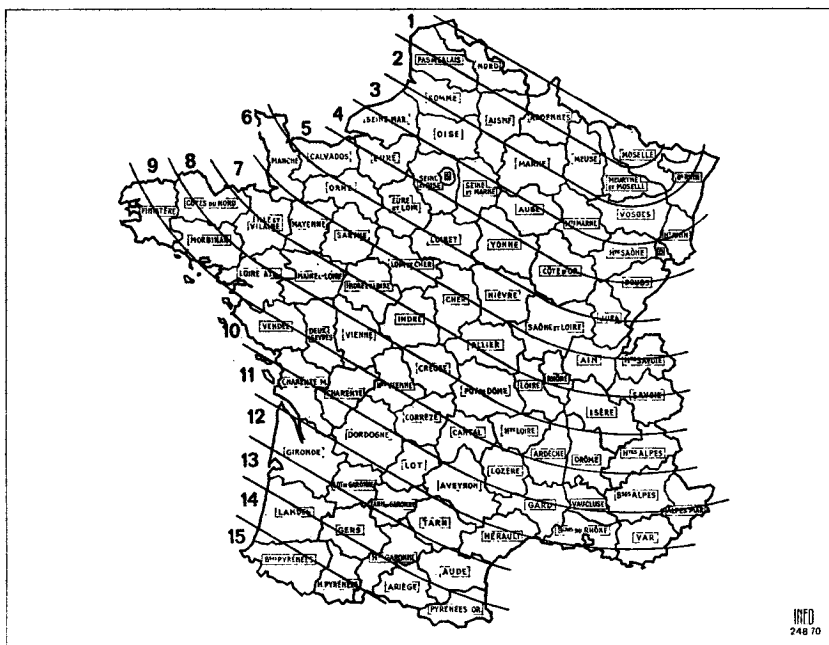
Le second problème se trouve dans la détermination des populations à faire intervenir. Comme précédemment, pour l'application d'un modèle du type de Pareto, tout département rencontrant plusieurs zones sera entière-



CARTE 3. — Détermination des diverses zones pour les migrations espagnoles.

ment compris dans chacune de ces zones, sous la condition que plus du quart environ de sa surface y soit compris.

Par contre, pour l'application d'un modèle du type Stouffer, la méthode choisie est différente de celle prise pour les migrations internes : les départe-



CARTE 4. — Détermination des diverses zones pour les migrations belges.

tements (donc les populations) ont été décomposés selon les surfaces situées dans les zones rencontrées. Cette décomposition, qui n'était pas nécessaire pour l'application stricte d'un modèle de Stouffer, permettra le cumul des résultats des modèles faisant intervenir la distance.

Nous avons vu en effet que si la méthode utilisée pour ceux-ci permettait une amélioration des résultats, elle empêchait tout cumul (1). Bien entendu la décomposition des surfaces des départements comprises dans diverses zones a été estimée au jugé, pour ne pas tomber dans de trop grandes difficultés de calcul.

Pour la discussion des méthodes utilisées, nous renvoyons le lecteur au chapitre II I-1 de cette étude.

(1) Cf. p. 24.

2. Étude de la migration en fonction de la distance. Cette étude aura pour objet de vérifier s'il existe une relation entre $y_r = \frac{Y_r}{P_r}$, rapport du nombre de migrants présents dans la zone r (Y_r) à la population de la zone d'accueil (P_r), et la distance r .

Les tableaux XXVII, XXVIII, XXIX donnent pour les Italiens, les Espagnols et les Belges les valeurs ainsi obtenues pour les recensements de 1891, 1911, 1926, 1936, 1946, 1954, 1962.

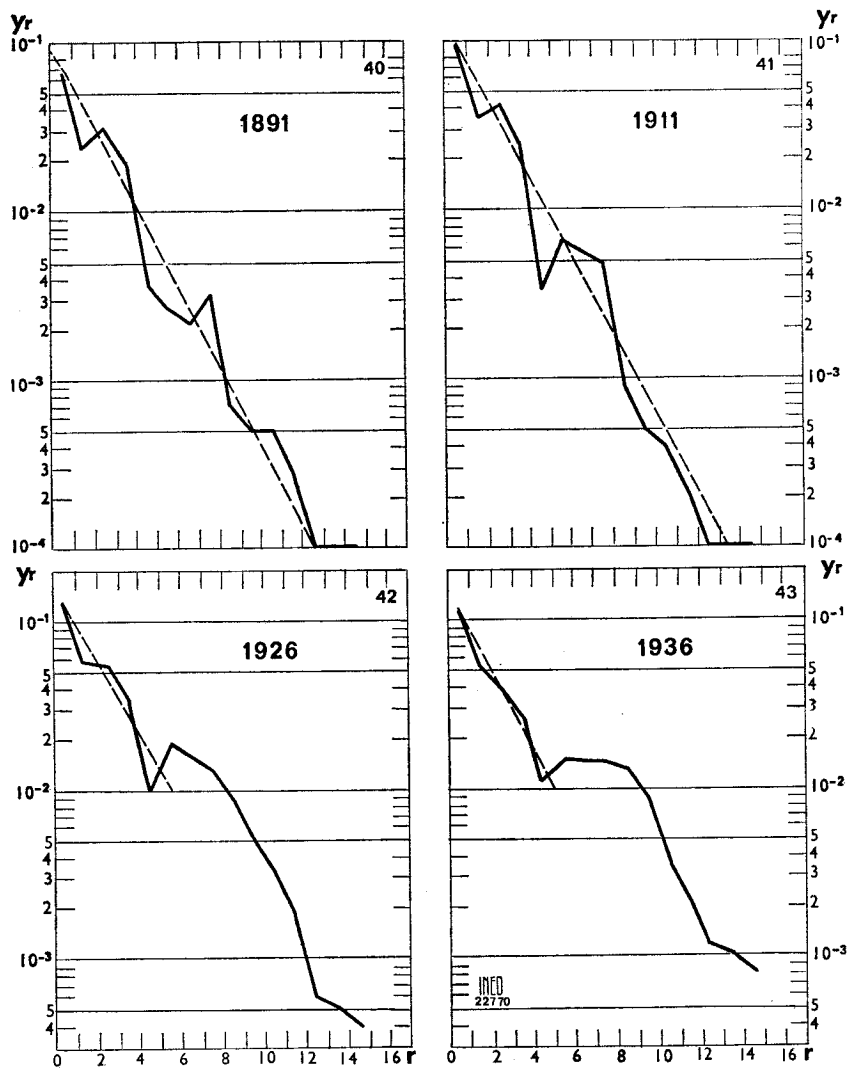
Ces résultats sont portés sur les graphiques semi-logarithmiques nos 40 à 60.

Ils permettent, en premier lieu, de constater que la distance va encore jouer un rôle considérable, dans la détermination des migrations. La quantité y_r , mesurant la probabilité de trouver un migrant de nationalité donnée, dans une zone distante de r de sa frontière, varie de 1 à 80 environ pour les Italiens, de 1 à 150 pour les Espagnols, de 1 à 230 pour les Belges, au recensement de 1891, pour r variant de 600 à 60 km.

Pour les migrations internes, cette amplitude de variation était de l'ordre de 1 à 100 pour le même recensement et en considérant un intervalle entre distances extrêmes du même ordre de grandeur. Pour le recensement de 1946, cette amplitude diminue, tant pour les étrangers (1 à 10 environ pour les Italiens, 1 à 15 pour les Espagnols, 1 à 20 pour les Belges) que pour les migrations interdépartementales (1 à 25), montrant un parallélisme dans l'évolution des deux types de migration.

TABLEAU XXVII. — VALEURS DE $\frac{Y_r}{P_r}$ OBTENUES POUR LES ITALIENS

Zones	1891	1911	1926	1936	1946	1954	1962
	$y_r \times 10^3$	$y_r \times 10^3$	$y_r \times 10^3$	$y_r \times 10^3$	$y_r \times 10^3$	$y_r \times 10^3$	$y_r \times 10^3$
1.....	67,9	97,0	123,2	101,1	58,7	51,3	55,7
2.....	24,9	35,5	59,0	53,3	30,0	33,2	35,6
3.....	30,4	41,6	53,5	39,5	19,2	23,9	25,5
4.....	18,2	25,1	33,4	25,0	11,6	16,4	17,0
5.....	3,8	3,4	10,2	10,7	7,0	8,8	10,7
6.....	2,8	6,6	19,0	15,4	9,7	12,4	17,9
7.....	2,2	5,7	16,8	15,0	9,8	11,9	16,3
8.....	3,2	4,8	13,1	14,9	9,7	9,6	10,6
9.....	0,7	0,9	8,6	12,8	10,6	11,2	10,7
10.....	0,5	0,5	5,2	8,4	8,1	8,8	8,0
11.....	0,5	0,4	3,3	3,5	2,8	4,1	5,0
12.....	0,3	0,2	1,8	2,1	1,7	1,6	1,3
13.....	0,1	0,1	0,6	1,2	0,6	0,5	0,4
14.....	0,1	0,1	0,5	1,0	0,5	0,5	0,4
15.....	0,1	0,1	0,4	0,8	0,5	0,5	0,4



GRAPHIQUES n^{os} 40 à 46. — Migrations italiennes en fonction de la distance.

N^o 40 : 1891.

N^o 41 : 1911.

N^o 42 : 1926.

N^o 43 : 1936.

Pourtant, en dépit de ces similitudes, la variation de la probabilité de migrer en fonction de la distance à la frontière ne suit absolument pas une loi du type Pareto ⁽¹⁾. Le meilleur ajustement des données à une loi mathématique s'obtient en considérant le modèle :

$$\log \frac{y_r}{y_0} = -ar$$

où y_0 est la probabilité limite de migration à la distance $r=0$, a un paramètre à déterminer. Cet ajustement est cependant loin d'être parfait. L'examen des graphiques permet de voir que, pour les Italiens, si l'ajustement est correct lors des recensements de 1891 et 1911, il ne sera applicable que jusqu'à la zone 5 (300 km environ) à partir de 1926. On constate en effet, à partir de ce recensement, une stabilisation à un niveau à peu près constant de la courbe des migrations italiennes de la zone 6 à la zone 10 incluse. Ces zones comprennent la Moselle et la Meurthe-et-Moselle, la Seine et la Seine-et-Oise et le Bassin Aquitain, où les proportions de migrants italiens sont devenues dès 1936, assez importantes. Le département de la Seine, bien que rencontré par deux zones, n'a été compté que dans la zone n° 8 : contrairement à ce qui a été constaté pour les migrations intérieures, cette zone ne présente pas de particularités par rapport aux zones voisines.

La présence du département de la Seine dans la zone n° 12 est beaucoup plus sensible pour les Espagnols que pour les Italiens, surtout pour les recensements antérieurs à 1946. L'ajustement d'une droite à la courbe obtenue sera possible jusqu'à une distance nettement supérieure à celle des Italiens, de l'ordre de 600 km. Il en sera de même pour les migrations belges ; la présence de la Seine dans la zone n° 4 n'entraîne pas pour elles une forte augmentation de la probabilité de migrer.

À la suite de ces remarques, on va estimer, toujours manuellement, les valeurs des deux constantes a et y_0 intervenant dans le modèle, sur les portions de courbes auxquelles il est applicable. L'unité de distance est toujours égale à 60 km. Le tableau XXX donne ces estimations et celle de la distance r_0 , à partir de laquelle le modèle n'est plus applicable.

Cette estimation des coefficients du modèle utilisé suggère les remarques suivantes :

a. *Valeurs du coefficient a pour un recensement donné.*

Il varie peu, en fonction des nationalités considérées.

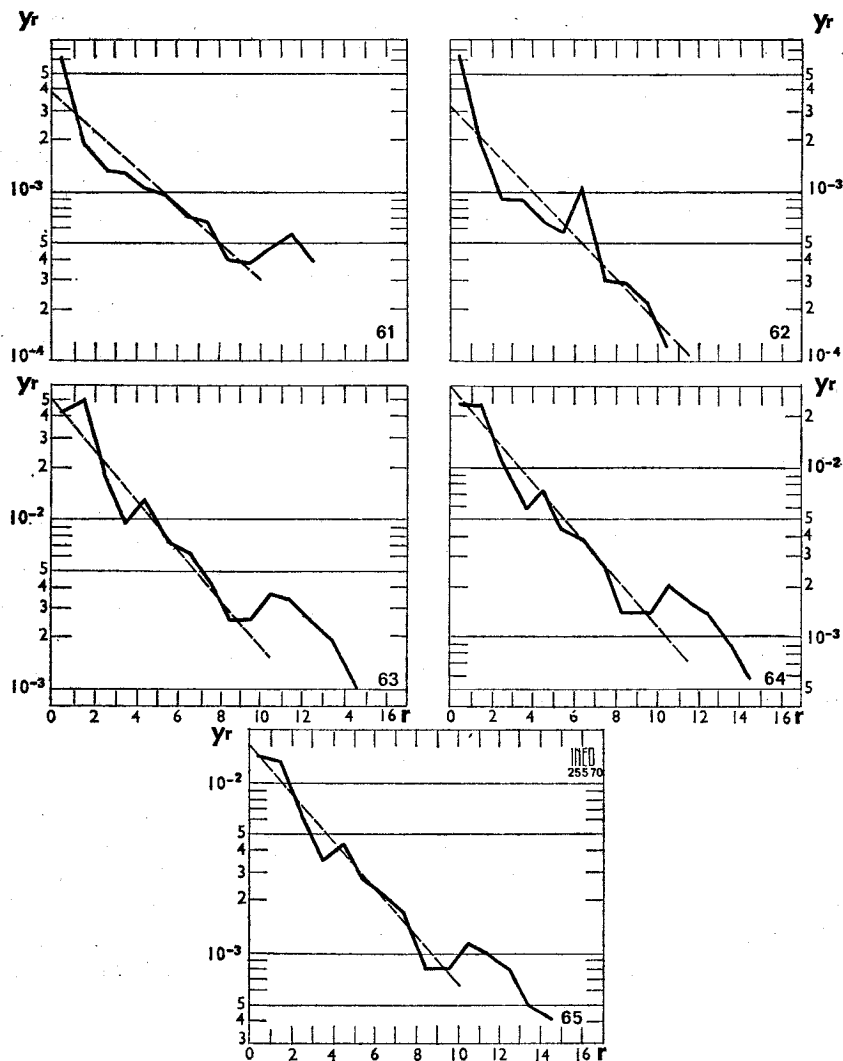
Ce premier résultat important, valable pour la partie linéaire de la courbe, a été également vérifié pour d'autres nationalités ayant une frontière commune avec la France (Suisse, Allemagne), pour le recensement de 1954 (graphiques

(1) Il reste cependant possible de retomber sur une loi de Pareto, en prenant la distance réellement parcourue par le migrant depuis sa province d'origine. Le manque de données à ce sujet n'a pas permis de vérifier le bien-fondé de cette hypothèse.

TABLEAU XXX. — ÉVALUATION DES DIVERS COEFFICIENTS
INTERVENANT DANS LE MODÈLE, ET DE LA DISTANCE r_0 MAXIMALE
D'APPLICATION DU MODÈLE

Nationalité	Recen- sements	a	$y_0 \times 10^3$	r_0
Italiens.....	1891	0,24	90	15
	1911	0,23	130	15
	1926	0,22	160	5
	1936	0,22	130	5
	1946	0,22	70	5
	1954	0,18	65	5
	1962	0,17	65	5
Espagnols.....	1891	0,26	30	10
	1911	0,24	40	10
	1926	0,19	75	10
	1936	0,19	65	10
	1946	0,18	70	10
	1954	0,16	60	10
	1962	0,14	60	10
Belges.....	1891	0,32	100	10
	1911	0,32	55	10
	1926	0,23	45	10
	1936	0,20	25	10
	1946	0,18	19	10
	1954	0,17	11	10
	1962	0,14	7	10

n° 61 et 62). Pour ces nationalités, les pentes a sont voisines de 0,13 pour la Suisse et 0,11 pour l'Allemagne. D'autre part, une nationalité de migrants originaires d'un pays non contigu à la France permet encore de vérifier cette loi. Il s'agit des Polonais, dont l'introduction en France a eu lieu entre 1920 et 1930, sous forme collective, dans les houillères du Nord et du Pas-de-Calais. A partir de cette forte localisation initiale à la frontière franco-belge, les Polonais ont ensuite migré dans diverses régions françaises. Il est donc possible de leur appliquer le découpage utilisé pour les migrations belges. Les résultats obtenus sont portés sur les graphiques n°s 63 à 65 pour les années 1946, 1954, 1962. Les courbes obtenues sont du même type que celles précédemment trouvées, avec des pentes très voisines (de l'ordre de 0,14 pour la période considérée). Cette faible variation, en fonction des nationalités du coefficient déterminant la variation du nombre de migrants dans l'espace, paraît donc vérifiée pour toutes les nationalités envisagées.



GRAPHIQUE n° 61. — Migrations allemandes en 1954.

GRAPHIQUE n° 62. — Migrations suisses en 1954.

GRAPHIQUES n°s 63 à 65. — Migrations polonaises en fonction de la distance.

N° 63 : 1946.

N° 64 : 1954.

N° 65 : 1962.

b. *Variations du coefficient a d'un recensement au suivant.*

La valeur de a , presque constante pour un recensement donné, est une fonction décroissante du temps, dans la suite des recensements considérés.

Cette modification pourrait être liée en partie à la croissance des possibilités de communication. D'autre part, l'examen de la variation des migrations italiennes, au cours du temps, suggère une autre explication : les migrations étrangères pourraient être liées aux nombres de migrants initialement présents dans la zone considérée. La déformation de la courbe, très lente et très régulière dans le temps, tend à confirmer cette hypothèse, initialement formulée par T. Hägerstrand. Nous verrons plus loin avec les données de l'O.N.I. si sa vérification est possible. Ainsi, pour une population fictive, telle que y_0 reste constant entre deux recensements, ainsi que la répartition de la population totale, le nombre d'étrangers de nationalité donnée, à la distance r , sera une fonction croissante du temps.

c. *Variations du coefficient y_0 .*

Le coefficient y_0 , proportion théorique de migrants présents à la frontière, sera lié au nombre total de migrants de nationalité donnée, présents en France, ainsi qu'au coefficient a . L'analyse de ses variations est donc difficile, ce coefficient étant lié à deux variables. On peut cependant dire que, pour un même nombre total de migrants, si le coefficient a est supérieur, le coefficient y_0 sera aussi supérieur. Également pour un même coefficient a , si le nombre total de migrants est supérieur, le coefficient y_0 sera aussi supérieur.

d. *Points aberrants des courbes obtenues.*

En dehors des zones contenant le département de la Seine, on a constaté que les fins de courbes (à partir de 300 km pour les Italiens, de 600 km pour les Espagnols et les Belges) ne suivaient plus le modèle indiqué. Pour les trois recensements de 1936, 1945, 1954, il a été essayé de pousser plus avant l'estimation de la courbe $y_r = f(r)$. Sans entrer dans le détail des calculs, une équation valable pour les neuf cas considérés a été estimée. Cette équation peut s'écrire :

$$y_r = y_0 e^{-ar} + y'_0 e^{-k(r-r_0)^2}$$

Il ne faut pas surestimer cette relation, obtenue seulement à partir de neuf cas, et trop complexe pour être d'une interprétation et d'un maniement faciles. En particulier, elle nécessite la détermination de cinq coefficients contre deux pour la précédente. Elle amènerait pourtant à considérer deux sous-populations de migrants : pour l'une la distance jouerait un rôle considérable dans la migration (forme exponentielle) pour l'autre, ce rôle serait réduit (forme normale autour d'une valeur moyenne r_0 , pouvant correspondre à un centre attractif). Il serait alors possible que la première population soit

formée d'immigrants de province d'origine proche de la France (Piémont par exemple) tandis que la seconde serait formée d'immigrants de province d'origine plus lointaine ou ayant totalement rompu leurs liens avec le pays de naissance.

Le manque de données sur les provinces d'origine ne nous permet pas de vérifier cette hypothèse, qui rejoint celle faite par J. Sutter et Luu Mau Thanh ⁽¹⁾ dans l'étude des migrations matrimoniales : ils supposent en effet deux populations distinctes selon les distances parcourues. Il se peut également que la variable Pr introduite dans la définition de y_r soit un mauvais indicateur de l'attraction d'une zone sur les migrants étrangers : nous verrons plus loin quelle autre variable introduire à sa place, qui permettrait d'éviter l'intervention de cinq paramètres pour décrire correctement le phénomène migratoire.

3. Application d'un modèle du type Stouffer.

La formule de Stouffer, qui servira ici de point de départ, est celle qui a déjà été essayée sur les migrations internes. Elle s'exprime sous la

forme :

$$\Delta y = k \frac{\Delta x}{x}$$

où Δy est le nombre de migrants originaires d'un pays présents dans une zone donnée, Δx le nombre de « postes offerts » dans cette zone, x le nombre de « postes offerts » entre l'origine et cette zone.

a. Définition et critique des variables.

La définition de Δy et Δx a déjà été critiquée ⁽²⁾ et sera seulement rappelée ici : les populations à faire intervenir dans chaque zone seront déterminées comme proportionnelles aux surfaces des départements comprises dans ces zones, sous l'hypothèse que la population étrangère est uniformément répartie dans chaque département.

Si le mode de calcul de Δy est immédiat, il faut par contre définir celui du nombre de « postes offerts ». Nous les prendrons comme égal au nombre total d'étrangers présents dans la zone considérée : cela revient à considérer les étrangers indépendamment de la population française. Cette définition est valable dans la mesure où les étrangers occupent des postes que la population française refuse et également dans la mesure où ils occupent tous les postes qui leur sont ainsi offerts. Ces conditions, très discutables, seront supposées réalisées par la suite. Les résultats de l'application du modèle permettront de justifier leur emploi.

⁽¹⁾ *Op cit.*

⁽²⁾ *Cf. p. 64.*

b. *Modification à apporter au modèle initial.*

Faisant tendre la distance vers zéro, 'alors Δx et Δy tendront également vers zéro, mais le rapport $\frac{\Delta y}{\Delta x}$ tendra vers une limite finie inférieure à 1, α , et non vers l'infini comme l'indiquerait la formule de Stouffer. Cette valeur α doit d'ailleurs être assez voisine de 1 : en tendant vers la frontière italienne, tous les migrants présents sont pratiquement d'origine italienne.

Etudiant en premier lieu la variation du rapport $\frac{\Delta x}{\Delta y}$ en fonction de x (tableaux XXXI à XXXIII et graphiques nos 65 à 67), on constate qu'aucun ajustement linéaire n'est possible pour les recensements de 1891 à 1911, à l'inverse de ce qui a été constaté au paragraphe précédent.

Par contre, à partir du recensement de 1926, pour les Italiens et de celui de 1936, pour les Espagnols et les Belges, les points correspondant aux zones initiales (9 pour les Italiens, 6 pour les Espagnols et pour les Belges) peuvent, en première approximation, être considérés comme alignés. On peut alors poser :

$$\frac{\alpha \Delta x}{\Delta y} = 1 + \beta x$$

On fera d'abord $\alpha = 1$ car la précision des graphiques ne nous permet pas de déterminer sa valeur avec certitude. La pente de la droite obtenue donnera une estimation de β .

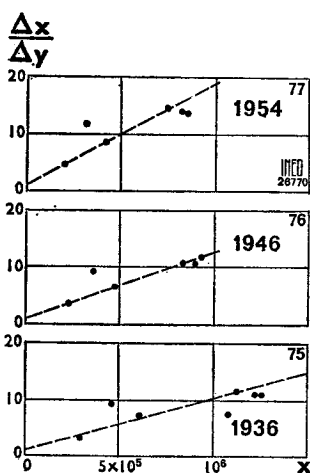
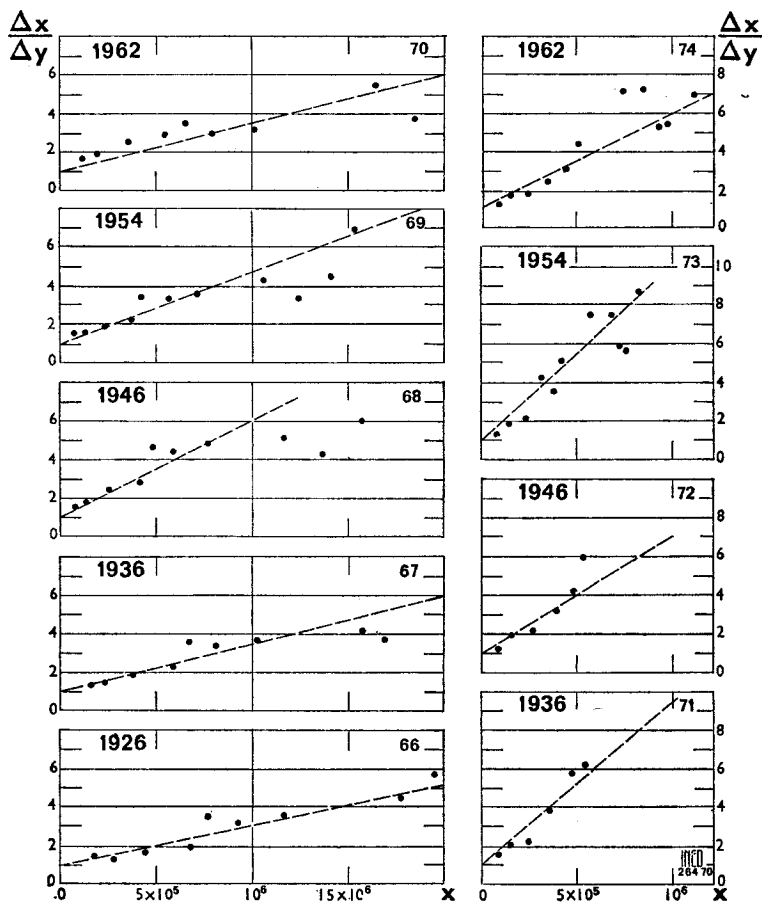
Passant à la limite et intégrant cette dernière formule, il vient :

$$y = \frac{\alpha}{\beta} \log \left(x + \frac{1}{\beta} \right) + c$$

Pour calculer c , faisant tendre r vers zéro, il vient $o = \frac{\alpha}{\beta} \log \frac{1}{\beta} + c$, qui donne finalement la formule :

$$y = \frac{\alpha}{\beta} \log (\beta x + 1)$$

Traçant sur papier semi-logarithmique la courbe $y = f [\log (\beta x + 1)]$ (graphiques nos 78 à 89), on obtient approximativement une droite, qui par sa pente donnera une estimation de $\frac{\alpha}{\beta}$ donc de α , la valeur de β ayant déjà été exprimée. Les valeurs de α trouvées seront assez proches de 1, pour éviter de poursuivre avec plus de précision l'ajustement.



GRAPHIQUES n^{os} 66 à 70. — Variations du rapport $\frac{\Delta x}{\Delta y}$ en fonction de x pour les Italiens de 1926 à 1962.

GRAPHIQUES n^{os} 71 à 74. — Variations du rapport $\frac{\Delta x}{\Delta y}$ en fonction de x pour les Espagnols de 1936 à 1962.

GRAPHIQUES n^{os} 75 à 77. — Variations du rapport $\frac{\Delta x}{\Delta y}$ en fonction de x pour les Belges de 1936 à 1954.

c. *Présentation des résultats.*

L'estimation des résultats, faite manuellement sur les graphiques précédents, donne les valeurs des constantes α et β . On a également indiqué la valeur de la distance r_0 , à partir de laquelle l'ajustement n'est plus bon (l'unité de distance est toujours égale à 60 km).

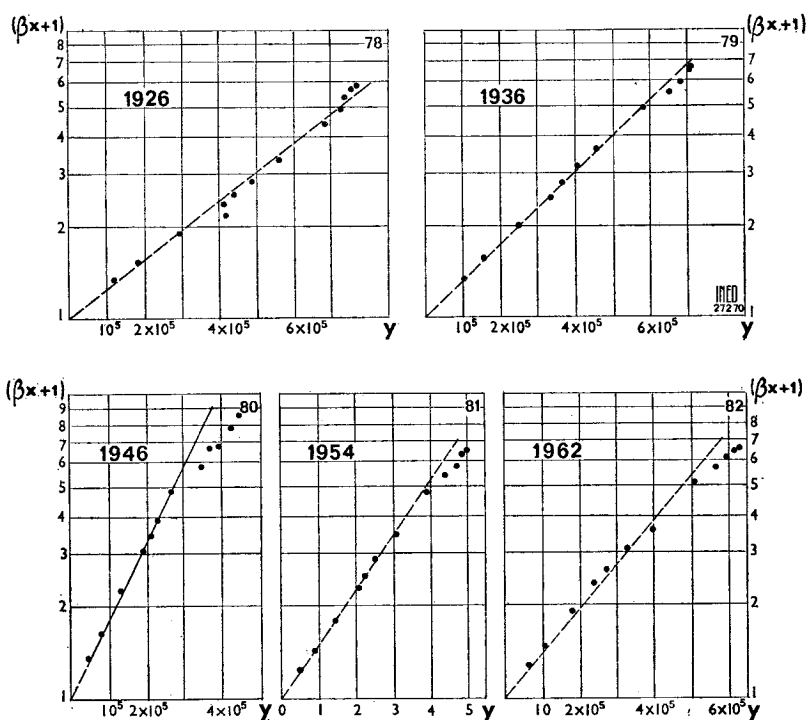
TABLEAU XXXIV. — VALEUR DES CONSTANTES
INTERVENANT DANS LE MODÈLE DE STOUFFER

Recensements		1926	1936	1946	1954	1962
Italiens.....	α	0,900	0,925	0,870	0,850	0,750
	$\beta \times 10^4$	2	2,5	5	3,5	2,5
	r_0	9	9	8	8	8
Espagnols.....	α		0,925	0,915	0,975	0,915
	$\beta \times 10^4$		8,5	6	8	5
	r_0		6	6	11	11
Belges.....	α		0,650	0,730	0,580	
	$\beta \times 10^4$		10	12	18	
	r_0		6	6	6	

On constate cependant sur les graphiques où sont portés les résultats cumulés (graphiques nos 78 à 89) qu'au-delà de la distance r_0 les courbes ne s'éloignent pas trop de la droite théorique.

d. *Interprétation et discussion des résultats.*

Les résultats ainsi trouvés peuvent-ils être interprétés en fonction de certaines caractéristiques des migrants? On les envisagera par la suite séparément.

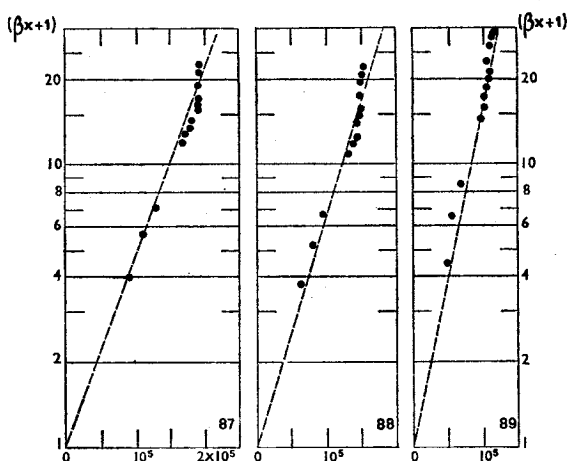
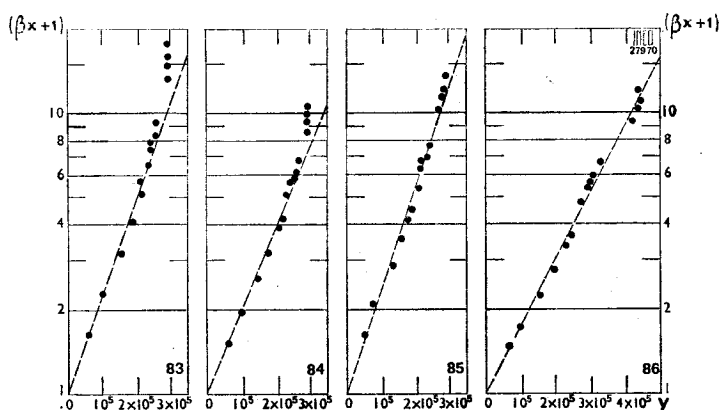


GRAPHIQUES n° 78 à 82. — Variations de $\lg(\beta x + 1)$
en fonction de y pour les Italiens de 1926 à 1962.

d-1. *Valeurs du coefficient α .* — On peut, en premier lieu, constater que, pour les Italiens et les Espagnols, le coefficient α est voisin de 1. Il mesure en effet la proportion d'étrangers de nationalité considérée rapportés à l'ensemble des étrangers présents à la frontières : à proximité de la frontière italienne, par exemple, 90 % des étrangers présents sont des Italiens. Par contre, pour les Belges, il est nettement inférieur à 1 : ceci est dû au fait précédemment signalé de l'immigration polonaise que l'on peut considérer comme ayant pour origine la frontière belge.

d-2. *Valeurs du coefficient β .* — Le coefficient β est pour sa part plus difficile à interpréter. Il est lié de façon inverse au nombre total de migrants de nationalité considérée, présents en France : faible pour les Italiens, il est maximum pour les Belges. D'autres facteurs doivent, en fait, intervenir dans sa détermination : en particulier, il est possible qu'il soit lié au coefficient α du paragraphe précédent, dans la mesure où x est fonction de r .

d-3. *Points aberrants des courbes obtenues.* — Si pour les Italiens les points obtenus pour $r > r_0$, sur les courbes cumulées (n°s 78 à 82), sont au-dessous de ceux de la droite théorique dès le recensement de 1936, pour



GRAPHIQUES n^{os} 83 à 86. — Variations de $\lg(\beta x + 1)$ en fonction de y pour les Espagnols de 1936 à 1962.

GRAPHIQUES n^{os} 87 à 89. — Variations de $\lg(\beta x + 1)$ en fonction de y pour les Belges de 1936 à 1954.

les Espagnols et les Belges (courbes n^{os} 83 à 89) ils sont au-dessus. Cela signifie que les Italiens sont plus nombreux dans ces zones que ne le prévoyait la formule de Stouffer, alors que les Espagnols et les Belges sont moins nombreux. La recherche des départements particuliers entraînant cette déformation sort du cadre de cette étude préliminaire, qui cherche à établir des relations générales.

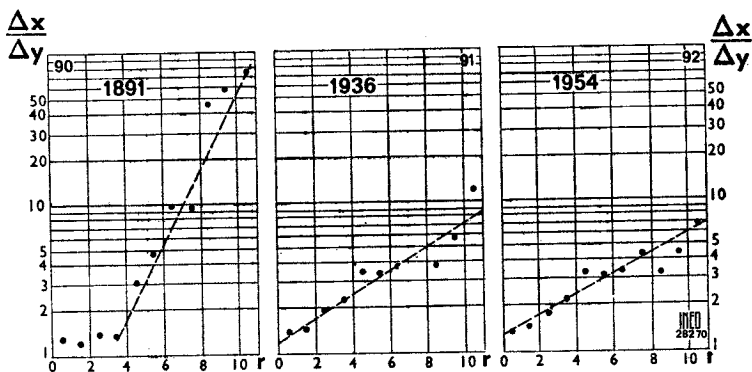
e. Conclusions.

Ainsi, à l'inverse du modèle précédent, celui-ci s'applique mieux aux migrations italiennes, à partir du recensement de 1926, qu'aux migrations espagnoles

ou belges. De plus, il apparaît plus adapté aux recensements récents qu'aux recensements anciens (inapplicable avant 1926, ses résultats s'améliorent en fonction du temps). Cependant il ne donne encore qu'une approche incomplète, tant dans le temps que dans l'espace, du phénomène migratoire.

4. Modification du modèle faisant intervenir la distance.

Dans le modèle précédemment utilisé faisant intervenir explicitement la distance ⁽¹⁾, on a introduit comme variable la population totale des zones considérées. Or, dans l'application du modèle de Stouffer l'hypothèse a été faite que les étrangers occupaient des postes que la population française refusait : ce qui revient à dire que la probabilité qu'un étranger se rende dans une zone donnée est, non pas proportionnelle à la population totale de la zone, mais seulement à sa population d'étrangers.



GRAPHIQUES n^{os} 90 à 92. — Variations de $\lg \frac{\Delta x}{\Delta y}$ en fonction de r pour les Italiens.

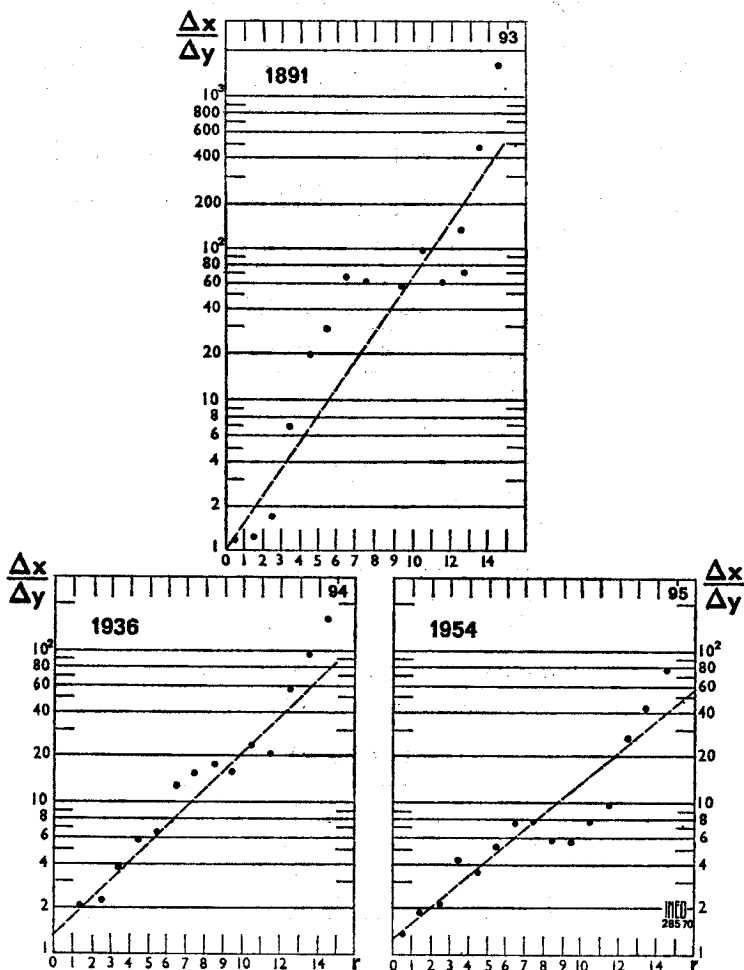
Sous cette hypothèse, on a porté, sur les graphiques n^{os} 90 à 98, les valeurs de $\lg \frac{\Delta x}{\Delta y}$ ⁽²⁾ en fonction de la distance, que donnent les tableaux n^{os} XXXI à XXXIII. La lente variation du phénomène migratoire dans le temps constatée plus haut, permet de ne considérer que trois recensements : 1891, 1936, 1954. L'ajustement approximatif de droites à ces données est encore possible. Il convient cependant de signaler que pour les Italiens en 1891, les données des quatre premières zones, se situant à un même niveau, la droite envisagée partira du 4^e point, les précédents étant considérés sur une droite parallèle à l'axe des abscisses. Les zones comportant des populations importantes

(1) Cf. p. 99.

(2) On n'a pas considéré pour l'Italie les quatre dernières zones de population faible, correspondant à la Bretagne.

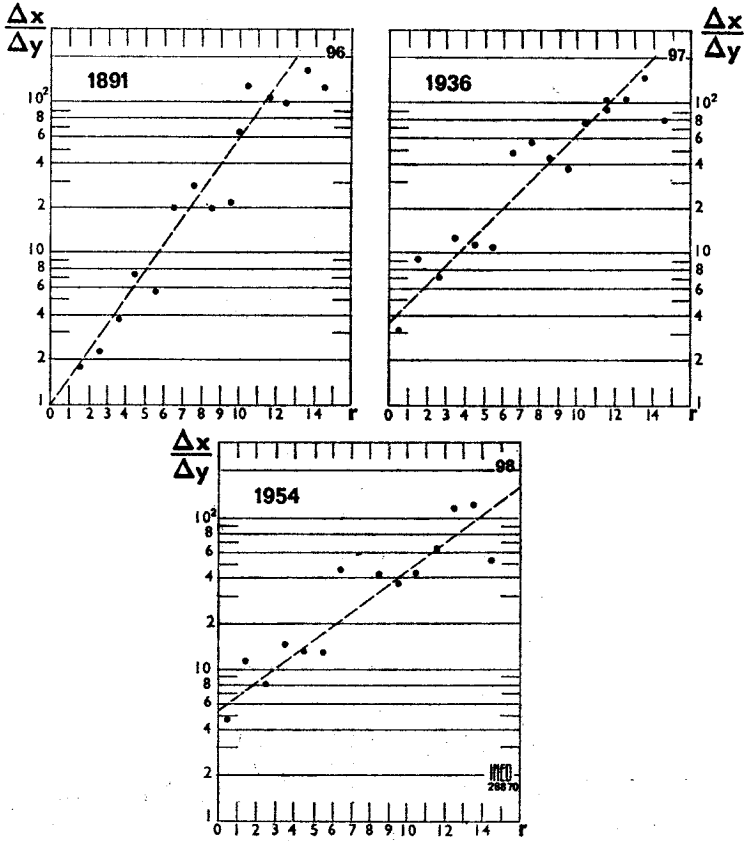
(Seine en particulier) se trouvant approximativement sur les droites théoriques, le cumul des résultats est alors possible. Le tableau XXXV donne les valeurs des coefficients intervenant dans le modèle (les alignements étant toujours réalisés à la main, les valeurs sont lues sur les graphiques ⁽¹⁾ du type

$$\frac{\Delta y}{x} = \varphi_0 10^{-ar}).$$



GRAPHIQUES nos 93 à 95. — Variations de $\lg \frac{\Delta x}{\Delta y}$
en fonction de r pour les Espagnols.

(1) Ces graphiques n'ont pas tous été portés mais leur reconstitution est facile à partir des tableaux XXXI à XXXIII.



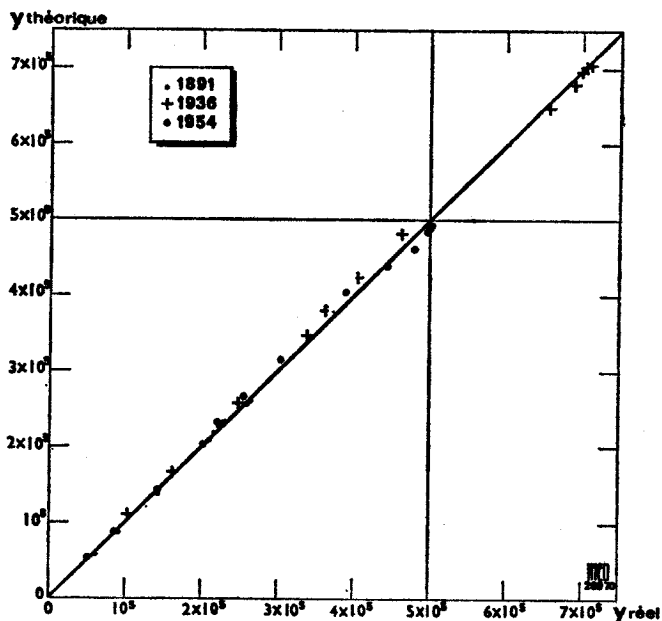
GRAPHIQUES n^{os} 96 à 98. — Variations $\lg \frac{\Delta x}{\Delta y}$
en fonction de r pour les Belges.

TABLEAU XXXV

Recensements		1891	1911	1926	1936	1946	1954	1962
Italiens	a	0,29	0,10	0,09	0,08	0,07	0,065	0,065
	ϕ	—(1)	1	0,95	0,85	0,85	0,750	0,680
Espagnols	a	0,18	0,16	0,12	0,12	0,10	0,100	0,080
	ϕ	1	1	0,94	0,80	0,80	0,800	0,800
Belges	a	0,18	0,17	0,15	0,13	0,09	0,090	—
	ϕ	1	0,90	0,45	0,28	0,20	0,180	—

(1) Voir la remarque concernant cette période, p. 112.

A partir de ces coefficients le cumul des résultats est possible et conduit aux graphiques nos 99 à 101. Ces graphiques montrent que, si les différences obtenues pour les accroissements $\frac{\Delta x}{\Delta y}$ par rapport à la loi théorique peuvent être assez élevées, les valeurs cumulées s'adaptent par contre très correctement aux valeurs estimées.



GRAPHIQUE n° 99. — Comparaison de la valeur réelle de y à sa valeur théorique calculée avec le modèle $\Delta y = \varphi \cdot \Delta x 10^{-ar}$ pour les Italiens.

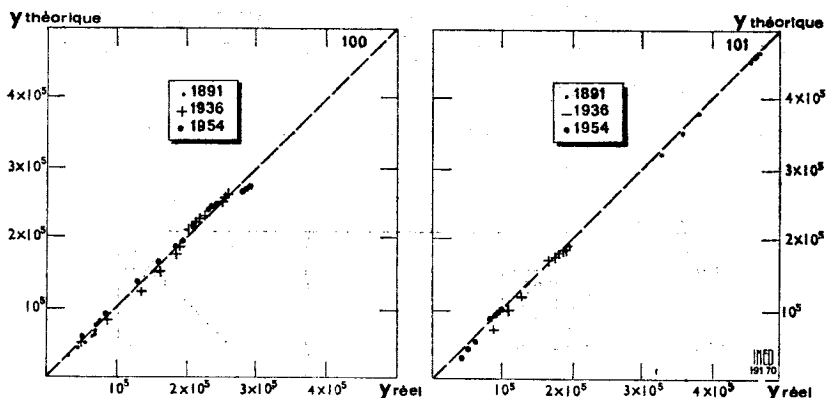
Le coefficient a est du même ordre de grandeur que celui précédemment calculé à partir de la population totale des zones et suit une variation semblable au cours du temps ⁽¹⁾.

Le coefficient φ_0 est à rapprocher du coefficient α du modèle de Stouffer : initialement égal à 1, il décroît au cours du temps. Si pour les Italiens et les Espagnols cette décroissance est faible, elle est très forte pour les Belges à partir du recensement de 1926, du fait de l'introduction des migrants polonais dans le Nord de la France.

Ainsi le meilleur ajustement des données à une loi théorique s'obtient avec cette dernière formule que l'on rappelle ici :

$$\frac{\Delta y}{\Delta x} = \varphi_0 10^{-ar}$$

(1) Voir p. 102.



GRAPHIQUE n° 100. — Comparaison de la valeur réelle de y à sa valeur théorique calculée avec le modèle $\Delta y = \varphi \cdot \Delta x 10^{-ar}$, pour les Espagnols.

GRAPHIQUE n° 101. — Comparaison de la valeur réelle de y à sa valeur théorique calculée avec le modèle $\Delta y = \varphi \cdot \Delta x 10^{-ar}$, pour les Belges.

où Δy exprime le nombre de migrants de la nationalité considérée présents à la distance r de la frontière dans une bande de 60 km de large, Δx le nombre total de migrants présents dans la même bande, φ_0 et a deux constantes.

Appelant φ_r la valeur du rapport $\frac{\Delta y}{\Delta x}$ à la distance r , cette formule peut encore s'écrire :

$$\frac{\varphi_{r+1}}{\varphi_r} = 10^{-a}$$

Ainsi le rapport du nombre de migrants de nationalité donnée pour un migrant présent, dans les bandes $r + 1$ et r , est constant. Ce fait donne une interprétation pratique simple du modèle proposé.

II. UTILISATION DES DONNÉES DE L'O.N.I.

L'Office national d'immigration donne les nombres d'étrangers de nationalité donnée, introduits au cours d'une année, dans les divers départements. Il est donc encore possible d'appliquer un modèle du type précédent à ces données : seuls les travailleurs permanents et membres de leurs familles ont été considérés, les saisonniers constituant une catégorie trop particulière de migrants. De plus, pour simplifier les calculs, la décomposition de la population d'un département, entrant dans plusieurs zones, n'a pas été effectuée : la méthode utilisée est donc la troisième indiquée, p. 24. Les résultats obtenus sont portés sur les tableaux XXXVI et XXXVII et les graphiques nos 102

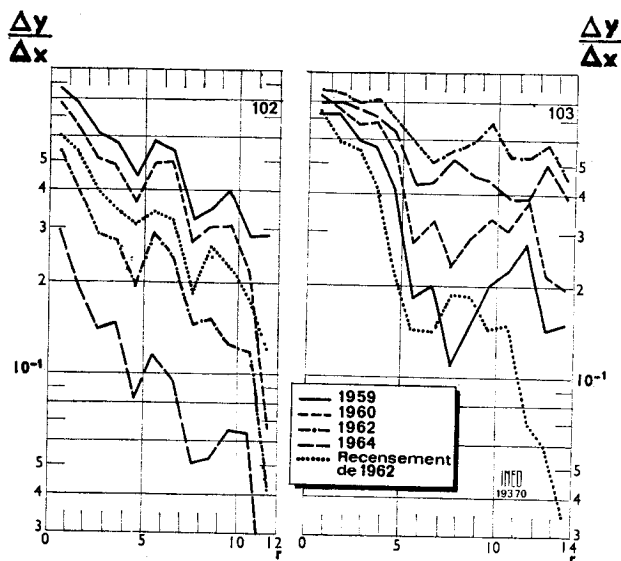
et 103. Seuls les Italiens et les Espagnols ont été considérés au cours des années 1959, 1960, 1962, 1964. Les résultats obtenus pour le recensement de 1962, au paragraphe précédent, sont également portés en vue de comparaison.

TABLEAU XXXVI. — ITALIENS : DONNÉE DE $\varphi_r = \frac{\Delta y}{\Delta x}$

Zones	φ_r en %				
	Recensement	Données O.N.I.			
		1959	1960	1962	1964
1.....	60,0	86,4	77,6	53,8	29,7
2.....	53,4	77,8	63,7	39,6	19
3.....	39,5	61,2	50,0	28,5	14,1
4.....	34,3	56,1	48,4	27,1	14,6
5.....	30,7	44,0	36,1	19,1	8,2
6.....	33,6	59,0	48,9	28,6	11,4
7.....	31,4	53,6	49,7	23,9	9,5
8.....	18,4	31,8	27,1	14,5	5,0
9.....	26,3	34,6	30,6	15,0	5,2
10.....	21,5	40,0	30,3	12,4	6,5
11.....	17,3	28,2	21,8	11,9	6,3
12.....	11,6	28,8	6,7	4,2	1,8

TABLEAU XXXVII. — ESPAGNOLS : DONNÉE DE $\varphi_r = \frac{\Delta y}{\Delta x}$

Zones	φ_r en %				
	Recensement	Données O.N.I.			
		1959	1960	1962	1964
1.....	74,3	72,0	83,0	86,5	77,8
2.....	58,2	72,0	74,0	85,1	79,4
3.....	54,7	58,8	67,0	79,0	75,0
4.....	40,2	56,2	68,6	82,0	70,4
5.....	22,0	40,0	53,6	70,0	63,2
6.....	14,1	18,1	27,5	58,3	42,6
7.....	14,0	19,9	32,5	50,6	43,8
8.....	18,6	10,7	23,3	55,7	52,0
9.....	18,4	14,5	28,8	59,8	46,0
10.....	14,3	20,3	33,0	68,6	43,5
11.....	14,9	22,4	30,1	53,2	38,5
12.....	7,1	27,7	38,8	52,8	38,5
13.....	5,9	14,3	21,5	58,3	50,0
14.....	3,5	15,0	19,5	44,8	39,0

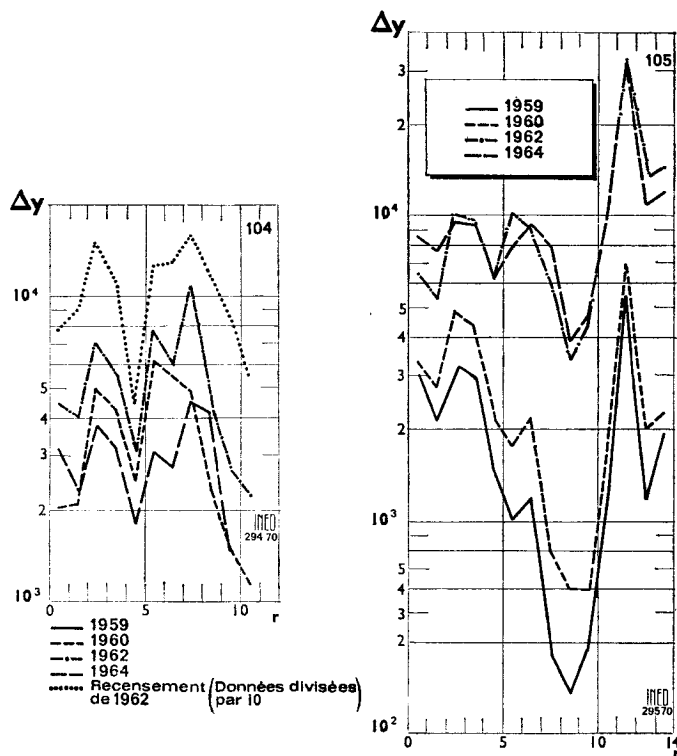


GRAPHIQUE n° 102. — Valeurs de $\frac{\Delta y}{\Delta x}$ pour les données de l'O.N.I. correspondant aux Italiens.

GRAPHIQUE n° 103. — Valeurs de $\frac{\Delta y}{\Delta x}$ pour les données de l'O.N.I. correspondant aux Espagnols.

L'examen de ces graphiques montre la grande stabilité du phénomène migratoire, surtout pour les Italiens : la courbe correspondant aux données des recensements, ne se distingue en rien de celles fournies par les données de l'O.N.I. La décroissance de la probabilité de tirer un migrant italien parmi tous les migrants, φ_r , est liée à la croissance rapide des migrations espagnoles, au cours de cette période, et non à la décroissance du nombre de migrants italiens. En effet, sur le graphique n° 104 ont été portées les valeurs de Δy , correspondant au nombre de migrants italiens entrés dans chaque zone, pour les diverses années considérées : on constate que ce nombre croît jusqu'en 1962. De plus la comparaison de ces chiffres avec les données des recensements permet, dans une première étape, de les considérer comme proportionnels. On retrouve là l'hypothèse de Hägerstrand du lien des migrations entre elles.

Par contre, pour les Espagnols le phénomène paraît plus complexe. La période envisagée correspond en effet à un fort accroissement du nombre de migrants espagnols en France ; or, si la capacité d'absorption de nouveaux migrants au voisinage de la frontière espagnole ne peut croître très rapidement, par contre dans des régions en forte expansion, cette capacité est loin d'avoir atteint son maximum. Sur le graphique n° 105 ont été portées les valeurs de Δy , correspondant au nombre de migrants espagnols entrés dans chaque



GRAPHIQUE n° 104. — Valeurs de Δy pour les données de l'O.N.I. correspondant aux Italiens.

GRAPHIQUE n° 105. — Valeurs de Δy pour les données de l'O.N.I. correspondant aux Espagnols.

zone, pour les diverses années considérées : on constate que, si au voisinage de la frontière ce nombre est multiplié par 2,8 entre 1959 et 1964, pour la zone contenant la région parisienne il est multiplié par 6 pour la même période. Pour pouvoir maintenir l'hypothèse de Hägerstrand, il serait nécessaire soit d'introduire un nombre important de migrants actifs dans les zones éloignées de la frontière, soit de considérer le coefficient k , précédemment introduit ⁽¹⁾ et correspondant aux migrations passives, comme une fonction de la distance.

Sans poursuivre plus avant l'analyse des données de l'O.N.I., on peut conclure, au terme de cette première étude, que le nombre de migrants entrés chaque année dans une zone, varie proportionnellement au nombre total de migrants de la nationalité considérée présents dans cette zone, dans la mesure où la variation du nombre total d'entrées pour cette nationalité est faible dans le temps.

⁽¹⁾ Voir p. 33.

CONCLUSIONS

Au cours de l'introduction, trois types de facteurs étaient apparus comme déterminant la migration entre deux lieux : facteurs attractifs, répulsifs et d'interaction. L'examen des divers modèles, utilisés pour l'étude des migrations, a montré que l'on pouvait, dans une première étape, les mesurer par trois variables.

Dans un modèle du type Pareto, l'attraction ou la répulsion d'un lieu est mesurée par sa population et l'interaction entre deux lieux par la distance les séparant. Dans un modèle de Stouffer, du premier type, l'attraction d'un lieu est mesurée par son nombre total d'immigrants et l'interaction entre deux lieux par le nombre total d'immigrants présents dans les zones intermédiaires, le facteur répulsion n'étant pas envisagé. L'application de ces deux modèles, aux migrations internes et étrangères en France, a donné des résultats plus satisfaisants avec un modèle faisant intervenir la distance. La discussion de ces résultats doit maintenant être faite.

Il convient d'abord de signaler que, dans un modèle du type Pareto, on mesure le pouvoir d'attraction et de répulsion d'un lieu par la même variable, sa population. On pouvait considérer comme plus valable la mesure du pouvoir d'attraction par le nombre total d'immigrants présents dans un lieu. Cette hypothèse semble confirmée par les migrations étrangères : l'ajustement des données était meilleur en introduisant cette variable. De même le pouvoir de répulsion d'un lieu peut être mesuré par son nombre total d'émigrants. Un essai d'introduction de ces variables pour les migrations du département de l'Allier a été effectué, mais n'a pas permis de conclure à leur supériorité : il serait nécessaire d'effectuer un plus grand nombre d'essais pour permettre leur adoption. Cette possibilité de définition d'un même facteur par diverses variables, en fait liées entre elles, montre la nécessité d'une analyse statistique pour déterminer quelle variable explique mieux ce phénomène. En second lieu, l'introduction de la distance parcourue, dans ces modèles, est très discutable : il s'agit d'une notion qui 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.

Pour confirmer ce point il faut citer l'étude de G. Olsson ⁽¹⁾ sur les migrations suédoises. Cet auteur étudie la distance parcourue par un migrant en fonction de 8 caractéristiques le définissant (revenu, âge, niveau de chô-

(1) *Op. cit.*, n° 2.

mage, nombre d'habitants et niveau de revenus des zones de départ et d'arrivée). Ces variables expliquent plus de 78 % des variations de la distance parcourue, montrant ainsi l'intérêt de son utilisation. Enfin les formules trouvées, comme s'adaptant le mieux aux migrations étudiées, sont assez différentes de la loi de Pareto. Si la divergence constatée pour les migrations étrangères peut s'expliquer par la méconnaissance du lieu d'origine des migrants, celle constatée pour les migrations internes et confirmée par les données du recensement de 1962 paraît plus importante. La loi trouvée, du type $a + \frac{b}{r^2}$, voit ses coefficients varier au cours du temps. L'application d'un modèle, inspiré par Hägerstrand, introduisant deux catégories de migrants, actifs et passifs, permet une bonne approximation de cette variation. Il convient cependant de voir si ces catégories, déterminées artificiellement à partir d'un modèle correspondent à des types réellement différents de migrants. Les études de G. Pourcher ⁽¹⁾, de A. Girard ⁽²⁾ permettent en effet cette distinction : certaines questions posées au cours de ces enquêtes permettent de savoir si les migrants considérés se sont rendus en un lieu où ils ne connaissaient auparavant personne. Cependant les pourcentages trouvés, de migrants de cette sorte, qui devraient correspondre aux migrants actifs du modèle, de l'ordre de 42 % pour la Seine ⁽³⁾ et de 47 % pour la province ⁽⁴⁾, paraissent beaucoup plus élevés que ceux estimés à partir du modèle (1,6 % à 100 km environ, 16 % à 600 km). En fait les migrants actifs peuvent être définis, dans ces enquêtes, comme des individus qui ne connaissaient personne capable de les aider avant leur installation : il est possible que la catégorie des migrants actifs considérée dans notre modèle soit plus étroite que la précédente. Une autre question posée dans l'enquête de A. Girard ⁽⁵⁾, montrant que parmi les provinciaux 22 % seulement n'ont aucune connaissance à Paris, vient confirmer cette possibilité. D'autre part l'hypothèse simplificatrice, consistant à ne pas faire intervenir la distance dans la définition des migrants actifs, est également discutable. Il serait nécessaire de la tester pour vérifier son bien fondé.

Le modèle de Stouffer du premier type, utilisé dans cette étude, présente également un certain nombre d'inconvénients. Si son utilisation, pour les données d'émigration d'un département français ou d'un pays étranger, est facile à réaliser, par contre, pour le calcul de l'immigration dans un département, il paraît plus difficilement utilisable. De plus il néglige un des facteurs déterminant la migration : l'effet de répulsion d'une zone donnée. Cet effet, que l'on a dû négliger pour les migrations étrangères, du fait d'un manque de données, paraît par contre jouer un rôle important dans les migrations internes. Il a été mesuré dans un modèle du type Pareto par la population de la zone de départ. Ces inconvénients ont été supprimés dans le modèle

(1) *Op. cit.*

(2) *Op. cit.*

(3) Guy POURCHER, *op. cit.*, p. 175.

(4) Alain GIRARD, *op. cit.*, p. 240.

(5) *Id.*, p. 253.

du second type. Il est donc possible que son application donne de meilleurs résultats que ceux obtenus avec la formule initiale. Cependant il nécessite des calculs importants, qui n'ont pas permis son utilisation dans cette étude.

Malgré ces inconvénients tenant, d'une part, aux modèles utilisés, d'autre part aux données dont nous disposions, cette première étude présente une base nécessaire aux recherches ultérieures sur les migrations françaises. Elle permet d'abord de constater la similitude des migrations étudiées avec celles d'autres pays, disposant d'un meilleur matériel statistique (fichiers de population pour la Suède, par exemple). La grande stabilité dans le temps du phénomène migratoire garantit en effet l'utilisation des données des recensements. Cependant ces données, satisfaisantes pour une étude générale de ce type, seront inutilisables dès que l'on fera intervenir dans le modèle un plus grand nombre de variables. Seules les mesures des recensements postérieurs à 1954 permettront la création de modèles plus complexes : ces mesures manqueront cependant encore de précision tant dans l'espace (les diverses communes sont de dimension non négligeable et surtout variable) que dans le temps (on ne peut encore que mesurer les migrations entre deux recensements). Il convient à cet effet de citer les possibilités fondamentales que donnent le fichier de population pour l'étude des migrations et surtout la localisation cartésienne des lieux de résidence, récemment introduite en Suède ⁽¹⁾, supprimant les deux objections précédentes. Ensuite cette étude a essayé de considérer les migrations internes indépendamment des particularités régionales, dans la mesure où cela était possible : il est préférable de dégager, en premier lieu, la généralité du phénomène étudié avant d'étudier ses manifestations particulières. Cela a permis de montrer le rôle fondamental de la distance parcourue : une loi générale a été dégagée des données, valable surtout pour les départements sans fort centre d'attraction. Les variations des paramètres de cette loi sont régulières dans le temps pour les migrations internes : cette continuité permet de faire des prévisions dans le temps, mais ces prévisions ne pourront pas être à très long terme. Il est nécessaire de tenir compte des limites vers lesquelles tendraient les paramètres de la loi : or cette estimation paraît actuellement difficile. D'autre part, l'étude particulière de chaque département introduit n'a pas été réalisée dans cette première étape : elle serait également importante pour délimiter, d'une part, les zones de variations des paramètres introduits pour un recensement donné, d'autre part, l'amplitude de leurs variations au cours du temps. Par contre pour les migrations étrangères, bien que la variation des paramètres au cours du temps soit encore continue, les prévisions seront moins précises, la formule utilisée faisant intervenir le nombre total de migrants présents dans les diverses zones : ce nombre paraît difficile à prédire et ses variations dans le passé sont complexes.

Le champ d'études s'ouvrant à l'issue de cette première approche du phénomène migratoire présente deux directions principales : l'une, commandée par une recherche approfondie des causes de migration, permettra d'augmen-

(1) Cf. HÄGERSTRAND, *op. cit.*, n° 3.

ter le nombre de variables explicatives des modèles utilisés ; l'autre, commandée par l'analyse du champ de relations d'un individu, permettra de voir s'il est isomorphe à son champ de migration.

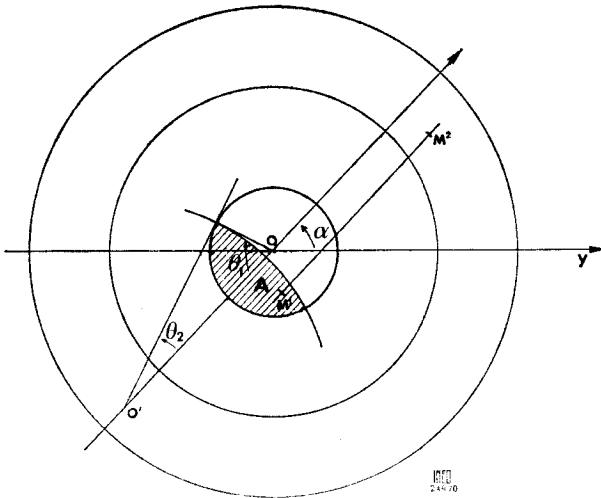
Si la première méthode a souvent été utilisée, conduisant à des modèles de plus en plus complexes et le plus souvent de type stochastique, la seconde a été jusqu'à présent peu développée. La voie qu'elle ouvre nous paraît cependant fondamentale et permettrait de rattacher l'étude des migrations à l'analyse psycho-sociologique des individus.

ANNEXE I

DÉTERMINATION DE LA DISTANCE MOYENNE DE MIGRATION A CONSIDÉRER ENTRE LE DÉPARTEMENT D'ORIGINE ET UNE ZONE LUI CORRESPONDANT, DANS LE CAS OÙ LA LOI DE MIGRATION EST EN $1/r^2$.

La méthode utilisée ici est une généralisation de celle proposée par Luu-Mau-Thanh ⁽¹⁾ pour donner la distribution théorique des distances entre deux points répartis uniformément sur la surface d'un cercle.

On considérera une zone circulaire centrée en o de rayon unitaire, et une autre zone comprise entre les cercles centrés en o de rayon $(n - 1)$ et n .



Les rayons des cercles vont être supposés assez faibles, pour que ceux-ci soient entièrement compris dans le territoire considéré. Cherchons la probabilité pour que deux points tirés au hasard dans le territoire soient l'un M_1 , dans le cercle de rayon unitaire, l'autre M_2 dans la zone circulaire. Si P_1 et

⁽¹⁾ *Op. cit.*, p. 175.

P_n sont les populations de ces deux zones et P celle du territoire entier, cette probabilité est égale à :

$$R_{12} = \frac{P_1 P_n}{P^2}$$

Supposant l'événement précédent réalisé, cherchons la probabilité pour que les deux points soient distants de r et que le vecteur $\overrightarrow{M_1 M_2}$ fasse un angle α avec un vecteur fixe $\overrightarrow{Oy}$. Les tirages de deux points dans les zones étant indépendants, la loi de distribution du couple (r, α) s'obtient en considérant, d'une part, la probabilité que le point M_1 soit tiré dans une zone A , obtenue comme l'intersection du cercle de rayon unitaire avec la zone circulaire déduite de la précédente par la translation $\overrightarrow{M_2 M_1}$, d'autre part, le point M_1 étant tiré dans A , la probabilité que le point M_2 se trouve dans l'élément d'aire E formé par les accroissements dr et $d\alpha$ du couple (r, α) . Cette loi $f(r, \alpha)$ peut donc s'écrire :

$$f(r, \alpha) dr d\alpha = \frac{\text{Aire de } A}{\pi} \cdot \frac{\text{Aire de } E}{\pi(2n-1)}$$

En appelant l'aire de A , indépendante de α , $A(r)$ et remplaçant l'aire de E par sa valeur, il vient :

$$f(r, \alpha) dr d\alpha = \frac{A(r)}{\pi} \cdot \frac{r dr d\alpha}{\pi(2n-1)}$$

Pour avoir la loi de distribution de r , il suffit d'intégrer la fonction précédente pour α variant de 0 à 2π :

$$f(r) dr = \frac{2r A(r) dr}{\pi(2n-1)}$$

Le calcul de $A(r)$ comme l'intersection de cercles, donne les valeurs suivantes :

— si $n < r < n+1$:

$$A(r) = (n^2 \theta_2 + \theta_1 - nr \sin \theta_2)$$

où θ_1 est donné par la formule

$$\cos \theta_1 = \frac{1}{2r} (r^2 + 1 - n^2)$$

où θ_2 est donné par la formule

$$\cos \theta_2 = \frac{1}{2nr} (r^2 + n^2 - 1)$$

— si $n - 1 < r < n$:

$$A(r) = n^2 \theta_2 + \theta_1 + (n - 1)^2 \alpha_2 - \alpha_1 - r (\sin \theta_1 - \sin \alpha_1)$$

où α_1 est donné par la formule

$$\cos \alpha_1 = \frac{1}{2r} [r^2 + 1 - (n - 1)^2]$$

où α_2 est donné par la formule

$$\cos \alpha_2 = \frac{1}{2(n-1)r} [r^2 + (n - 1)^2 - 1]$$

— si $n - 2 < r < n - 1$:

$$A(r) = [\pi - (n - 1)^2 \alpha_2 - \alpha_1 + r \sin \alpha_1]$$

Supposons enfin que, sous les conditions précédentes, la probabilité de migration entre les deux points tirés soit :

$$y_{1r} = \frac{k}{r^2}$$

Appliquant le principe des probabilités composées et calculant le nombre de migrants dY ayant effectué un déplacement d'amplitude r entre les deux zones ⁽¹⁾, il vient :

$$dY = \frac{k P_1 P_n f(r) dr}{r^2}$$

Le nombre total de migrants échangés entre ces deux zones sera alors :

$$Y_{1n} = k P_1 P_n \int_{r=n-2}^{r=n} \frac{f(r) dr}{r^2} = \frac{2k P_1 P_n}{\pi(2n-1)} \int_{r=n-2}^{r=n} \frac{A(r) dr}{r}$$

La distance moyenne de migration à considérer pour ces zones sera r_m , définie par les relations :

$$\frac{Y_{1n}}{k P_1 P_n} = \frac{1}{r_m^2} = \frac{2}{\pi(2n-1)} \int_{r=n-2}^{r=n} \frac{A(r) dr}{r}$$

⁽¹⁾ Cf. p. 26.

Le calcul a été effectué pour les zones voisines de l'origine et conduit aux résultats suivants :

$$r_2 = 1,15$$

$$r_3 = 2,38$$

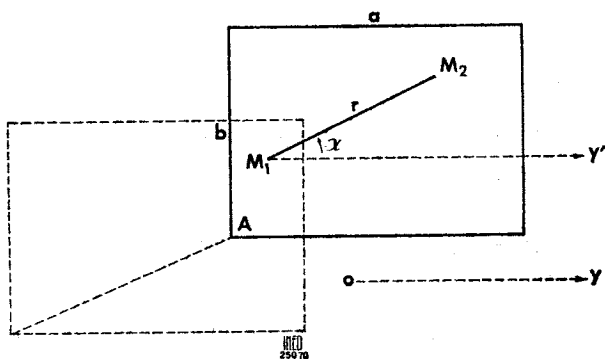
$$r_4 = 3,41$$

On voit donc que si la différence avec la distance entre l'origine et le milieu de la zone considérée pour la deuxième zone est forte (1,15 au lieu de 1,5), celle-ci s'amortit rapidement. Étant donné les nombreuses hypothèses, à la base de ce calcul, il nous a paru inutile de poursuivre les calculs au-delà de la zone 4. En particulier l'intervention de la côte et des frontières rendra le raisonnement précédent caduc.

ANNEXE II

CALCUL DE LA LOI DE DISTRIBUTION DES DISTANCES ENTRE DEUX POINTS TIRÉS AU HASARD DANS UN RECTANGLE

Considérons un rectangle de côté a et b . Cherchons la probabilité pour que deux points M_1 et M_2 , tirés au hasard dans ce rectangle, soient distants de r et que le vecteur $\overrightarrow{M_1 M_2}$ fasse un angle α avec un vecteur fixe donné OY .



Construisant, comme dans l'annexe I, le rectangle déduit du précédent par la translation $\overrightarrow{M_2 M_1}$, cette probabilité est égale à :

$$f(r, \alpha) dr d\alpha = \frac{\text{Aire de A}}{ab} \times \frac{\text{Aire de E}}{ab}$$

où A est la surface commune aux deux rectangles précédemment considérés et E l'élément de surface formé par les accroissements dr et $d\alpha$ du couple (r, α) .

Appelons $A(r, \alpha)$ l'aire de A, celle de E étant égale à $r dr d\alpha$. Il vient alors :

$$f(r, \alpha) dr d\alpha = \frac{A(r, \alpha) r dr d\alpha}{a^2 b^2}$$

Le calcul de l'aire $A(r, \alpha)$ se fait facilement :

$$A(r, \alpha) = (a - r \cos \alpha)(b - r \sin \alpha)$$

Pour avoir la loi de distribution de r , il faut intégrer par rapport à α . Plusieurs cas se présentent alors :

$$- 0 \leq r < b.$$

α peut alors varier de 0 à 2π . Il vient :

$$f(r) dr = \frac{rdr}{a^2b^2} \int_0^{2\pi} (a - r \cos \alpha) (b - r \sin \alpha) d\alpha$$

En tenant compte de la symétrie des fonctions $\cos \alpha$ et $\sin \alpha$ cette formule s'écrit :

$$f(r) dr = \frac{4rdr}{a^2b^2} \left[ab\alpha + ar \cos \alpha - br \sin \alpha - \frac{r^2}{4} \cos 2\alpha \right]_0^\pi$$

soit

$$f(r) dr = \frac{2rdr}{a^2b^2} [\pi ab - 2r(a+b) + r^2]$$

$$- b \leq r < a.$$

α varie alors de 0 à $\varphi = \text{Arc sin } \frac{b}{r}$. En tenant toujours compte de la symétrie des fonctions $\sin \alpha$ et $\cos \alpha$, il vient :

$$f(r) dr = \frac{4rdr}{a^2b^2} \left[ab \text{ Arc sin } \frac{b}{r} + ar \sqrt{1 - \frac{b^2}{r^2}} - b^2 - \frac{r^2}{4} \left(1 - \frac{2b^2}{r^2} \right) - ar + \frac{r^2}{4} \right]$$

soit

$$f(r) dr = \frac{2rdr}{a^2b^2} \left(2ab \text{ Arc sin } \frac{b}{r} + 2a \sqrt{r^2 - b^2} - 2ar - b^2 \right)$$

$$- a \leq r < \sqrt{a^2 + b^2}.$$

α varie alors de $\gamma = \text{Arc cos } \frac{a}{r}$ à $\varphi = \text{Arc sin } \frac{b}{r}$

ce qui nous donne :

$$f(r) dr = \frac{2rdr}{a^2b^2} \left[2ab \left(\text{Arc sin } \frac{b}{r} - \text{Arc cos } \frac{a}{r} \right) + 2a \sqrt{r^2 - b^2} + 2b \sqrt{r^2 - a^2} - (a^2 + b^2) - r^2 \right]$$

Dans le cas particulier (département du Loir-et-Cher) où $a \simeq 120$ km et $b \simeq 50$ km, on voit que la première solution est pratiquement identique à la loi obtenue pour un carré de côté 80 km ⁽¹⁾, mais cette loi n'est valable que pour $r \leq 50$ km. On a en effet $(80)^2 = 6400 \simeq 6000$ et $160 \simeq 170$.

⁽¹⁾ Cf. p. 71.

REMERCIEMENTS

Au terme de cet ouvrage, nous tenons à remercier tous ceux qui nous ont assisté dans la réalisation de notre travail. En premier lieu nous pensons au professeur Alain Girard et au docteur Jean Sutter qui nous ont, le premier vivement encouragé dans la voie que nous suivions, le second montré les possibilités ouvertes dans le domaine abordé. Le professeur Torsten Hägers-trand, que nous avons eu l'occasion de rencontrer en Suède, a également apporté beaucoup à ce travail.

Nous remercions aussi les professeurs Roland Pressat et Raymond Boudon qui, en critiquant le texte, nous ont permis d'approfondir certains points.

Nous tenons à exprimer toute notre gratitude à Madame Chevalier qui a effectué de nombreux calculs, ainsi qu'à Mesdames Vérot et Deroubaix qui ont réalisé la frappe du manuscrit, parfois bien rebelle.

Enfin, que tous ceux que nous n'avons pas cités et qui ont cependant rendu possible cette étude soient ici remerciés.

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, Department 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

- AJO Reino. — « Contributions to Social Physics. A Programme Sketch with Special Regard to National Planning », *LSG*, n° 11, 1953.
- AJO Reino. — « New Aspects of Geographic and Social Patterns of Net Migration Rate. A Pilot Study Based on Finnish Statistics for the Year 1951 », *LSG*, n° 13, 1957, p. 170-183.
- ANDERSON Théodore. — « Intermetropolitan Migration. A Comparison of the Hypotheses of Zipf and Stouffer », *ASR*, vol. 20, 1955, p. 287-291.
- ANDERSON Théodore et EGELAND Janice A. — « Spatial Aspects of Social Area Analysis », *ASR*, vol. 26, 1961, p. 392-398.
- BATEMAN A.J. — « Data from Plants and Animals », *DH*, p. 85-90.
- BERGSTEN Karl Erik. — « Variability in Intensity of Urban Fields as Illustrated by Birth-Places », *LSG*, n° 3, 1951, p. 25-32.
- BOGUE Donald J. et THOMPSON Warren S. — « Migration and Distance », *ASR*, vol. 14, 1949, p. 236-244.
- BRIGHT Margaret L. et THOMAS Doroty S. — « Interstate Migration and Intervening Opportunities », *ASR*, vol. 6, 1941, p. 773-783.
- BROWN Lawrence. — « Diffusion Dynamics », *LSG*, n° 29, 1968.
- CALOT Gérard. — « Note méthodologique sur les Migrations », *Institut national de la Statistique et des Études économiques*, 26 mai 1962.

- DE CANI John S. — « On the Construction of Stochastic Models of Population Growth and Migration », *JRS*, vol. 3, 1961, p. 1-13.
- CAVALLI-SFORZA L. — « The Distribution of Migration Distances. Models and Applications to Genetics », *DH*, p. 139-158.
- CAVANAUGH Joseph. — « Formulation, Analysis and Testing of the Interactance Hypothesis », *ASR*, vol. 15, 1950, p. 763-766.
- DODD Stuart Carter. — 1) « The Interactance Hypothesis. A Gravity Model Fitting Physical Masses and Human Groups », *ASR*, vol. 15, 1950, p. 245-256.
- DODD Stuart Carter. — 2) « Diffusion is Predictable. Testing Probability Models for Laws of Interaction », *ASR*, vol. 20, 1955, p. 392-301.
- FOLGER John. — « Some Aspects of Migration in the Tennessee Valley, » *ASR* vol. 18, 1953, p. 253-260.
- FREIRE-MAIA N. et A. — « Migration and Inbreeding in Brazilian Populations », *DH*, p. 97-122.
- GALLE Omer R. et TAEUBER Karl E. — « Metropolitan Migration and Intervening Opportunities », *ASR*, 1966, vol. 31, p. 5-13.
- GIRARD Alain, BASTIDE Henri et POURCHER Guy. — « Mobilité géographique et concentration urbaine en France. Une enquête en province », *Population*, n° 2 1964, p. 227-266.
- HÄGERSTRAND Torsten. — 1) « Migration and Area » *LSG*, n° 13, 1957, p. 27-158.
- HÄGERSTRAND Torsten. — 2) « Geographic Measurements of Migration » *DH*, p. 61-83.
- HÄGERSTRAND Torsten. — 3) « The Computer and the Geographer », Institute of British Geographers, Transaction and Papers 1967, *Publication* n° 42.
- TER HEIDE H. — « Migration Models and their Significance for Population Forecasts » *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, vol. 41, 1963, p. 56-76.
- ISBELL Eleanor C. — « Internal Migration in Sweden and Intervening Opportunities », *ASR*, vol. 9, 1944, p. 627-639.
- JANSEN Clifford J. et KING ROY C. — « Migrations et « occasions intervenantes » en Belgique », *Recherches Economiques de Louvain*, n° 4, 1968, p. 519-526.
- JOHNSSON O.H. — « En stadts flyttnings, och födelserotsfält », *Svensk Geografic arsbok*, 1952, Op. cité par Hägerstrand n° 1, p. 119 et 156.
- KATZ Alvin et M. HILL Reuben. — « Residential Propinquity and Marital Selection : A Review of Theory, Method and Fact », *DH*, p. 41-60.
- KONO Shigemi et SHIO Mitsuru. — « Inter-Prefectural Migration in Japan, 1956 and 1961 : Migration Stream Analysis », Demographic Training and Research Centre, Bombay, *Research Monograph* n° 3.
- KULLDORFF Gunnar. — « Migration Probabilities », *LSG*, n° 14, 1955.
- LÖVGREN Esse. — « The Geographical Mobility of Labour », *Geografiska Annaler*, vol. 38, 1956, p. 344-394.
- LUU MAU THANH. — « Distribution théoriques des distances entre deux points répartis uniformément sur une surface », *DH*, p. 173-184.
- MORILL Richard L. — « The Development of Models of Migration and the Role o Electronic Processing Machines », *DH*, p. 213-230.
- MUHSAM H.V. — 1) « Toward a Formal Theory of Internal Migration », *Congrès International de la Population*. New York 1961, tome 1, p. 333-339.

- MUHSAM H.V. — 2) « Internal Migration in Open Populations », *DH*, p. 159-166.
- MYERS George C, MC GINNIS 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 Quarterly*, vol. 14, 1967, p. 121-126.
- NELSON Philip. — « Migration, Real Income and Information », *JRS*, vol. 1, 1959, p. 43-74.
- OLSSON Gunnar. — 1) « Distance and Human Interaction. A Review and Bibliography », *Regional Science Reserach Institute* 1965.
- OLSSON Gunnar. — 2) « Distance and Human Interaction : A Migration Study », *Geografiska Annaler*, vol. 47, 1965, p. 3-43.
- OLSSON Gunnar. — 3) « Central Place Systems, Spatial Interaction, and Stochastic Processes », *PPRSA*, vol. 18, 1967, p. 13-45.
- POURCHER Guy. — « Le Peuplement de Paris », Cahier n° 43, *Travaux et documents de l'I.N.E.D.*, P.U.F. 1964.
- PREIS S.J. — « Measuring Social Mobility », *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 118, 1955, p. 56-66.
- PRICE Daniel O. — « A Mathematical Model of Migration Suitable for Simulation on an Electronic Computer » Proceedings, *International Population Conference Wien*, 1959, p. 665-673.
- RAVENSTEIN Ernest, George. — 1) « The Laws of Migration », *Journal of the Royal Statistical Society*; vol. 48, 1885, p. 167-235.
- RAVENSTEIN Ernest, George. — 2) « The Laws of Migration », *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 52, p. 241-305.
- STEWART Charles, T. — « Migration as a Function of Population and Distance », *ASR*, vol. 25, 1960, p. 347-356.
- STEWART John, Q. — « Empirical Mathematical Rules Concerning the Distribution and Equilibrium of Population », *Geographical Review*, vol. 37, 1947, p. 461-485.
- STEWART John et WARNTZ William. — « Physics of Population Distribution », *JRS*, vol. 1, 1958, p. 99-123.
- STEWART John et WARNTZ William. — « Macrogeography and Social Science », *Geographical Review*, vol. 48, 1958, p. 167-184.
- STEWART John et WARNTZ William. — « The Field Theory of Population Influence », Paper n° 48, *The International Population Union Conference*, New York, 1961.
- STOUFFER Samuel, A. — 1) « Intervening Opportunities : a Theory Relating Mobility and Distance », *ASR*, vol. 5, 1940, p. 845-867.
- STOUFFER Samuel, A. — 2) « Intervening opportunities and Competing Migrants », *JRS*, vol. 2, 1960, p. 1-26.
- STRODTBECK Fred, L. — « Equal Opportunity Intervals : A Contribution to the Method of Intervening Opportunity Analysis », *ASR*, vol. 14, 1949, p. 490-497.
- SUTTER Jean. — « Évolution de la distance séparant le domicile des futurs époux », *Population*, 13^e année, 1958, p. 227-258.
- 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.

- TARVER James, D. et GURLEY William R. — « A Stochastic Analysis of Geographic Mobility and Population Projections of the Census Divisions in the United States », *Demography*, vol. 2, 1965, p. 135-139.
- TERMOTÉ Marc. — « Les modèles de migration. Une perspective d'ensemble », *Recherches Economiques de Louvain*, 33^e année, 1967, p. 413-444.
- THOMLINSON Ralph. — « A Model for Migration Analysis », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 56, 1961, p. 675-686.
- TUGAULT Yves. — « Migrations internes en France de 1954 à 1962 selon l'importance des localités », *Population*, 22^e année, 1967, p. 455-482.
- WARNTZ William. — « Contributions Toward a Macroeconomic Geography : A Review », *Geographical Review*, vol. 47, 1957, p. 420-424.
- WARNTZ William. — « A New Map of the Surface of Population Potentials for the United States 1960 », *Geographical Review*, vol. 54, 1964, p. 170-184.
- WARNTZ William. — « The Topology of a Socio-economic Terrain and Spatial Flows », *PPRSA*, vol. 17, 1966, p. 47-61.
- WILSON A.G. — « A Statistical Theory of Spatial Distribution Models », *Transp. Res.* vol. 1, p. 253-269. *Pergamon Press* 1967.
- WINBERG Isak P. — « Population Investigation Carried out by the Royal Board of Agriculture », *LSG*, n° 13, 1957, p. 192-205.
- ZIPF George Kinsley. — 1) « National Unity and Disunity », Bloomington Indiana : *Principia Press*, 1941.
- ZIPF George Kinsley. — 2) « The $P_1 P_2/D$ Hypothesis : On the Intercity Movement of Persons », *ASR*, vol. 11, 1946, p. 677-686.
- Dictionnaire démographique multilingue, volume français. Nations Unies, *Études Démographiques* n° 29, 1958.