

L'INTENSITÉ DES CHANGEMENTS DE CATÉGORIE DE COMMUNES

L'étude des migrations internes est entrée depuis quelques années dans une nouvelle phase, grâce aux travaux notamment de MM. Y. TUGAULT et D. COURGEAU. Ce dernier se propose ici de mesurer, en optique longitudinale, une intensité, ce qui facilite la comparaison des flux de migrants. Cette étude porte sur les changements de catégories de communes.

Des résultats sont donnés pour la France, d'après les recensements de la population et l'enquête faite en France en 1967 et présentée dans Population ⁽¹⁾.

Le démographe voit plus aisément la migration entre deux zones sous forme d'émigration d'un lieu de départ, que sous forme d'immigration vers un lieu d'arrivée. La raison en est simple : pour construire un quotient de migration classique, il lui faut rapporter l'effectif des migrants à la population soumise au risque de migration, donc à la population initiale de la zone d'émigration ⁽²⁾.

Pour l'ensemble des changements de logement d'un pays ou d'une région, un tel quotient est satisfaisant et permet l'analyse longitudinale du phénomène. Mais lorsqu'on envisage les échanges migratoires entre deux zones, cet indice ne suffit plus : le nombre de migrants échangés est lié non seulement à la population du lieu de départ mais également à celle du lieu d'arrivée, comme de nombreuses études ⁽³⁾, en grande partie géographiques, l'ont montré.

Le problème soulevé ici est de savoir *comment intégrer un tel type d'analyse, à une étude démographique longitudinale*. Nous laissons de côté le calendrier des migrations, pour nous attacher à définir une intensité du phénomène, qui permette de comparer les divers flux de migrants entre eux.

(1) A. Girard et E. Zucker : La conjoncture démographique : régulation des naissances famille et natalité. Une enquête auprès du public. *Population*, 1968, n° 2.

(2) Voir [7], pp. 198 et 199.

(3) Voir en particulier [1] et [6].

Nous traitons le cas des changements de catégorie de communes. Ce type de migrations permet, du moins dans un premier temps, de négliger l'effet de la distance sur les effectifs de migrants : son rôle se trouve ici réduit, grâce à la répartition à peu près uniforme des agglomérations de diverses tailles sur le territoire.

Ce travail sera illustré par des données relatives à la France, mais les méthodes restent applicables à d'autres pays ou à d'autres types de tableaux à double entrée.

Définitions (I.N.S.E.E.). Une « *agglomération multicommunale* » est composée de communes qui présentent entre elles une continuité dans les constructions; une « *commune urbaine* », a, sur son territoire, une agglomération d'au moins 2 000 habitants; les autres communes sont *rurales*.

A partir de cette définition, les localités sont classées en catégories, suivant leur population. Pour cet article, nous utiliserons le découpage suivant :

Code	Désignation
1	Communes rurales
2	Petites villes (moins de 20 000 habitants)
3	Villes moyennes (de 20 à 100 000 habitants)
4	Grandes villes (plus de 100 000 habitants)
5	Agglomération parisienne

Il est nécessaire de garder tout au long d'une période, la même définition, alors que l'agglomération peut passer d'une catégorie à la suivante, lorsque sa population croît.

Données utilisées. Celles-ci sont de deux types :

— les données des recensements de 1962 et 1968, issues d'un sondage au 1/20 de la population ⁽¹⁾. Elles ont été obtenues grâce à une question sur le lieu de résidence, au 1^{er} janvier de l'année du recensement antérieur. Les catégories sont définies à la date du recensement.

— les données d'une enquête rétrospective faite en France, en 1967, déjà présentée dans *Population* [5]. Les catégories sont définies en 1968. Le faible effectif d'enquêtés ne permet de suivre qu'une cohorte : celle qui est née avant 1920; tous ses membres ont au moins 47 ans au moment de l'enquête.

⁽¹⁾ Tableaux MI 10ter et 15ter pour le recensement de 1962. Des tableaux de même type existent pour le recensement de 1968 : MI 294/V.

I. — MIGRATIONS ENTRE DEUX CATÉGORIES DE COMMUNES

Contrairement aux géographes qui travaillent dans l'optique transversale, nous adoptons ici la méthode longitudinale. Pour ce faire, nous définissons une cohorte par certaines caractéristiques démographiques et géographiques et la suivons au cours d'une période donnée.

Deux points de vue sont, dès lors, possibles :

— travailler sur les individus et définir au cours de cette période des *migrants*, personnes dont la catégorie de communes de résidence est différente au début et en fin de période.

— travailler sur des événements successifs survenus à un individu, au cours de la période, et définir des *migrations* de rang successif, faites par une personne.

Ces deux cas sont traités séparément. Le premier correspond aux données d'un recensement où l'on a posé une question sur le lieu de résidence à une date antérieure. Le second correspond aux données d'enquêtes rétrospectives, qui permettent de suivre un individu tout au long de son existence.

Nous éliminons ici l'effet de la mortalité, phénomène perturbateur, en supposant que les individus décédés avant le recensement ou avant l'enquête se seraient comportés de la même façon que les survivants de la cohorte.

1) Les migrants. Les recensements fournissent des tableaux carrés, qui portent les effectifs de migrants entre deux catégories de communes i et j ⁽¹⁾. Dans les cases diagonales se trouvent les individus demeurés dans la même catégorie, soit migrants internes à cette catégorie, soit sédentaires. La période d'observation est notée (t_0, t_1) . La population de la cohorte suivie, présente, dans une zone i , à la date t , est $P_i(t)$.

Y. Tugault a déjà indiqué deux méthodes d'analyse d'un tel tableau [10] que nous présentons ici de façon différente.

En premier lieu, considérons les populations $P_i(t_0)$ et $P_j(t_1)$. Le tirage aléatoire d'un individu dans chacune de ces populations donne un couple : le nombre total de couples différents que l'on peut ainsi tirer est le produit $P_i(t_0) P_j(t_1)$. Certains de ces couples sont formés d'un même individu, migrant de i vers j , au cours de la période : soit $M_{i,j}(t_0, t_1)$ leur effectif. On peut, dès lors, définir l'indice $m_{i,j}(t_0, t_1)$, qui donne la probabilité que deux individus, tirés au hasard, l'un dans i à t_0 , l'autre dans j à t_1 , soient identiques.

(1) Voir tableau page 85.

$$m_{ij}(t_0, t_1) = \frac{M_{ij}(t_0, t_1)}{P_i(t_0) P_j(t_1)}$$

Cet indice élimine l'effet des populations de départ et d'arrivée sur l'effectif des migrants ⁽¹⁾ : il rend donc possible la comparaison des migrants entre les diverses zones, que ne permettait pas un quotient de migration classique.

Par la suite, cet indice est appelé *l'intensité de la migration i vers j*. Voyons ses propriétés :

— *cette intensité, calculée pour deux zones données, est indépendante du découpage du reste du territoire*, puisqu'elle ne fait intervenir que les caractéristiques de ces zones;

— *lors de la réunion de deux zones d'immigration ou d'émigration, l'intensité de la réunion est la moyenne pondérée par les populations des intensités de chaque couple de zones* (annexe I). En particulier, si les intensités de chaque couple de zones sont égales, l'intensité de la réunion leur est aussi égale;

— *cette intensité permet de grouper divers trajets d'un même type, en un seul indice*. Le numérateur est la somme des migrants qui ont effectué ces divers trajets, le dénominateur la somme des produits des populations soumises au risque;

— *bien que cette intensité fasse intervenir la population en fin de période de la zone j, elle permet des projections de population par groupe d'âges* (annexe II);

— *cette intensité ne peut jamais être égale à l'unité*. Elle a la dimension de l'inverse d'une population. C'est la raison pour laquelle on peut la multiplier par la population totale du territoire $P(t_0)$, mais il ne s'agit plus, dans ce cas, d'une probabilité ⁽²⁾ et l'indice peut être supérieur à l'unité.

D'autres taux de ce type, proposés par ailleurs font intervenir soit les populations de i et j à la date t_0 , soit leur population moyenne entre t_0 et t_1 ⁽³⁾. Ils perdent, dans ce cas, la signification probabiliste que nous avons accordée à l'intensité. Mais les faibles différences de population d'une zone d'une période à la suivante, amortissent fortement les écarts entre les divers taux. De nombreuses études ⁽⁴⁾ ont montré le rôle symétrique que jouent les populations des zones de départ et d'arrivée sur les flux de migrants.

(1) Intuitivement, cela revient à dire que le quotient démographique classique M_{ij}/P_i doit être modifié par un facteur du type $1/f(P_j)$. On pose ici $f(P_j) \simeq P_j$.

(2) C'est l'indice de liaison classique, lorsqu'on travaille sur un tableau à diagonales remplies [10], p. 59-61.

(3) Ces taux sont souvent utilisés par les géographes.

(4) Voir en particulier [6] et [8].

La seconde méthode consiste à travailler sur le tableau de migrations entre zones, dont la diagonale a été exclue. On peut alors définir un coefficient d'attraction et un coefficient de répulsion d'une zone, qui permettent de calculer des effectifs théoriques et de les comparer aux effectifs observés (indices de liaison $1_{i \rightarrow j}$).

Mais l'indice de liaison obtenu perd certaines propriétés de l'intensité (annexe III) :

— l'indice de liaison entre deux zones données est fonction du découpage du reste du territoire ;

— la réunion de deux zones d'immigration entraîne forcément celle des deux zones d'émigration correspondantes. L'indice de liaison de la réunion de deux régions (i et j) avec une autre zone (k) n'est plus une moyenne des indices de liaison de chacune des régions i et j avec la même zone k ;

— il est bien entendu, également impossible de regrouper divers trajets d'un même type en un seul indice.

Pour ces diverses raisons, nous n'avons pas retenu, dans cette étude, les indices de liaison.

Calculons l'intensité de la migration entre 1954 et 1962, pour le groupe d'âges, en fin de période, 25 à 34 ans ⁽¹⁾.

TABLEAU I. — EFFECTIFS DES MIGRANTS

Catégorie de communes en 1954	Catégorie de communes en 1962					Total
	1	2	3	4	5	
1	1 783 980	170 020	129 400	127 820	116 100	2 327 320
2	92 000	498 140	51 200	62 140	45 340	748 820
3	61 080	41 260	534 980	45 900	44 600	727 820
4	57 860	43 320	41 680	909 660	44 900	1 097 420
5	30 840	19 040	20 840	25 860	860 020	956 600
Total	2 025 760	771 780	778 100	1 171 380	1 110 960	5 857 980

La lecture en lignes montre que l'émigration vers les communes plus peuplées est fonction décroissante de la taille de ces communes : échappent à cette règle les villes moyennes dont l'intensité de la migration est plus forte vers l'agglomération parisienne que vers les grandes villes. Par contre, l'émigration vers les communes moins peuplées passe par un maximum pour les petites villes, avec encore une exception pour l'agglomération parisienne dont l'intensité est maximale pour les migrations vers les villes moyennes.

⁽¹⁾ Ces résultats peuvent être comparés à ceux de Y. Tugault.

TABLEAU II. — INTENSITÉ DE LA MIGRATION EN p 10¹⁰

Catégorie de communes en 1954	Catégorie de communes en 1962				
	1	2	3	4	5
1		947	715	469	449
2	606		879	708	545
3	414	735		538	552
4	260	515	488		368
5	159	258	280	230	

La lecture du tableau en colonnes montre un phénomène à peu près symétrique : l'immigration vers un type de commune moins peuplée est fonction décroissante de la taille des communes de départ. Par contre, l'immigration vers un type de commune plus peuplée passe par un maximum, pour le départ des petites villes, avec l'exception de l'agglomération parisienne, dont l'intensité d'immigration est maximale pour les villes moyennes.

2) Les migrations. On connaît maintenant toutes les migrations faites par une cohorte d'individus, au cours de leur vie. Voyons ce qu'il en est pour la première migration.

Comme précédemment, considérons la population de la zone i à la date t_0 , $P_i(t_0)$, et la population, soit sédentaire en j entre t_0 et t_1 , soit ayant fait une première migration vers j , au cours de la même période, $P_j^1(t_1)$. Cette population est différente de la population de j à la date t_1 , $P_j(t_1)$, car les premiers migrants vers j , au cours de la période, peuvent encore sortir de j , avant la date t_1 . Comme plus haut, calculons la probabilité pour que deux individus tirés au hasard dans $P_i(t_0)$ et dans $P_j^1(t_1)$ respectivement, soient identiques.

$$m_{i,j}^1(t_0, t_1) = \frac{M_{i,j}^1(t_0, t_1)}{P_i(t_0) P_j^1(t_1)}$$

où $M_{i,j}^1(t_0, t_1)$ est l'effectif des premiers migrants de i vers j , entre t_0 et t_1 . Cet indice possède les mêmes propriétés que $m_{i,j}(t_0, t_1)$.

Pour les migrations de rang supérieur, le problème se pose différemment. Traitons en détail le cas des migrations de rang deux; les résultats se généralisent sans peine aux migrations de rang supérieur.

L'instant initial est celui de la première migration, ce qui nécessite la décomposition de la cohorte initiale en nouvelles cohortes, définies par leur date de première migration (t_0'). De même, il faut observer ces

cohortes pendant la même durée, donc jusqu'à une date (t'_1) telle que :
 $t'_1 - t'_0 = t_1 - t_0$.

La nouvelle migration n'a aucune raison, à priori, d'être indépendante de la migration antérieure. La population étudiée doit donc être décomposée en sous-populations, qui ont, chacune, suivi un trajet antérieur donné, soit par exemple (i, j).

Enfin, la population de la zone d'arrivée (k) est la population soit sédentaire en k entre t_0 et t'_1 , soit ayant fait une deuxième migration vers k entre t'_0 et t'_1 , $P_k^2(t'_1)$.

A partir de ces définitions, on peut encore calculer la probabilité pour que deux individus tirés au hasard, l'un parmi les premiers migrants de l'année t'_0 [$M_{ij}^1(t'_0)$], l'autre parmi la population $P_k^2(t'_1)$, soient identiques :

$$m_{ij,k}^2(t'_0, t'_1) = \frac{M_{ij,k}^2(t'_0, t'_1)}{M_{ij}^1(t'_0) P_k^2(t'_1)}$$

ce résultat se prolonge sans peine aux migrations de rang supérieur.

Les données disponibles ne permettent malheureusement pas d'appliquer rigoureusement cette méthode, vu les faibles effectifs observés. La nécessité de regrouper certains effectifs conduit à de nouvelles hypothèses :

— nous travaillons sur l'ensemble des cohortes nées avant 1920. On perd ainsi les différences de comportement de ces diverses cohortes. Les résultats obtenus antérieurement ([2] et [5]) montrent que, pour l'ensemble des migrations, le comportement se modifie très lentement au cours du temps ;

— nous travaillons sur l'ensemble des migrants de rang 1 au cours de la période (t_0, t_1). L'effet de l'âge à la première migration est alors perdu. Les résultats antérieurs [2] montrent que cet effet n'est pas très important ;

— du fait du regroupement des générations, on ne peut plus considérer des périodes (t'_0, t'_1) de même amplitude. On doit alors travailler sur les migrations de rang 2 faites entre 15 et 50 ans. Nous avons également montré que, du moins pour les migrations de rang faible, celles-ci se produisent en majorité aux âges jeunes; donc la sous-estimation, lorsqu'on n'observe les individus que jusqu'à 50 ans, n'est pas très forte [2] ;

— de même, ce regroupement ne permet pas de définir une population $P_k^2(t'_1)$. Mais, en fait, cette population dépend peu de la date t'_1 , surtout lorsque cette date est suffisamment éloignée de t_0 ; on peut prendre la population $P_k^2(t_1)$.

Sous ces hypothèses, on peut alors définir une nouvelle intensité des migrations de rang 2 ⁽¹⁾

$$m_{i,j,k}^2(t_0, t_1) = \frac{M_{i,j,k}^2(t_0, t_1)}{M_{ij}^1(t_0, t_1) P_k^2(t_1)}$$

A partir de ces définitions, nous allons comparer certains types de mouvements aux autres :

- les retours vers une catégorie de commune antérieure ;
- les mouvements ascendants par étapes, dans la hiérarchie rural-urbain de taille croissante.

a) *Les mouvements de retour.*

On veut voir si les lieux de résidences antérieurs influent sur les migrations suivantes. La comparaison est donc faite entre l'intensité des retours et celle de toutes les autres migrations.

Distinguons divers types de migrations de retour, selon le nombre de catégories de communes de résidence séparant une sortie d'un retour. Les tableaux III, IV et V traitent le cas d'une seule catégorie intermédiaire.

TABLEAU III ⁽¹⁾

Catégorie de communes	$M_{i,i}$	$D_{i,i}$	$m_{i,i} \times 10^4$	$M_{i,j \neq i}$	$D_{i,j \neq i}$	$m_{i,j \neq i} \times 10^4$
1	62	67 125	9,2	39	68 898	5,7
2	19	8 624	22,0	15	43 961	3,4
<i>i</i> 3	20	9 230	21,7	20	36 081	5,5
4	20	6 160	32,5	14	31 479	4,5
5	13	5 365	24,2	9	19 441	4,6
Ensemble	134	96 504	13,9	97	199 886	4,9

⁽¹⁾ Les notations utilisées se lisent de la façon suivante :

$M_{i,i}$: ensemble des migrants de rang 2 originaires de *i*, ayant fait une sortie de rang 1 hors de *i*, qui y retournent.

$D_{i,i}$: nombre total de couples d'individus que l'on peut tirer d'une part parmi les émigrants de rang 1 de *i*, d'autre part parmi la population fictive de *i* après la migration de rang 2.

$m_{i,i}$: indice de migration du type (*i.i*).

⁽¹⁾ Par la suite, nous omettrons la précision de la période (t_0, t_1).

TABLEAU IV

Catégorie de communes	$M_{..i.i}$	$D_{..i.i}$	$m_{..i.i} \times 10^4$	$M_{..i.j \neq i}$	$D_{..i.j \neq i}$	$m_{..i.j \neq i} \times 10^4$
1	12	26 427	4,5	7	16 598	4,2
2	12	6 405	18,7	15	33 643	4,5
<i>i</i> 3	8	4 512	17,7	7	18 055	3,9
4	14	6 318	22,2	18	30 870	5,8
5	5	5 180	9,7	7	18 381	3,8
Ensemble	51	48 842	10,4	54	117 547	4,6

TABLEAU V

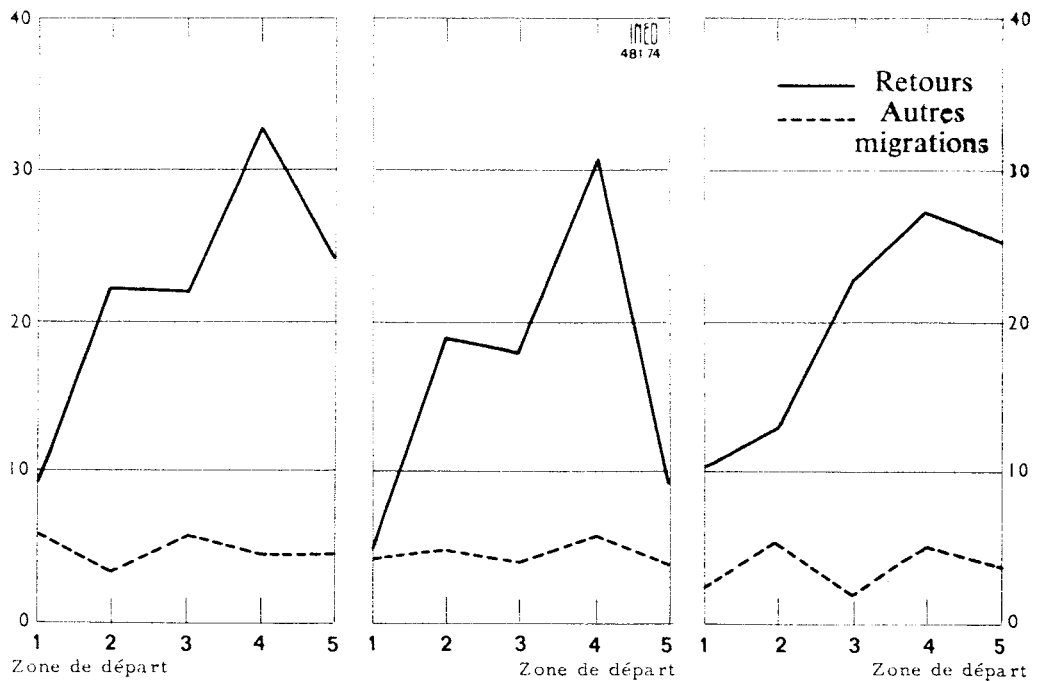
Catégorie de communes	$M_{...i.i}$	$D_{...i.i}$	$m_{...i.i} \times 10^4$	$M_{...i.j \neq i}$	$D_{...i.j \neq i}$	$m_{...i.j \neq i} \times 10^4$
1	9	8 763	10,3	2	8 878	2,3
2	4	3 070	13,0	8	15 556	5,1
<i>i</i> 3	7	3 080	22,7	2	11 887	1,7
4	6	2 242	26,8	5	10 696	4,7
5	5	1 974	25,3	3	8 048	3,7
Ensemble	31	19 205	16,7	20	55 065	3,6

Lorsqu'une sortie est directement suivie d'un retour, celui-ci se produit avec une intensité à peu près double de celle des autres migrations; cela quand on envisage les résultats d'ensemble obtenus, sans distinguer la zone d'origine des migrants. Les intensités dépendent peu du rang de la migration considérée. Par contre, si pour les autres types de migrations l'intensité dépend peu de la zone d'origine, pour les retours elle lui est fortement liée. L'intensité de retour du rural est beaucoup plus faible que celle des villes. Parmi celles-ci les villes de 100 000 habitants et plus, ont une intensité de retours maximum, cela quel que soit le rang de ce retour (graphique n° 1).

Il est également intéressant de distinguer parmi les mouvements de type $(...,i,..,i)$ ceux originaires de i $(i,..,i,..,i)$ et ceux originaires des autres zones $(j \neq i,..,i,..,i)$. Le calcul fait pour l'ensemble des zones donne les résultats suivants :

TABLEAU VI

$M_{i,..,i,..,i}$	$D_{i,..,i,..,i}$	$m_{i,..,i,..,i} \times 10^4$	$M_{j \neq i,..,i,..,i}$	$D_{j \neq i,..,i,..,i}$	$m_{j \neq i,..,i,..,i} \times 10^4$
14	10.763	13,0	17	8.442	20,0



Graphique 1. — Intensité des retours comparés aux autres migrations.

Ce tableau montre qu'il s'agit bien d'un retour vers le troisième lieu de résidence, quel que soit le premier lieu de résidence ⁽¹⁾.

Travaillons maintenant sur les sorties suivies d'une étape intermédiaire avant le retour. Les tableaux VII et VIII traitent ce nouveau cas (pages 90 et 91).

On voit alors que le phénomène précédent ne joue plus. L'intensité d'un retour, après deux étapes, est proche de l'intensité des autres types de migration ⁽²⁾. La mémoire de la n^{e} résidence ne semble donc plus jouer sur la sortie de la $(n + 2)^{\text{e}}$ résidence.

TABLEAU VII

Catégorie de communes	$M_{i..i}$	$D_{i..i}$	$m_{i..i} \times 10^4$	$M_{i..j \neq i}$	$D_{i..j \neq i}$	$m_{i..j \neq i} \times 10^4$
1	12	38 683	3,1	34	46 136	7,4
2	3	3 465	8,7	14	23 549	6,0
i 3	4	5 640	7,1	14	26 654	5,3
4	3	3 978	7,5	10	23 493	4,3
5	1	3 080	3,2	10	14 973	6,7
Ensemble	23	54 846	4,2	82	134 805	6,1

(1) L'intensité est même plus forte pour les individus qui ne résidaient pas en i à 15 ans. Notons cependant les faibles effectifs observés.

(2) Elle est même inférieure, car les autres types de migrations contiennent, dans ce cas, des migrations de retour sans étape (par exemple $j \neq i, i, .., i$) qui nous l'avons vu ont une forte intensité.

TABLEAU VIII

Catégorie de communes	$M_{i...i}$	$D_{i...i}$	$m_{i...i} \times 10^4$	$M_{i...j \neq i}$	$D_{i...j \neq i}$	$m_{i...j \neq i} \times 10^4$
1	0	7 239	0	9	8 727	10,3
2	2	2 862	7,0	10	19 554	5,1
i 3	0	2 100	0	6	9 839	6,1
4	1	3 894	2,6	16	20 470	7,8
5	2	1 269	15,8	4	7 052	5,7
Ensemble	5	17 364	2,9	45	65 642	6,9

Voyons enfin si ce résultat est confirmé pour la sortie de la $(n + 3)^e$ résidence, qui ne devrait également plus être influencée par la mémoire de la $n^{i\text{ème}}$ résidence. Le tableau IX traite ce cas.

TABLEAU IX

Catégorie de communes	$M_{i...i}$	$D_{i...i}$	$m_{i...i} \times 10^4$	$M_{i...j \neq i}$	$D_{i...j \neq i}$	$m_{i...j \neq i} \times 10^4$
1	11	17 907	6,1	11	19 438	5,7
2	1	1 802	5,6	6	10 654	5,6
i 3	5	2 520	19,8	5	10 164	4,9
4	3	1 534	19,6	3	7 687	3,9
5	1	1 551	6,5	4	6 250	6,4
Ensemble	21	25 314	8,3	29	54 193	5,4

Ces données semblent infirmer l'hypothèse précédente, mais, comme précédemment, il faut distinguer les migrations de type $(i,..,i,..,i)$ (voir tableau VI) qui, nous l'avons vu, ont une forte probabilité, de celles de type $(i,..,j \neq i,..,i)$ qui nous intéressent ici :

TABLEAU X

$M_{i...j \neq i,..,i}$	$D_{i...j \neq i,..,i}$	$m_{i...j \neq i,..,i} \times 10^4$
7	14 551	4,8

Bien qu'obtenu sur des effectifs très faibles, ce résultat confirme l'hypothèse que la mémoire des résidences de rang inférieur à n , n'influe pas sur la sortie de la $(n + 2)^{i\text{ème}}$ résidence.

b) *Les mouvements ascendants par étapes.*

Éliminons maintenant les retours, étudiés en a), pour voir si parmi les autres mouvements, certains types ne sont pas privilégiés. Voyons,

en particulier, si les mouvements ascendants par étapes (notés $M_{+,+}$) (du type rural vers les petites villes, puis vers les villes moyennes, par exemple) n'ont pas une plus forte intensité que les autres mouvements (notés $\bar{M}_{+,+}$).

TABLEAU XI

$M_{+,+}$	$D_{+,+}$	$m_{+,+} \times 10^4$	$\bar{M}_{+,+}$	$\bar{D}_{+,+}$	$\bar{m}_{+,+} \times 10^4$
27	52 333	5,2	70	152 188	4,6

La faible différence d'intensité entre les deux types de mouvement, permet de conclure que les mouvements ascendants par étapes ne sont pas privilégiés par rapport aux autres mouvements. Cette constatation vient confirmer le fait que le rôle prêté habituellement aux petites et moyennes villes, comme relais entre campagnes d'une part, grandes villes et capitale d'autre part, est très réduit ⁽¹⁾.

II. — L'ÉMIGRATION D'UNE CATÉGORIE DE COMMUNES

L'intensité de la migration entre deux catégories de communes que nous avons utilisée jusqu'ici, permet de définir l'intensité de la migration entre une catégorie de communes i et le reste du territoire national (noté ici par un point) :

$$m_{i.} = \frac{M_{i.}}{P_i(t_1) [P(t_2) - P_i(t_2)]}$$

Il s'agit d'un indice d'émigration, et l'on peut construire de façon symétrique un indice d'immigration.

Mais cette intensité perd la propriété qu'elle possédait lors de la réunion de deux zones : l'intensité de la réunion n'est plus une moyenne pondérée des deux intensités. En effet, l'émigration des deux zones devait avoir lieu vers une troisième zone, que leur réunion laissait inchangée. Ici, au contraire, le reste du territoire national est modifié par la réunion des deux zones.

Voyons, plus en détail, la façon dont il est modifié. Par définition :

$$m_{iuj.} = \frac{M_{i.} + M_{j.} - M_{i,j} - M_{j,i}}{[P_i(t_1) + P_j(t_1)] [P(t_2) - P_i(t_2) - P_j(t_2)]}$$

(1) Voir [10] page 67. Nous travaillons ici sur une génération. Il est possible que ce rôle de relai intervienne lorsqu'on considère plusieurs générations successives : le père peut aller de la campagne vers une petite ville, puis le fils partira de cette petite ville vers une grande ville.

$$= \frac{m_{i..} P_i(t_1) [P(t_2) - P_i(t_2)] + m_{j..} P_j(t_2) [P(t_2) - P_j(t_2)] - M_{i,j} - M_{j,i}}{P_i(t_1) [P(t_2) - P_i(t_2)] + P_j(t_1) [P(t_2) - P_j(t_2)] - P_i(t_1) P_j(t_2) - P_j(t_1) P_i(t_2)}$$

On voit alors qu'une des conditions pour que $m_{i \cup j..}$ soit une moyenne pondérée de $m_{i..}$ et $m_{j..}$ est que :

$$M_{i,j} = m_{i..} P_i(t_1) P_j(t_2) \quad M_{j,i} = m_{j..} P_j(t_1) P_i(t_2)$$

Dans ce cas, l'intensité de l'émigration de la réunion de deux zones, est bien comprise entre les intensités respectives des deux zones. Mais la condition précédente n'est en général pas vérifiée et l'on a :

$$M_{i,j} = m_{i,j} P_i(t_1) P_j(t_2) \quad \text{avec} \quad m_{i,j} \neq m_{i..}$$

En effet, $m_{i..}$ est une moyenne pondérée par les populations P_j des $m_{i,j}$. Les valeurs de $m_{i,j}$ peuvent donc être très différentes de $m_{i..}$, soit en plus soit en moins. Il est donc possible que l'intensité de l'émigration de la réunion de deux zones, puisse sortir de l'intervalle de leurs deux intensités. En particulier, si $m_{i..} = m_{j..}$ on vérifie sans peine que $m_{i \cup j..}$ peut être différent de cette valeur commune.

Il faut donc rechercher une autre façon de caractériser l'intensité de la migration d'une zone.

1) Méthode faisant intervenir les migrations entre villes d'une catégorie donnée.

Cette méthode, proposée par Y. Tugault [9] pour définir un taux démographique classique, se généralise sans peine à l'intensité utilisée dans cet article.

Si $P_i^1(t)$, $P_i^2(t)$... $P_i^n(t)$ sont les populations de chaque ville de la catégorie considérée, M_i^1 , M_i^2 ... M_i^n les émigrants de chacune de ces villes, alors l'indice :

$$\mu_i = \frac{\sum_{j=1}^n M_i^j}{\sum_{j=1}^n P_i^j(t_1) [P(t_2) - P_i^j(t_2)]}$$

caractérise de façon satisfaisante l'émigration des villes de la catégorie i . On peut l'appeler l'intensité de l'émigration d'une ville moyenne de la catégorie i .

On voit, en effet, sans peine que si l'on réunit deux catégories i et j , l'intensité $\mu_{i \cup j}$ de la réunion est une moyenne pondérée des intensités des deux zones.

Cette formule se simplifie d'ailleurs, lorsque la population $p_i^j(t)$ des villes, est faible devant la population totale du territoire. On peut alors écrire :

$$P(t_2) - P_i^j(t_2) \approx P(t_2)$$

et l'intensité μ_i devient proportionnelle au quotient démographique classique $M_i/P_i(t_1)$, au facteur $1/P(t_2)$ près.

En France, ce cas est à peu près vérifié pour la majorité des villes, hormis l'agglomération parisienne. Les intensités sont donc proportionnelles aux taux calculés par Y. Tugault [10] ⁽¹⁾. En fait, ce calcul, à partir des données de recensements, nécessite l'estimation des migrations entre villes d'une même catégorie : la méthode d'estimation proposée peut s'éclairer à l'aide de l'analyse faite ici (annexe IV).

Cette méthode va encore présenter certains inconvénients :

En premier lieu, pour l'agglomération parisienne, les migrations internes à cette catégorie sont nulles, puisqu'elle n'est formée que d'une seule unité urbaine. A l'inverse, les migrations internes au rural devraient comporter tous les changements de commune à l'intérieur de cette catégorie, donc être très importantes.

De plus, l'émigration d'une ville donnée est d'autant plus forte qu'elle a une faible population : plus cette population sera élevée, plus l'individu aura de chances d'y trouver ce qu'il désire, donc de ne pas en sortir [9]. L'intensité calculée sera donc fonction de la population des villes considérées, population dont nous cherchions justement à éliminer l'influence, en construisant cette intensité. Mais elle intervient ici comme un indicateur de la distance entre individus : lors de l'étude des migrations entre catégories de communes, cet effet jouait peu, et l'intensité était une mesure satisfaisante. Par contre, dans l'étude de l'émigration d'une ville, cet effet va jouer et l'intensité calculée ne constituera plus une mesure satisfaisante.

2) Méthode faisant intervenir l'ensemble des changements de logement.

Pour éliminer ce nouvel effet, travaillons sur l'ensemble des premiers changements de logement, qui se produisent dans la population d'une

catégorie de communes. Comme on ne distingue plus de zone d'arrivée, puisque celle-ci est constituée de l'ensemble du pays, zone initiale comprise, on peut revenir à un indice démographique classique et rapporter le nombre de migrants observés à la population soumise au risque.

⁽¹⁾ Ils sont en fait proportionnels aux quotients, comme nous l'avons vu, et non aux taux, qui ont comme dénominateur $[P_i(t_1) + P_i(t_2)]/2$. Mais les différences restent faibles.

Les données de l'enquête donnent les résultats suivants, toujours pour la même cohorte observée jusqu'à 50 ans ⁽¹⁾ :

TABLEAU XII

	Catégorie de communes d'origine				
	1	2	3	4	5
Population initiale	454	117	114	151	114
Nombre de migrants	333	99	92	130	100
Intensité de la première migration en pour 100	73	85	81	86	88

A l'inverse des résultats précédents, les personnes originaires du rural ont une plus faible tendance à migrer que les originaires de l'urbain. Les différences entre les catégories de communes urbaines sont faibles.

Cette méthode permet enfin de résoudre un problème intéressant, déjà abordé pour un autre type de découpage : l'intensité d'une migration de rang 2 est-elle plus élevée, lorsque la migration de rang 1 est la sortie d'une catégorie de communes, que lorsque celle-ci est une migration interne à la catégorie ⁽²⁾ ? Le tableau XIII permet de répondre.

TABLEAU XIII

	Changement de logement antérieur									
	(1,1)	(1, x ≠ 1)	(2,2)	(2, x ≠ 2)	(3,3)	(3, x ≠ 3)	(4,4)	(4, x ≠ 4)	(5,5)	(5, x ≠ 5)
Population initiale	203	130	38	61	40	52	98	32	77	23
Nombre de migrants	118	113	26	47	29	45	78	27	55	19
Intensité de la seconde migration en pour 100	58	87	68	77	73	87	80	84	71	83

Quelle que soit la résidence à 15 ans, les individus ayant fait une première migration interne à une catégorie donnée, ont une plus faible probabilité de faire une seconde migration que les individus dont la première migration était externe à cette catégorie.

Ainsi, la sélection liée à un changement de catégorie de communes, extrait une sous-population dont la propension à migrer est plus forte.

(1) L'échantillon observé ici est différent de celui présenté dans l'article [5] : on ne considère ici que les individus présents en France toute leur vie et dont les catégories de communes sont correctement notées. Cela explique les différences d'intensités observées.

(2) Voir [5]. La probabilité qu'une première migration soit une sortie de département est de l'ordre de 35 % ; la probabilité qu'une migration de rang supérieur à 1 soit une sortie de département monte à près de 70 %.

CONCLUSIONS

Lorsqu'on travaille sur les migrations entre deux zones, l'intensité définie en rapportant les migrants à la population soumise au risque, n'est plus suffisante. L'effet symétrique des populations de départ et d'arrivée, doit être pris en compte et éliminé.

L'indice proposé ici consiste à rapporter le nombre de migrants observés au nombre total de couples différents d'individus, obtenus par deux tirages aléatoires, l'un dans une zone de départ à la date initiale, l'autre dans la zone d'arrivée à la date finale. Cette intensité se généralise sans peine, pour permettre une analyse des migrations de divers rangs, faites par une cohorte donnée.

Cette intensité est satisfaisante, car elle mesure la probabilité de migration entre deux zones données, indépendamment du découpage du reste du territoire. Elle peut s'appliquer de façon très souple à divers types de migrations, définies par une réunion de couples zone de départ-zone d'arrivée. Son application aux données d'une enquête permet d'éclairer l'étude des changements de catégorie de communes.

Les retours vers une zone occupée précédemment, attestent une mémoire de ces lieux qui modifie le choix de la zone de migration. Cette influence ne remonte cependant pas au-delà du $n^{\text{ième}}$ lieu de résidence, lorsqu'il s'agit de choisir le $(n + 2)^{\text{ième}}$, cela quel que soit le rang de la migration.

Les mouvements ascendants par étapes, dans la hiérarchie rural-urbain de population croissante, ont une intensité équivalente au mouvement d'autres types, réduisant l'importance des migrations par étapes.

Par contre, lorsqu'il s'agit de caractériser l'émigration d'une zone, une telle intensité perd beaucoup de son intérêt. Il semble préférable d'utiliser un indice qui rapporte l'ensemble des changements de logement originaires de cette zone à sa population initiale. Si, dans ce cas, le rural se distingue des autres zones urbaines, par un indice plus faible, celles-ci ne présentent pas de différences entre elles. Cet indice permet également de voir qu'une sélection liée à un changement de zone, donne une sous-population, dont la propension à migrer est plus forte.

Les indices proposés permettent donc une analyse longitudinale des changements de catégorie de communes, en éliminant l'effet des populations de départ et d'arrivée. Leur comparaison doit être poursuivie pour déterminer quels autres facteurs interviennent dans cette migration. En particulier, la détermination d'une distance sociale entre unités urbaines dont la mesure reste à créer, poursuivrait utilement cette recherche.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] COURGEAU D. — *Les champs migratoires en France*. Cahier « Travaux et documents », n° 58, I.N.E.D., 1970.
- [2] COURGEAU D. — Migrants et migrations. *Population*, 1973, n° 1, pp. 94-129.
- [3] COURGEAU D. — Migrations et découpage du territoire. *Population*, 1973, n° 3, pp. 511-537.
- [4] COURGEAU D. — « Les filières de migration ». Rapport remis au Commissariat général du Plan d'Équipement et de la Productivité, 1973.
- [4] COURGEAU D. — Les premières migrations de Français, dans la période contemporaine. *Population*, 1974, numéro spécial « Migrations », pp. 11-24.
- [6] HÄGERSTRAND T. — Migration and Area. *Lund Studies in Geography*, 1957, n° 13, pp. 27-158.
- [7] HENRY L. — *Démographie, analyse et modèles*. Collection « Sciences humaines et sociales », Larousse, 1972.
- [8] LE BRAS H. — *Réseaux interurbains de migration*. Rapport remis au Commissariat général du Plan d'Équipement et de la Productivité, 1974. (Doit faire l'objet d'un cahier « Travaux et Documents » de l'I.N.E.D.).
- [9] TUGAULT Y. — Migrations internes en France de 1954 à 1962, selon l'importance des localités. *Population*, 1967, n° 3, pp. 455-482.
- [10] TUGAULT Y. — Méthode d'analyse d'un tableau « origine-destination » de migrations. *Population*, 1970, n° 1, pp. 59-68.

ANNEXE I

Effet de la réunion de 2 zones sur l'indice de migration

Soient, par exemple 3 zones i, j, j' . Les effectifs de migrants, entre ces trois zones supposées disjointes, vérifient la relation :

$$M_{ij}(t_0, t_1) + M_{ij'}(t_0, t_1) = M_{i, j \cup j'}(t_0, t_1)$$

Il vient alors, pour les indices

$$\begin{aligned} m_{i, j \cup j'}(t_0, t_1) &= \frac{M_{ij}(t_0, t_1) + M_{ij'}(t_0, t_1)}{P_i(t_0) [P_j(t_1) + P_{j'}(t_1)]} = \\ &= \frac{m_{ij}(t_0, t_1) P_j(t_1) + m_{ij'}(t_0, t_1) P_{j'}(t_1)}{P_j(t_1) + P_{j'}(t_1)} \end{aligned}$$

L'indice de la réunion est donc la moyenne pondérée par les populations des deux zones j et j' , des indices de chaque couple de zones (i, j) et (i, j') . Cette propriété reste valable pour la réunion de deux zones initiales.

En particulier, lorsque $m_{i,j}(t_0, t_1) = m_{i,j'}(t_0, t_1)$, l'indice $m_{i, j \cup j'}$ est égal à cette valeur commune.

ANNEXE II

Projections de population par groupe d'âges
utilisant l'indice de migration

Partons des populations des n zones i , $P_i(t_1)$ à la date t_1 . On connaît $n(n-1)$ coefficients $m_{i,j}$ pour la période antérieure (t_0, t_1) . On veut en déduire, sous l'hypothèse que les $m_{i,j}$ sont indépendants de la période, la population des diverses zones à la fin de la période (t_1, t_2) de même amplitude que la précédente.

On peut écrire :

$$\begin{aligned} P_j(t_2) &= P_j(t_1) + \sum_{i \neq j} M_{ij}(t_1, t_2) - \sum_{i \neq j} M_{ji}(t_1, t_2) \\ &= P_j(t_1) + \sum_{i \neq j} m_{ij} P_i(t_1) P_j(t_2) - \sum_{i \neq j} m_{ji} P_j(t_1) P_i(t_2) \end{aligned}$$

Cette relation peut donc s'écrire :

$$P_j(t_2) \left[1 - \sum_{i \neq j} m_{ij} P_i(t_1) \right] + P_j(t_1) \sum_{i \neq j} m_{ji} P_i(t_2) = P_j(t_1)$$

On a ainsi n équations linéaires avec second membre, dont les n variables sont les populations de chaque zone à la date t_2 .

Ce système peut s'écrire sous forme matricielle

$A_p(t_2) = p(t_1)$ où A est la matrice :

$$\begin{bmatrix} 1 - \sum_{i \neq 1} m_{i1} P_i(t_1) & m_{12} P_1(t_1) & \dots & m_{1n} P_1(t_1) \\ m_{21} P_2(t_1) & 1 - \sum_{i \neq 2} m_{i2} P_i(t_1) & \dots & m_{2n} P_2(t_1) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ m_{n1} P_n(t_1) & \dots & \dots & 1 - \sum_{i \neq n} m_{in} P_i(t_1) \end{bmatrix}$$

et $p(t)$ le vecteur : $p(t) = \begin{bmatrix} P_1(t) \\ \vdots \\ P_i(t) \\ \vdots \\ P_n(t) \end{bmatrix}$

Lorsque la matrice A est inversible⁽¹⁾, l'équation se résoud facilement

$$p(t_2) = A^{-1} p(t_1)$$

L'étude plus détaillée de projections de ce type fera l'objet d'un article à venir.

ANNEXE III

Propriété de l'indice de liaison

Cet indice ne pouvant pas se calculer de façon simple, nous donnons ici des exemples montrant que certaines propriétés de l'intensité ne sont plus vérifiées.

Nous partons ici d'un tableau initial :

(1) Ce cas doit être très fréquent, car les termes de la diagonale de la matrice A sont en général très élevés (ils correspondent aux sédentaires), alors que les termes hors diagonale sont faibles (ils correspondent aux migrants) : cette matrice est donc en général de rang n .

Zone de départ \ Zone d'arrivée	Zone d'arrivée				Total
	1	2	3	4	
1	—	40	5	10	55
2	30	—	10	10	50
3	10	15	—	10	35
4	15	15	40	—	70
Total	55	70	55	30	

A ce tableau, la méthode fait correspondre le tableau des indices $l_{i \rightarrow j}$ suivants :

Zone de départ \ Zone d'arrivée	Zone d'arrivée			
	1	2	3	4
1	—	1,55	0,28	0,87
2	1,46	—	0,56	0,86
3	0,81	0,95	—	1,44
4	0,68	0,73	3,23	—

a) *Indice fonction du découpage du reste du territoire.*

Conservons les deux zones (1, 2) et changeons les zones (3, 4), de telle sorte que le nouveau tableau de migrations s'écrive :

Zone de départ \ Zone d'arrivée	Zone d'arrivée				Total
	1	2	3	4	
1	—	40	10	5	55
2	30	—	15	5	50
3	15	25	—	30	70
4	10	5	5	—	20
Total	55	70	30	40	

Le tableau des indices $l_{i \rightarrow j}$ qui lui correspond est :

Zone de départ \ Zone d'arrivée	Zone d'arrivée			
	1	2	3	4
1	—	1,36	0,78	0,39
2	1,28	—	1,13	0,38
3	0,61	0,79	—	2,16
4	1,43	0,55	1,26	—

On voit sans peine que les indices $l_{1 \rightarrow 2}$ et $l_{2 \rightarrow 1}$ sont modifiés alors que les zones 1 et 2 sont restées identiques.

b) *L'indice de la réunion n'est plus une moyenne des indices des deux zones.*

Résumons les zones 1 et 2 en une seule zone 1', de telle sorte que le tableau s'écrive :

	1'	3	4
1'	—	15	20
3	25	—	10
4	30	40	—

Le tableau des indices $l_{i \rightarrow j}$ qui lui correspond est :

	1'	3	4
1'	—	0,75	1,33
3	1,25	—	0,67
4	0,86	1,14	—

On voit, par exemple, que l'indice $l_{1' \rightarrow 3} = 0,75$ est extérieur à l'intervalle ($l_{1 \rightarrow 3} = 0,28$, $l_{2 \rightarrow 3} = 0,56$). Il en est de même pour les autres indices.

ANNEXE IV

Estimation des migrations entre villes d'une même catégorie

La méthode proposée par Y. Tugault [9] est résumée ici. Partant des taux d'émigration d'une catégorie de communes vers les autres ($M_{i,j}/P_i$) il constate que les courbes portant les logarithmes de ces taux, en fonction des catégories de communes de destination sont à peu près parallèles. On peut donc en déduire une valeur approximative du taux $M_{i,i}/P_i$ correspondant aux migrations entre les villes de la catégorie i .

Or, en supposant que les populations des diverses catégories varient peu entre les dates (t_0, t_1), on peut écrire :

$$\frac{M_{i,j}}{P_i} = m_{i,j} P_j$$

La condition pour que les courbes précédentes soient parallèles est donc que $m_{i,j} \simeq m_i$. On a vu précédemment que cette condition n'était pas vérifiée : les écarts entre les courbes sont donc assez importants.

Par contre, en travaillant au voisinage de la catégorie de communes i , on vérifie sans peine que les écarts se réduisent, ce qui justifie la méthode proposée.

SUMMARY

A migration index defined as the ratio of migrants to the population exposed to the risk of migration is no longer sufficient for the study of migration between different zones.

The measure proposed in this paper takes account of the symmetrical effect of the population of origin and the population at the place of settlement on the measured migration flows.

When this measure is applied to changes in the category of 'communes', new light is thrown on the return migration to an area of previous residence and on movements to a higher echelon in the rural-urban hierarchy.

The limitations of the measure are discussed, particularly when it is applied to the study of out-migration from a particular zone.

RESUMÉN

El índice que relaciona los migrantes a la población expuesta al riesgo de migrar ya no es suficiente para el estudio de las migraciones entre zonas.

La medida de intensidad aquí propuesta tiene en cuenta el efecto simétrico de las poblaciones de salida y llegada sobre el flujo medido. La aplicación de ella a los cambios de categoría de comuna, aclara el estudio de la emigración de retorno, hacia una zona anteriormente ocupada y la de los movimientos ascendentes en la jerarquía urbano-rural.

En el artículo se incluyen las limitaciones del índice, sobre todo cuando la medida se utiliza para caracterizar la salida de una zona.