

MIGRANTS ET MIGRATIONS

Les recensements ne peuvent donner, sur les migrations intérieures (ou extérieures), que des indications très partielles; en particulier, ils ne rendent compte souvent que d'une seule migration au plus, pour un migrant qui en a eu plusieurs, entre deux recensements consécutifs.

Pour compléter ces données, des enquêtes spéciales de forme longitudinale sont nécessaires. Elles permettent, en particulier, d'étudier les liens entre les changements survenus dans la situation des migrants.

M. Daniel COURGEAU, chargé de recherches à l'Institut national d'études démographiques, analyse ici les résultats de quelques enquêtes et les complète par une analyse théorique du phénomène ⁽¹⁾.

Selon la définition des Nations Unies [4], un migrant est un individu qui effectue au moins une migration, au cours d'une période donnée. Le nombre de migrations internes ⁽²⁾ d'une population, est donc toujours supérieur ou égal à son effectif de migrants. L'égalité ne se produit que si la période d'observation est très courte. Le plus souvent, la différence observée est loin d'être négligeable : aux Etats-Unis, sur une période de 5 ans, le nombre de changements de logement (migrations) est environ le double du nombre de migrants.

Cet article se propose d'analyser les liens entre les nombres de migrations et de migrants : c'est donc en premier lieu une étude des migrations multiples. De plus, pour relier les effectifs des migrants à

⁽¹⁾ Voir aussi du même auteur : *Les champs migratoires en France*, Cahier n° 58 de l'I.N.E.D. 1970 (article de présentation dans *Population*, novembre-décembre 1970).

⁽²⁾ Nous laissons volontairement de côté la définition des lieux à l'intérieur desquels les migrations ne sont pas comptées. Un article à venir traitera de ce problème.

l'estimation qu'en donnent les recensements ⁽¹⁾, il faut étudier les retours vers le lieu de résidence au recensement antérieur; il faudrait étudier aussi les décès de migrants et les sorties du pays avant la date du recensement ou de l'enquête, mais ce n'est guère possible ⁽²⁾.

Une telle étude permet également d'améliorer la comparaison de données de recensements, portant sur des périodes d'amplitude différente. Ainsi, les recensements français donnent les effectifs de migrants, entre 1954 et 1962 et entre 1962 et 1968 : pour comparer ces effectifs, il faut se ramener à une période de même durée, donc connaître la répartition au cours du temps des premières émigrations et des retours vers la zone initiale.

Les données nécessaires sont encore rares, car il faut connaître toutes les migrations des personnes de l'échantillon.

Nous utiliserons principalement les données d'une enquête faite en France en 1967, celles qui ont été recueillies aux Etats-Unis, à partir de dossiers de Sécurité sociale, et celles d'une étude suédoise.

Données françaises ⁽³⁾. Pour la présentation de l'échantillon, nous renvoyons à l'article de A. Girard et E. Zucker [1] : les données sur les migrations ont en effet été recueillies au cours d'une enquête sur la régulation des naissances. Nous avons travaillé sur les réponses de 2 464 personnes ayant indiqué de façon correcte leurs migrations et non sur l'échantillon total de 2 692 enquêtés tiré par échantillon proportionnel.

On a demandé aux enquêtés de citer tous les logements qu'ils avaient occupés depuis leur quinzième année, en indiquant l'adresse et la date d'arrivée dans le logement. Comme il s'agit d'événements importants de la vie des personnes interrogées, les omissions sont probablement rares. En particulier, le dernier logement doit être plus correctement

(1) On estime souvent les effectifs de migrants, en posant à un recensement une question sur le lieu de résidence à une date antérieure. Cette estimation est erronée pour les raisons suivantes :

- les migrants décédés ou sortis du pays avant le recensement, ne peuvent être décelés;
- certains migrants revenus dans leur zone initiale, après une ou plusieurs migrations ne sont pas comptés comme migrants.

(2) A notre connaissance, seule une étude réalisée en Suède pourrait donner, pour une cohorte née dans la commune d'Arnas pendant la période 1896-1905, tous ces effectifs. Les chiffres présentés dans le Cahier correspondant [9] ne permettent malheureusement pas d'étudier les variations de ces effectifs au cours du temps.

(3) M. A. Hersch a programmé et traité sur ordinateur tous les calculs sur ces données.

indiqué que les précédents et cela d'autant mieux que le déménagement est récent. Une enquête antérieure sur les provinciaux sera également utilisée [7].

Données américaines. Les chiffres présentés par P.A. Morrisson [5] ⁽¹⁾ ont été obtenus aux Etats-Unis à partir des registres de la Sécurité sociale pour la période 1957-1966. Ces registres ne contenant que des personnes actives, un individu n'y est donc pas forcément représenté pendant la période de 10 ans étudiée. C'est pourquoi Morrisson n'a considéré que les migrations au cours de la période continue la plus longue pendant laquelle un individu était assujéti au régime de la Sécurité sociale. De plus, tous les changements de comtés ne sont pas indiqués : on n'enregistre pour une année donnée, que le comté où l'individu a eu son meilleur revenu.

Enfin, l'échantillon n'est pas pleinement satisfaisant :

1. — Les individus qui entrent dans la vie active ou en sortent ont de très fortes chances d'effectuer de ce fait une migration, qui ne sera pas enregistrée.

2. — Les migrations au cours des trois premières années d'observation ⁽²⁾, sont correctement enregistrées. Celles des individus observés plus de trois ans, sont sous-estimées, la probabilité de migrer étant plus élevée dans la population non observée que dans celle de l'échantillon. On verra plus loin comment redresser cette erreur.

Données suédoises. Les chiffres présentés par B. Wendel [10] correspondent à l'ensemble des migrations des individus d'une cohorte, nés dans une même commune. Parfaites pour une étude longitudinale, ces données ont le seul inconvénient de ne pas être représentatives de la population suédoise.

I. — MIGRATIONS MULTIPLES

1. Analyse du phénomène. Présentons d'abord les variables introduites et le système de notation utilisé par la suite :

- le temps (t) en années, compté à partir d'une date initiale ($t = 0$),
- la population du pays à l'instant t , $P(t)$,

(1) Voir annexe 1.

(2) Seuls les individus observés pendant au moins trois ans ont été retenus dans l'échantillon.

— le nombre total de migrations internes, $m(t)$, pour un découpage donné du territoire national ⁽¹⁾, dans l'intervalle $(0, t)$, qui est décomposé suivant le rang de ces migrations ($m_n(t)$, pour les migrations de rang n).

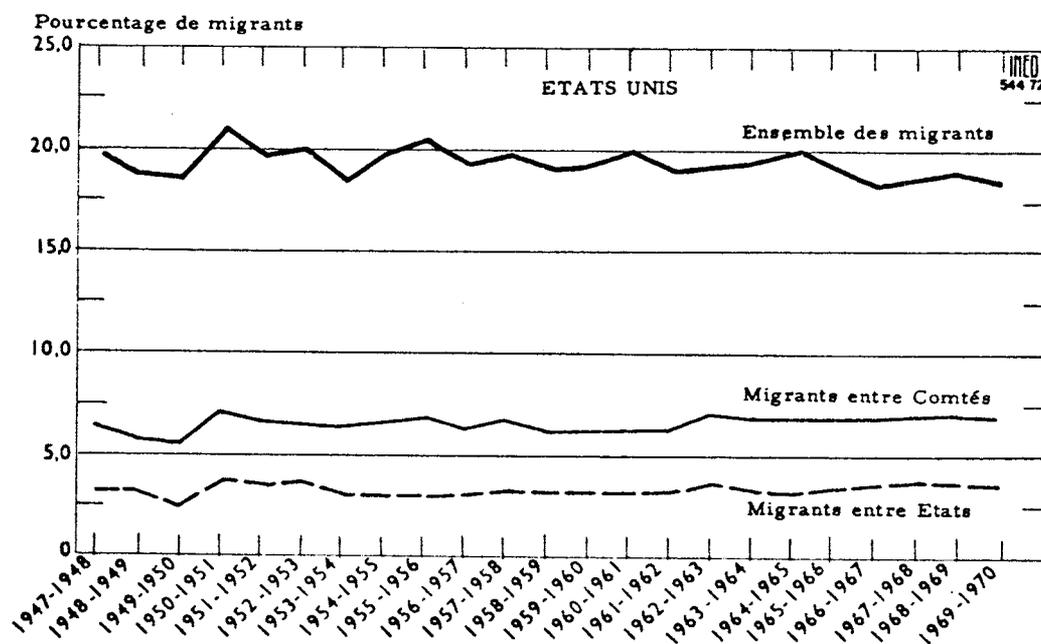
a) *Probabilité de migration annuelle.*

Cette population a , au cours de l'année (a) , un nombre total de migrations égal à $\Delta m(a)$ et nous allons d'abord voir si le taux de migration $p = \Delta m(a)/P(a)$ varie fortement au cours du temps.

Les données des registres de population suédois nous donnent ce taux pour les migrations entre paroisses, pendant une période de 50 ans.

TABLEAU I

Période	Taux de migration annuelle (‰)	Période	Taux de migration annuelle (‰)
1911-15	78	1936-40	88
1916-20	83	1941-45	81
1921-25	75	1946-50	86
1926-30	79	1951-55	74
1931-35	78	1956-60	72



Graphique n° 1. — Migrants par type de mobilité aux Etats-Unis (avril 1948 - mars 1970).

(1) Découpage en zones disjointes recouvrant entièrement le territoire.

Aux Etats-Unis, depuis 1947 (graphique n °1), une enquête annuelle permet de connaître les individus dont la résidence un an avant est différente [4]. Cet effectif correspond en fait aux migrants sur une période d'un an et non aux migrations. Mais étant donné que l'intervalle est court et constant la sous-estimation doit être faible et, de toute façon, peu variable d'une année à l'autre.

La stabilité constatée au cours du temps, valable pour tous les groupes d'âges, vient confirmer le biais que présentent les données de Morrison. Il est donc nécessaire de les redresser. Comme il n'y a aucune raison de penser que les migrations omises soient d'un rang bien déterminé, on a fait l'hypothèse que toutes les migrations ont été également sous-estimées, quel qu'en soit le rang. Sous cette hypothèse, le tableau, donné en annexe 1, devient (les effectifs sont donnés en p. 1000) :

TABLEAU II

Année d'observation	Nombre de migrations antérieures									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	Total
1	180									180
2	105	75								180
3	76	71	33							180
4	58	65	41	16						180
5	44	59	44	24	9					180
6	37	50	43	31	14	5				180
7	33	44	37	31	21	10	4			180
8	29	40	36 ⁽¹⁾	31	24	12	6	2		180
9	28	35	29	29	24	22	8	4	1	180

(1) Exemple : Sur la population observée 36 p. 1 000 des individus ont effectué deux migrations pendant les 8 années précédentes et en font une nouvelle l'année suivante.

En France, l'enquête de l'I.N.E.D. permet d'avoir une estimation du taux de migration. Elle est d'autant plus satisfaisante que la période sur laquelle elle porte est proche de l'enquête. Pour les périodes plus éloignées, on surestime le taux $p(a)$, car la population observée $P'(a)$ est sous-estimée ⁽¹⁾, du fait des personnes décédées, non observées lors de l'enquête. Or ces personnes d'âge élevé, avaient une faible probabilité d'être migrantes : le nombre des migrants observés est donc plus proche du nombre réel de migrants, qui $P'(a)$ n'est proche de $P(a)$, ce qui entraîne une surestimation du rapport $p(a)$. Les taux non rectifiés figurent dans le tableau III.

(1) On aurait pu obtenir une évaluation rectifiée du taux global en calculant les taux par âge et en les combinant à une répartition par âge constante.

TABLEAU III

Années	Changements de			
	Logements ‰	Communes ‰	Départements ‰	Régions ‰
1967	743	422	211	138
1966	719	488	280	178
1965	713	481	248	171
1964	703	453	253	151
1963	747	464	258	139
1962	758	529	271	158
1961	594	405	206	133
1960	747	489	289	164
1959	659	458	265	178
1958	521	380	197	136
1957	598	431	220	129
1956	556	408	211	118
1955	612	466	170	100
1954	558	384	153	102
1953	522	386	135	78
1952	632	396	182	150
1951	538	401	175	87
1950	681	506	208	146
1949	531	414	216	116
1948	595	444	204	150

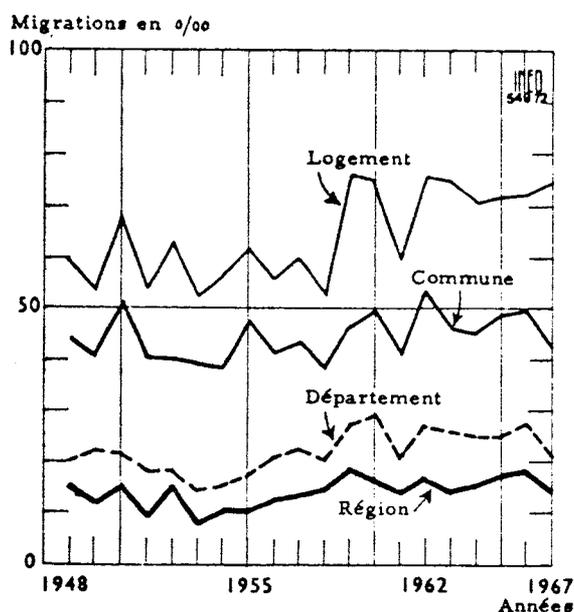
Sur la période de 10 ans (1958-1967), on a comme estimation \hat{p} du taux de migration annuel, pour divers découpages géographiques :

TABLEAU IV

	Changements de			
	Logements	Communes	Départements	Régions
\hat{p}	0,0693	0,0458	0,0249	0,0155

Le test d'homogénéité du taux annuel de migration ⁽¹⁾ permet de considérer le taux de migration pour les changements de communes, départements et régions comme constant. Pour les changements de logements, on a une faible probabilité, de l'ordre de 2 %, de dépasser la valeur 18,68. Cependant en supprimant l'année 1958, qui entraîne le maximum d'erreur, on obtient un χ^2 à 7 degrés de liberté égal à 8,96, montrant que l'hypothèse peut être conservée pour les changements de logements.

(1) Les valeurs de χ^2 à 8 degrés de liberté sont respectivement égales à : 18,68 - 9,25 - 8,84 - 4,33.



Graphique n° 2. — Taux de migrations annuels pour divers découpages géographiques de la France.

L'examen de ces données d'origines diverses permet de constater que l'hypothèse de la constance du taux $p(a)$ au cours du temps est vérifiée en Suède sur 50 ans et aux Etats-Unis sur 20 ans. Les données françaises montrent une augmentation des changements de logements au cours des 20 dernières années ⁽¹⁾ : cette augmentation bien que difficilement estimable par cette méthode ⁽²⁾ est assez lente au cours du temps et l'on peut, en première approximation, faire l'hypothèse de la constance du taux $p(a)$, surtout en travaillant sur des périodes de l'ordre de 10 ans.

b) Probabilité d'effectuer une nouvelle migration.

Prenons un individu ayant effectué une migration à une certaine date; a priori son comportement doit dépendre du rang de cette migration. Mais s'il n'en dépendait pas ou en dépendait peu, le problème s'en trouverait fortement simplifié. Pour voir ce qu'il en est, une analyse longitudinale est nécessaire.

— Probabilité d'un déplacement supplémentaire.

Laissant d'abord de côté la répartition dans le temps des déplacements supplémentaires, examinons si la probabilité de faire un nouveau déplacement après un déplacement de rang n , dépend peu ou beaucoup de ce rang.

(1) L'activité de la construction et l'augmentation rapide de la population ont, sans doute, contribué à accroître la mobilité en France. Ces causes ne jouent pas aux Etats-Unis et en Suède; aux Etats-Unis, la croissance de la population est une habitude alors qu'en France elle a été une nouveauté.

(2) Une analyse longitudinale de la mobilité, montrera mieux cette augmentation. Article à paraître dans *Population*.

Les données suédoises [10] montrent que la probabilité de faire une seconde migration, en ayant effectué une première, est la même que celle d'en faire une troisième lorsqu'on en a déjà fait deux ⁽¹⁾ (0,66 et 0,67 respectivement).

Une enquête faite aux Etats-Unis [8] nous donne plus généralement les probabilités d'effectuer une migration de rang $n + 1$, en ayant effectué une de rang n (K_n).

TABLEAU VI. — PROBABILITÉ D'UN DÉPLACEMENT SUPPLÉMENTAIRE
(p. 1 000)

Génération	K_1	K_2	K_3	K_4	Effectifs observés
1893 et avant	642	576	586	603	14 609
1894-1903	617	554	583	587	14 893
1904-1913	629	591	597	621	19 796

On voit que cette probabilité dépend assez peu du rang du déplacement : après une décroissance en passant de K_1 à K_2 on a une légère croissance pour les probabilités suivantes (ces probabilités sont soumises aux mêmes erreurs que les précédentes).

De même, deux enquêtes effectuées en France ([7] et [1]) donnent ces probabilités. La première nous donne des résultats ⁽²⁾ comparables à ceux des Etats-Unis, par génération.

TABLEAU VI. — PROBABILITÉ D'UN DÉPLACEMENT SUPPLÉMENTAIRE
AVANT 70 ANS (p. 100)

Génération	K_1	K_2	K_3	K_4	Effectifs
1890 et avant	65	70	55	48	139
1891-1995	56	66	66	69	138
1896-1900	68	64	48	63	142
1901-1905	67	65	61	54	156
1906-1910	60	62	54	61	220
Moyenne	63	65	57	59	

(1) Notons que ces probabilités ont été calculées sous deux hypothèses. Il faut, en premier lieu, que les phénomènes perturbateurs, mortalité et migrations internationales, ne soient pas modifiés par le phénomène étudié [2], ici la migration interne. En second lieu, on a une sous-estimation de la population soumise au risque d'effectuer une migration de rang n et de celle qui effectue cette migration, du fait que l'on travaille sur des individus n'ayant pas 50 ans. Le risque d'effectuer une migration après 50 ans étant faible, on peut penser que cette erreur n'est pas trop élevée.

(2) Les résultats présentés ici sont légèrement différents de ceux de l'article cité : ils ont été recalculés à partir de la distribution des déplacements, des fautes d'impression s'étant glissées dans le tableau donnant ces probabilités.

Comme précédemment, cette probabilité varie peu avec le rang du déplacement. La seconde enquête donne ces probabilités pour les individus de 50 ans et plus, de 70 ans et plus, pour divers types de migrations ⁽¹⁾.

TABLEAU VII. — PROBABILITÉ D'UN DÉPLACEMENT SUPPLÉMENTAIRE

Changements de	Individus de 50 ans et plus (en %)								Effectifs observés
	K ₁	K ₂	K ₃	K ₄	K ₅	K ₆	K ₇	K ₈	
Logements	73	68	63	57	61	53	56	58	740
Communes	61	61	59	57	64	40			467
Départements	59	50	54	42					307
Régions	56	48	38	52					227
	Individus de 70 ans et plus (en %)								
Logements	78	68	70						107
Communes	71	63	78						74
Départements	69	58							51
Régions	63	57							38

La baisse de ces probabilités lorsque le rang du déplacement augmente s'explique en partie par l'effet de l'âge : les personnes effectuant leur 5^e migration, par exemple, seront en moyenne plus âgées que celles effectuant leur première. La période observée depuis la dernière migration est donc moins importante et certaines migrations de rang supplémentaire ne sont pas observées par l'enquête, d'autant plus fortement que le rang de la migration est élevé. D'autre part, on constate, pour un rang donné, une décroissance de cette probabilité, en passant des changements de logements, aux changements de communes, départements, régions.

Les résultats des trois pays montrent un comportement très semblable des migrants, qui dépend peu des générations considérées : *la probabilité d'effectuer un déplacement supplémentaire est à peu près indépendante du rang du déplacement antérieur*. Il faudra examiner, sur des exemples plus nombreux, si ce résultat est général. Dès maintenant, on peut considérer la probabilité d'un déplacement supplémentaire comme constante en première approximation.

(1) Contrairement au tableau précédent nous introduirons ici toutes les migrations faites avant l'enquête par les individus observés, afin de réduire au minimum les migrations non observées.

— Répartition au cours du temps des nouvelles migrations.

Pour étudier cette répartition, demandons-nous d'abord quelle est la population soumise au risque d'une nouvelle migration, un certain nombre d'années après la migration antérieure de rang n . On a vu précédemment que seule une fraction K_n des individus ayant effectué une migration de rang n , fera une migration de rang $n + 1$. La population soumise au risque de migration la $t^{\text{ième}}$ année sera donc cette fraction d'où l'on a ôté les individus ayant fait une migration de rang $n + 1$ jusqu'à la $(t - 1)^{\text{ième}}$ année comprise ⁽¹⁾.

Malheureusement lors d'une enquête rétrospective, on ne peut connaître toutes les migrations de rangs n et $n + 1$ des enquêtés : on possède seulement l'information sur les migrations faites avant un certain âge, pour chaque cohorte. La population soumise au risque est sous-estimée, de même que la population migrant réellement.

Plaçons-nous d'abord dans le cas particulier où cette sous-estimation doit être faible : prenons en effet les migrations de rang n faites avant 25 ans par la cohorte née en 1917 et avant, et cherchons la répartition au cours du temps des migrations de rang $n + 1$. La population soumise au risque est alors observée au moins 25 ans après la migration antérieure : le nombre d'individus effectuant une nouvelle migration après un tel délai doit être faible.

L'examen du tableau IX ci-contre montre que les quotients de nouvelle migration dépendent peu de la durée du séjour.

En estimant ce quotient, k , à partir de l'ensemble des données, on a pour les divers types de migrations :

TABLEAU VIII

	Changements de					
	Logements		Communes		Départements	Régions
	Migrations de rang 2	Migrations de rang supérieur à 2	Migrations de rang 2	Migrations de rang supérieur à 2	Tous rangs réunis	Tous rangs réunis
quotient en p. 1000	124	147	122	149	125	125

(1) Certains auteurs [6], contrairement à nous, font l'hypothèse implicite que tous les individus ayant effectué une migration de rang n effectueront une migration de rang $n + 1$: cela entraîne une forte décroissance avec le temps écoulé de la probabilité d'effectuer une migration de rang $n + 1$, alors qu'elle est indépendante du temps avec notre hypothèse, comme nous le verrons plus loin.

TABLEAU IX. — QUOTIENTS DE NOUVELLE MIGRATION
EN FONCTION DE LA DURÉE DE SÉJOUR
POUR DIVERS TYPES DE MIGRATIONS (Cohorte née en 1917 et avant)

Durée de séjour en années			1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15 ⁽¹⁾	16 et plus
Changements de logements	Migrations de rang 2	Effectif	49	45	33	33	32	30	24	22	16	17	7	4	9	8	3	61
		Population soumise au risque	393	344	299	266	233	201	171	147	125	109	92	85	81	72	64	
		Quotient en p. 1000	125	131	110	124	137	149	140	150	128	156	76	47	111	111	47	
	Migrations de rang supérieur à 2	Effectif	56	46	31	29	16	19	17	7	9	11	9	10	3	7	4	34
		Population soumise au risque	308	252	206	175	146	130	111	94	87	78	67	58	48	45	38	
		Quotient en p. 1000	182	182	150	165	110	146	153	74	103	141	134	172	62	155	105	
Changements de communes	Migrations de rang 2	Effectif	35	32	25	21	25	23	17	14	16	12	6	5	7	4	5	44
		Population soumise au risque	291	256	224	199	178	153	130	113	99	83	71	65	60	53	49	
		Quotient en p. 1000	120	125	112	106	140	150	131	124	162	145	85	77	117	75	102	
	Migrations de rang supérieur à 2	Effectif	32	33	11	19	15	11	12	7	5	7	7	6	2	5	5	16
		Population soumise au risque	193	161	128	117	98	83	72	60	53	48	41	34	28	26	21	
		Quotient en p. 1000	166	205	86	162	153	132	167	117	94	146	171	176	71	192	238	
Changements de départements	Migrations tous rangs réunis	Effectif	32	36	15	12	15	11	11	6	10	8	6	4	6	5	5	36
		Population soumise au risque	218	186	150	135	123	108	97	86	80	70	62	56	52	46	41	
		Quotient en p. 1000	147	193	100	89	122	102	113	70	125	114	97	71	115	109	122	
Changements de régions	Migrations tous rangs réunis	Effectif	16	22	10	8	9	6	6	6	6	1	1	4	5	3	4	21
		Population soumise au risque	128	112	90	80	72	63	57	51	45	39	38	37	33	28	25	
		Quotient en p. 1000	125	196	111	100	125	95	105	118	133	26	26	108	152	107	160	

(1) Les effectifs observés annuellement au-delà de ce délai étant trop faibles, on ne les a pas considérés.

En supposant ce quotient indépendant de la durée de séjour, on obtient des estimations théoriques des effectifs de migrants, à partir des populations soumises au risque. La comparaison des effectifs théoriques aux réels ⁽¹⁾ permet de conserver l'hypothèse d'un quotient indépendant de la durée de séjour.

Voyons maintenant si ce quotient est indépendant du rang de la

(1) Les valeurs de χ^2 , respectivement à 12 - 11 - 10 - 8 - 10 - 7 degrés de liberté, sont égales à 12,89 - 13,48 - 5,92 - 9,93 - 16,00 - 12,15 pour les divers types de changements.

migration : la faiblesse des effectifs ne permet de considérer que les migrations de rang 2 et celles de rang supérieur à 2, pour les changements de communes et de logements. Opérons comme pour les durées de séjour. Les valeurs estimées, tous rangs réunis, sont alors :

$$\hat{k} = 134 \text{ ‰ (pour les changements de logements)}$$

$$\hat{k} = 133 \text{ ‰ (pour les changements de communes).}$$

On peut encore ⁽¹⁾ conserver l'hypothèse de l'indépendance des deux quotients estimés avec le rang des migrations.

Enfin la proximité des diverses valeurs de k obtenues pour des découpages géographiques différents, nous conduit à les considérer comme indépendants de ce découpage ⁽²⁾.

Lorsqu'on considère l'ensemble des migrations observées, faites par la même cohorte, on voit que les résultats obtenus sont assez proches des précédents. Cela signifie :

a) que la sous-estimation de la population soumise au risque et de celle qui migre est faible (le fait que les migrations s'effectuent dans la jeunesse, en majeure partie, explique ce phénomène);

b) que l'âge auquel la migration antérieure a eu lieu influe peu sur les résultats.

Le tableau X montre d'abord, pour les changements de logements, l'effet du rang de la migration ⁽³⁾. En supposant le quotient de nouvelle migration indépendant de ce rang, on obtient la valeur :

$$\hat{k} = 0,116.$$

La comparaison des effectifs théoriques, calculés avec cette valeur, aux effectifs réels permet de conserver l'hypothèse d'un quotient indépendant du rang de la migration ⁽⁴⁾.

L'examen de ce tableau montre cependant que si pour des durées inférieures à 7 ans, le quotient est à peu près constant, une baisse sensible apparaît entre 7 et 13 ans (surtout pour les migrations de rang 2, les plus nombreuses). Nous avons montré en annexe 2 que cette baisse ne contredit pas l'hypothèse de la constance du quotient de nouvelle migration. Afin d'éviter de faire intervenir les effectifs correspondant à des durées de séjour trop importantes dans le calcul de k , nous ne considérons que par la suite que les durées de séjour inférieures à 7 ans : l'estimation de k sera forcément sur-estimée, mais cette surestimation ne variera pas trop.

(1) Les valeurs de χ^2 , respectivement à 25 et 21 degrés de liberté, sont égales à 33,02 et 24,68.

(2) La valeur de χ^2 , à 49 degrés de liberté, est en effet égale à 51,92.

(3) k_n est la probabilité, ayant effectué une migration de rang $n-1$, d'en faire une de rang n , après une durée de séjour variable.

(4) On a une valeur de χ^2 , à 48 degrés de liberté, égale à 61,98. La probabilité de dépasser cette valeur est encore de 9 %.

TABLEAU X. — QUOTIENT DE NOUVELLE MIGRATION (CHANGEMENTS DE LOGEMENTS)
EN FONCTION DE LA DURÉE DE SÉJOUR, POUR DES MIGRATIONS DE RANGS DIFFÉRENTS

Rang de la migration	Durée de séjour en années	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16 et plus	
2	Effectif	75	63	46	42	44	31	30	19	15	15	10	13	11	17	5	92	
	Population soumise au risque	528	453	390	344	302	258	227	197	178	163	148	138	125	114	97		
	Quotient k_2 en p. 1000	142	139	118	122	166	120	132	96	84	92	68	94	88	149	52		
3	Effectif	45	49	34	27	18	12	18	9	12	20	10	11	9	8	12	67	
	Population soumise au risque	361	316	267	233	206	188	176	158	149	137	117	107	96	87	79		
	Quotient k_3 en p. 1000	125	155	127	116	87	64	102	57	81	146	85	102	94	92	152		
4	Effectif	25	27	21	16	20	12	8	10	5	4	8	7	6	3	4	44	
	Population soumise au risque	220	195	168	147	131	111	99	91	81	76	72	64	57	51	48		
	Quotient k_4 en p. 1000	114	138	125	109	153	108	81	110	62	53	111	109	105	59	33		
5	Effectif	12	15	14	14	9	11	3	10	3	5	28	11 et plus					
	Population soumise au risque	124	112	98	83	69	60	49	46	37	33							
	Quotient k_5 en p. 1000	97	134	143	169	130	183	61	217	81	152							

TABLEAU XI. — QUOTIENTS DE NOUVELLE MIGRATION,
UTILISANT DIVERS DÉCOUPAGES GÉOGRAPHIQUES POUR 3 COHORTES DONNÉES

Généralités		1917 et avant						1918-1927						1928-1937					
		1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6
Durée de séjour en années	Effectif	178	170	136	122	103	77	100	71	57	44	50	30	97	86	52	54	46	43
	Population soumise au risque	1 408	1 230	1 060	924	822	699	523	423	352	295	251	201	465	368	282	230	176	130
	Quotient en p. 1000	126	138	128	132	128	110	191	168	162	149	199	149	209	234	184	235	261	331
Changements de communes	Effectif	104	106	68	69	74	49	67	39	92	33	30	17	51	47	37	28	33	22
	Population soumise au risque	850	746	640	572	503	429	320	253	214	172	139	109	278	227	180	143	115	82
	Quotient en p. 1000	122	142	106	121	147	114	209	154	196	192	216	156	183	207	206	196	287	268
Changements de départements	Effectif	46	51	32	24	31	21	36	21	17	19	18	4	29	19	18	8	15	11
	Population soumise au risque	399	353	302	270	246	215	155	119	98	81	62	44	126	97	78	60	52	37
	Quotient en p. 1000	115	144	106	89	126	98	232	176	173	235	290	91	230	196	231	133	288	297
Changements de régions	Effectif	24	33	21	17	21	17	20	15	10	10	10	5	16	12	13	0	4	5
	Population soumise au risque	256	232	199	178	161	140	94	74	59	49	39	29	65	49	37	24	24	20
	Quotient en p. 1000	94	142	106	96	130	121	213	203	169	204	256	172	246	245	351	0	167	250

Reprenant les données du tableau X, nous avons comme nouvelle estimation de k :

$$\hat{k} = 0,127.$$

La comparaison des effectifs théoriques aux effectifs réels donne une valeur de χ^2 , à 22 degrés de liberté, égale à 21,78. On peut donc pour la suite considérer les migrations tous rangs réunis.

Voyons maintenant l'effet du découpage géographique. Le tableau XI donne les résultats pour trois cohortes : 1917 et avant, 1918-1927, 1928-1937. On a les estimations suivantes de k :

TABLEAU XII

Cohorte	1917 et avant	1918-1927	1928-1937
\hat{k} en p. 1000	124	184	223

Pour chacune des générations considérées, on vérifie sans peine que la valeur de \hat{k} est indépendante du découpage géographique retenu ⁽¹⁾.

Par contre peut-on considérer l'accroissement des valeurs de \hat{k} , comme indiquant une augmentation du coefficient réel k , avec les générations plus récentes ? Nous voyons dans l'annexe 2 que cette estimation est fonction de l'âge auquel les individus étaient observés : les données touchant la cohorte née en 1917 et avant, permettent de voir comment varie cette estimation, lorsqu'on observe cette cohorte jusqu'à des âges variables :

TABLEAU XIII

Observation avant	50 ans	40 ans	30 ans
\hat{k} en p. 1000	211	250	336

On constate une augmentation de \hat{k} lorsque la période d'observation se raccourcit, comparable à celle des cohortes 1918-1927 (observation avant 50 ans), 1928-1937 (observation avant 40 ans). Le coefficient k paraît donc varier peu avec les générations observées.

En conclusion les données françaises permettent de dire que la probabilité pour qu'un individu ayant effectué une migration de rang donné, en effectue une nouvelle, un certain nombre d'années après la précédente, dépend peu de la durée, du rang de la migration antérieure, du découpage géographique sur lequel les migrations sont mesurées et de la génération considérée.

(1) Nous avons des valeurs de χ^2 , respectivement à 22, 22 et 20 degrés de liberté, égales à 23,03 - 23,95 et 27,22.

TABLEAU XIV. — QUOTIENTS DE NOUVELLE MIGRATION (SUÈDE).

Migrations de rang	Durée de séjour en années	moins d'un an	1	2	3	4	5	6	7	8	9 et plus
2	Effectif	64	75	53	34	30	26	24	12	10	58
	Population soumise au risque	386	322	247	194	160	130	104	80	68	
	Quotient en p. 1000	166	233	214	175	187	200	230	150	147	
3	Effectif	61	46	35	29	21	18	13	9	5	21
	Population soumise au risque	258	197	151	116	87	66	48	35	26	
	Quotient en p. 1000	236	234	231	250	241	273	302	257	192	

Les données suédoises ⁽¹⁾ permettent de confirmer certains des résultats précédents. L'examen du tableau XIV montre que le quotient de nouvelle migration est indépendant de la durée écoulée et du rang de la migration. L'estimation de ce quotient est :

$$\hat{k} = 0,211.$$

La comparaison des effectifs théoriques aux effectifs réels obtenus ⁽²⁾ confirme les résultats français.

— *Probabilité d'effectuer une nouvelle migration; analyse transversale.*

L'étude longitudinale a montré que le comportement des individus d'une génération se caractérise par un petit nombre d'indices qui dépendent peu de la génération considérée. L'analyse transversale du phénomène doit le confirmer.

L'enquête française permet cette analyse, sous certaines hypothèses. D'abord pour pouvoir observer une période d'au moins six années à partir de la migration précédente, on ne peut travailler que sur des migrations antérieures ayant eu lieu au moins six ans avant l'enquête.

(1) Les données françaises se présentaient de façon différente des données suédoises, du fait que l'on avait seulement noté l'année de migration.

(2) On a une valeur de χ^2 , à 17 degrés de liberté, égale à 18,37.

D'autre part ne pouvant observer toute d'histoire de ces migrants on ne sait, a priori, quel pourcentage effectuera dans le futur une nouvelle migration : ce pourcentage a été déterminé par approximations successives afin de donner une probabilité annuelle de nouvelle migration indépendante de la durée et du découpage géographique, comme l'a montré l'étude précédente.

TABLEAU XV

Changements de		Durée de séjour en années					
		1	2	3	4	5	6
Logements	Migrants	130	117	89	78	74	65
	Population soumise au risque	882	752	635	546	468	403
	Quotient en p. 1000	147	155	140	142	158	161
Communes	Migrants	90	76	64	43	44	36
	Population soumise au risque	586	496	420	356	313	269
	Quotient en p. 1000	154	153	152	120	140	134
Départements	Migrants	59	45	44	27	23	19
	Population soumise au risque	331	272	227	183	156	133
	Quotient en p. 1000	178	165	194	147	147	142
Régions	Migrants	29	28	28	8	9	8
	Population soumise au risque	174	145	117	89	81	72
	Quotient en p. 1000	167	193	239	90	111	111

Le tableau XV porte sur les migrations ayant eu lieu entre 1961 et 1954 (période de 8 ans). Les valeurs de K, portion des migrants soumis

au risque de nouvelle migration, ont été estimées à 0,75 pour les changements de logements, 0,70 pour les changements de communes, 0,70 pour les changements de départements, 0,65 pour les changements de régions : elles entraînent une estimation de k voisine de 0,15 pour tous les types de migration. Ces valeurs sont cohérentes avec celles données par l'étude longitudinale.

L'examen du tableau XV permet de généraliser le résultat obtenu en longitudinal au cas transversal qui nous intéresse ⁽¹⁾.

Les données des Etats-Unis [5] peuvent également être traitées ici, sous certaines hypothèses. Nous ne nous occupons que de la population observée pendant les 10 ans et nous supposons que les sous-populations ayant effectué leur dernière migration un certain nombre d'années avant 1966 ont toutes un comportement identique. Sous cette hypothèse le tableau donnant les pourcentages de migrants au cours de la dernière année d'observation en fonction de la durée de résidence ⁽²⁾ peut se transformer en tableau donnant les effectifs de nouveaux migrants au cours des périodes suivant une migration. Au bout de 9 ans ces effectifs sont presque nuls (9 p. 1 000) : on peut sans trop d'erreur en déduire une valeur du coefficient K , pourcentage d'individus effectuant une nouvelle migration de l'ordre de 810 p. 1 000. On en tire le tableau suivant :

TABLEAU XVI

Durée de séjour	Migrants en p. 1000	Population soumise au risque en p. 1000	Quotient de migration en p. 1000
Inférieure à 1 an	404	810	499
1	139	406	342
2	87	267	326
3	61	180	339
4	39	119	328
5	25	80	313
6	20	55	361
7	13	35	371
8	9	22	409

En dehors de la durée de séjour inférieure à un an, les autres durées donnent une probabilité de migration à peu près constante.

(1) Les valeurs de χ^2 , à 4 degrés de liberté, pour les changements de logements, communes, départements sont respectivement égales à 1,59, 2,88, 2,50. Pour les régions, les faibles effectifs de migrants rendent le résultat moins net : la valeur χ^2 , à 2 degrés de liberté, est égale à 4,12; elle a cependant une probabilité supérieure à 10 % d'être dépassée.

(2) Voir Annexe 1.

2. Modèle proposé. Nous traiterons ce modèle de façon continue au cours du temps.

Pour simplifier les calculs nous supposerons que la population étudiée reste constante au cours du temps (population stationnaire) mais cette hypothèse peut sans peine être remplacée par une autre (population stable par exemple). Du fait que nous travaillons sur un intervalle de temps assez court, cette hypothèse n'est pas très gênante.

Si p est la probabilité annuelle d'effectuer une migration, la population de P individus effectuera pendant un intervalle de temps très petit $(\theta, \theta + d\theta)$, $Ppd\theta$ migrations. Certains de ces migrants effectueront par la suite au moins une migration supplémentaire, c'est la proportion $PpKd\theta$, où K est la probabilité d'effectuer une nouvelle migration dans le futur.

Voyons maintenant comment les migrations supplémentaires se répartissent au cours du temps : soit un intervalle de temps infiniment petit $(t, t + dt)$, postérieur à θ . Les nouvelles migrations qui se produisent au cours de cet intervalle $[d\mu(t)]$ sont proportionnelles aux individus soumis au risque, soit $PpKd\theta - \mu(t)$, le coefficient de proportionalité étant k ⁽¹⁾ :

$$d\mu(t) = k [PpKd\theta - \mu(t)] dt$$

d'où l'on tire :

$$PpKd\theta - \mu(t) = c e^{-kt}$$

Les conditions aux limites pour $t = \theta$, donnent :

$$PpKd\theta = c e^{-k\theta}$$

d'où :

$$c = PpK e^{k\theta} d\theta$$

et

$$\mu(t) = PpKd\theta [1 - e^{-k(t-\theta)}]$$

Faisons maintenant varier θ entre un instant initial ($\theta = 0$) et un instant final ($\theta = t$), on aura dénombré toutes les migrations de rang supérieur à 1 en calculant l'intégrale :

$$\int_{\theta=0}^{\theta=t} PpKd\theta [1 - e^{-k(t-\theta)}] = PpK \left[t - \frac{1}{k} (1 - e^{-kt}) \right]$$

En calculant la différence entre l'ensemble des migrations pendant cette période (N_{pt}) et celles de rang supérieur à 1, on obtient les

(1) Le coefficient k introduit ici est légèrement différent de celui calculé précédemment sur une période annuelle (k') : on vérifie sans peine que l'on a $k' = 1 - e^{-k}$.

migrations de rang 1 ⁽¹⁾ :

$$1 \parallel m_1(t) = Pp \left[(1 - K) t + \frac{K}{k} (1 - e^{-kt}) \right]$$

3. Application aux données. Les données françaises et américaines dont nous disposons sont rétrospectives : partant d'une population à une date donnée, on détermine, en remontant le temps, le nombre de migrations des divers rangs. Le modèle présenté est prospectif, mais on vérifie aisément, étant donné les hypothèses faites au départ, qu'il s'applique aussi bien à des données rétrospectives.

Un autre problème est lié au fait que la population observée n'est pas constante au cours du temps : on fait alors l'hypothèse que la population non observée (il s'agit dans le cas de la France des migrants vers l'étranger) aurait eu le même comportement que la population observée, si elle était restée en observation.

a) *Données françaises.*

L'estimation des paramètres constitue la principale difficulté dans l'ajustement du modèle aux données françaises, ce modèle n'étant pas linéaire. En dehors du coefficient p déjà déterminé comme probabilité d'effectuer une migration une année donnée, les coefficients k et K ont été estimés expérimentalement, comme ceux donnant la valeur minimum de χ^2 , sous les conditions suivantes :

— on ne travaille que sur les migrations de rang 1 et 2, les effectifs ayant effectué des migrations de rang supérieur étant très faibles;

— le coefficient k est supposé indépendant du découpage géographique retenu;

— le coefficient K peut dépendre du découpage géographique, mais pour un même découpage, il est indépendant du rang de la migration.

Le tableau XVII porte les distributions théoriques, comparées aux réelles, pour les valeurs minimum de χ^2 sous les conditions précédentes.

On peut constater un bon accord avec le modèle proposé, pour les valeurs suivantes des constantes (tableau XVIII).

Les coefficients ⁽²⁾ trouvés sont cohérents avec ceux mis en évidence

(1) Pour chaque rang, on peut aussi calculer les effectifs de migrants (cf. tableaux XVII et XIX).

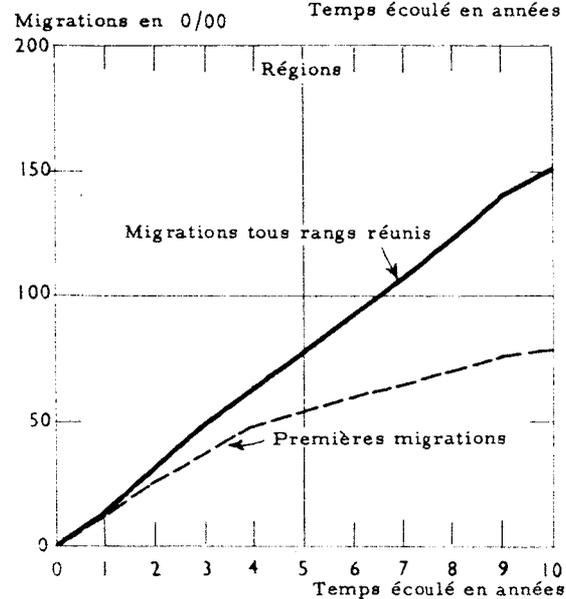
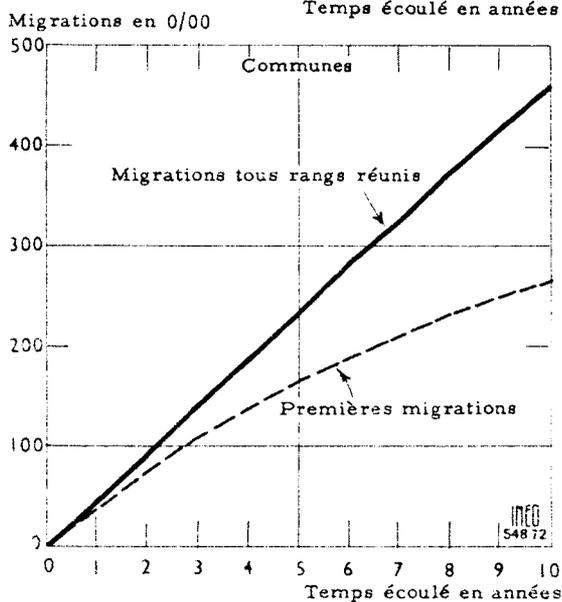
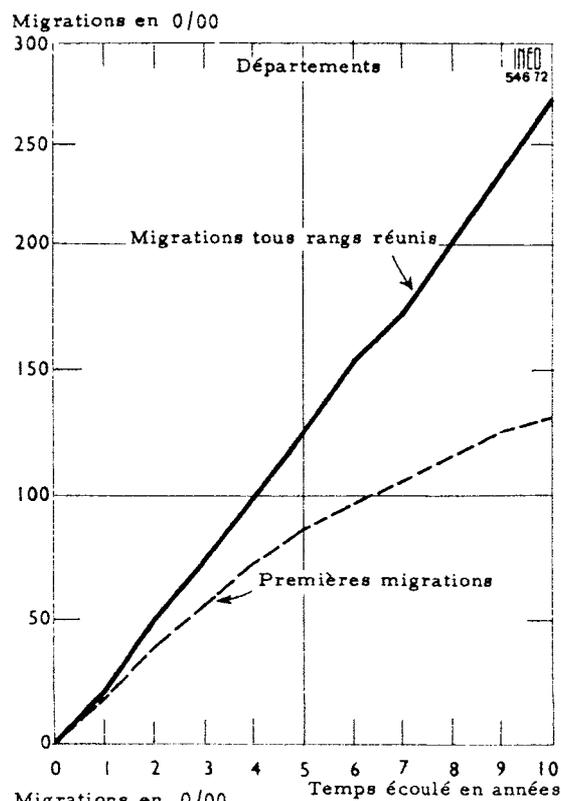
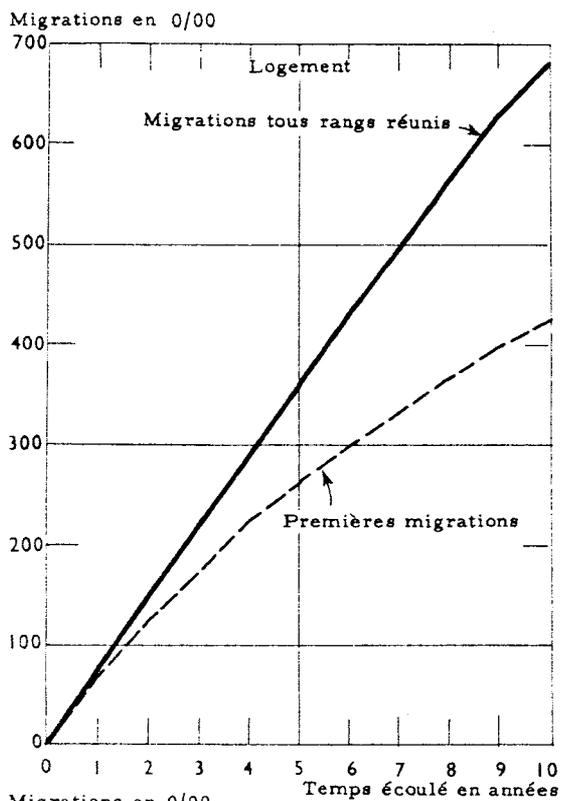
(2) Rappelons que la définition du coefficient k est légèrement différente entre les deux études : la valeur trouvée ici (0,18) correspond à une valeur inférieure du coefficient annuel égale à 0,16; cette valeur est proche du quotient déterminé lors de l'étude transversale (0,15).

TABLEAU XVII

Année	Changements de																													
	Logements						Communes						Départements						Régions											
	Migrations de rang 1			Migrations de rang 2			Migrations de rang 1			Migrations de rang 2			Migrations de rang 1			Migrations de rang 2			Migrations de rang 1			Migrations de rang 2								
	Réel	Théorique		Réel	Théorique		Réel	Théorique		Réel	Théorique		Réel	Théorique		Réel	Théorique		Réel	Théorique		Réel	Théorique							
1967	169	160,72	14	9,73		93	105,11	11	7,30		48	56,88	4	4,20		31	35,25	3	2,76		31	35,25	3	2,76						
1966	138	142,51	38	25,53		89	91,40	31	18,97		52	48,97	17	10,88		32	30,03	12	7,12		32	30,03	12	7,12						
1965	120	127,11	41	36,73		80	79,82	32	27,02		40	42,29	19	15,41		27	25,64	13	10,03		27	25,64	13	10,03						
1964	119	114,25	38	44,45		74	70,17	26	32,34		42	36,73	14	18,34		26	21,98	10	11,86		26	21,98	10	11,86						
1963	104	103,39	51	49,46		60	62,05	35	35,56		31	32,05	20	20,04		15	18,91	11	12,88		15	18,91	11	12,88						
1962	87	93,27	50	51,90		58	54,66	34	36,86		24	27,84	16	20,63		12	16,16	11	13,16		12	16,16	11	13,16						
1961	77	83,33	37	51,92		49	47,67	25	36,39		22	23,93	11	20,22		13	13,65	6	12,80		13	13,65	6	12,80						
1960	89	75,12	51	50,97		53	41,95	37	35,23		25	20,74	26	19,42		12	11,62	15	12,19		12	11,62	15	12,19						
1959	66	68,41	47	49,48		40	37,32	35	33,70		21	18,16	21	18,42		14	9,98	13	11,46		14	9,98	13	11,46						
1958	53	63,00	35	47,75		35	33,60	26	32,04		10	16,10	15	17,36		7	8,67	12	10,69		7	8,67	12	10,69						
Valeur de χ^2	23,64						21,78						19,07			14,55														
Degrés de liberté	17						16						16																	

TABLEAU XVIII

	Changements de			
	Logements	Communes	Départements	Régions
<i>k</i>	0,18	0,18	0,18	0,18
<i>p</i>	0,0694	0,0458	0,0249	0,0155
<i>K</i>	0,70	0,80	0,85	0,90



Graphiques n° 3 à 6. — Répartition au cours du temps des premières migrations et des migrations tous rangs réunis pour divers découpages géographiques de la France.

lors de l'analyse du phénomène, sauf le coefficient K : on avait constaté une décroissance de ce coefficient en passant des changements de logements aux changements de régions, alors qu'on a ici l'inverse. Ses variations restent cependant assez faibles.

Les graphiques nos 3 à 6 portent la répartition des premières migrations et des migrations tous rangs réunis lorsqu'on remonte le temps à partir de 1967. La répartition théorique, très proche de celle que l'on observe, n'a pas été portée sur ces graphiques.

b) *Données américaines.*

Ces données se présentent d'une façon différente des précédentes : les migrations multiples ayant eu lieu au cours d'une année n'étant pas décelées, le modèle n'est théoriquement pas applicable à ce tableau. On doit faire l'hypothèse que le tableau complet n'en est pas trop différent.

On constate sur le tableau II que la valeur de m_1 est presque stationnaire après 8 ans : la valeur élevée du coefficient k , va rendre rapidement nul le terme en e^{-kt} . En faisant l'hypothèse que m_1 se stabilise autour de 25 ‰, on a une estimation du produit :

$$p(1 - K) = 25 \text{ ‰}$$

Le modèle peut alors s'écrire plus simplement :

$$\Delta m_1 - p(1 - K) = p \frac{K}{k} (e^k - 1) e^{-kt}$$

En travaillant sur les logarithmes, on obtient un modèle linéaire, dont l'estimation des coefficients est possible :

$$k = 0,491 \quad K = 0,88 \quad p = 0,207$$

A partir de ces coefficients, l'estimation des migrations de divers rangs est possible.

TABLEAU XIX

Durée	m_1 en ‰		m_2 en ‰		m_3 en ‰		m_4 en ‰		m_5 en ‰		m_6 en ‰	
	Théo-rique	Réel										
1	169	180	33	—	4	—	1	—	—	—	—	—
2	113	105	67	75	21	—	5	—	1	—	—	—
3	78	76	72	71	38	33	14	—	4	—	1	—
4	58	58	67	65	48	41	23	16	8	—	3	—
5	45	44	59	59	48	44	31	24	14	9	6	—
6	38	37	50	50	50	43	36	31	20	14	10	5
7	32	33	42	44	37	37	37	31	26	21	13	10
8	30	29	36	40	36	36	36	31	27	24	17	12
9	28	28	32	35	38	29	36	29	30	24	23	22

L'examen du tableau XIX montre, d'une part, les pourcentages de migrations non décelées du fait que l'on ne connaît qu'un changement de résidence par année. L'importance de ces migrations montre la nécessité de les enregistrer toutes pour une étude de ce type. Pour les autres, le modèle est à peu près cohérent avec les données réelles : on constate cependant une sous-estimation des migrations de rang 1 ayant eu lieu au bout d'un an et une surestimation de celles ayant eu lieu au bout de deux ans. Ce point est lié à la forte valeur trouvée pour la probabilité d'effectuer une migration moins d'un an après la précédente. Pour les migrations de rang élevé le modèle a tendance à surestimer les migrations.

II. — RETOURS

Introduisons maintenant les retours vers la zone de résidence initiale $[r(t)]$, dans l'intervalle $(0, t)$.

1. Analyse du phénomène. Pour faire cette analyse, nous ne disposons plus que des données françaises. On peut penser, a priori, que les retours vont constituer une part constante des migrations de rang supérieur à un ⁽¹⁾, qui se produisent au cours d'une

TABLEAU XX

Durée de séjour (en années)	Changements de								
	Communes			Départements			Régions		
	$r(t)$	$\sum m_i(t)$	l	$r(t)$	$\sum m_i(t)$	l	$r(t)$	$\sum m_i(t)$	l
	en p. 1000	en p. 1000	en p. 100	en p. 1000	en p. 1000	en p. 100	en p. 1000	en p. 1000	en p. 100
2	1	17	6	1	9	11	1	6	17
3	3	33	9	3	17	18	3	12	25
4	4	48	8	4	25	16	5	17	29
5	5	70	7	5	38	13	6	25	24
6	8	98	8	9	55	16	8	35	23
7	9	118	8	11	67	16	11	43	26
8	11	143	8	14	85	16	13	54	24
9	12	171	7	17	101	17	16	65	25
10	13	192	7	18	116	16	17	76	22

(1) On néglige les retours multiples que peut effectuer un individu : ils doivent être très faibles.

année. Cette part étant très faible, il paraît préférable de travailler sur des effectifs cumulés. L'hypothèse s'écrit alors :

$$r(t) = l \sum_{i=2}^{\infty} m_i(t)$$

Voyons ce que donnent les données françaises (tableau XX).

L'examen du tableau montre que l'hypothèse faite est très vraisemblable, et que le coefficient l croît en passant des changements de communes aux changements de régions.

2. Modèle proposé. Si les retours sont proportionnels aux migrations de rang supérieur à 1, le nombre de migrants que décèle un recensement entre les dates 0 et t [$m^*(t)$] se calcule facilement :

$$m^*(t) = m_1(t) - r(t) = m_1(t) - l \sum_{n=2}^{\infty} m_n(t)$$

soit, d'après les résultats de la page 114 :

$$2 \parallel m^*(t) = Pp \left[\{1 - K(1+l)\}t + \frac{K}{k}(1+l)(1 - e^{-kt}) \right]$$

Cette expression diffère de $m_1(t)$ par le remplacement de K par $K(1+l)$.

3. Application aux données. Plutôt que de vérifier à nouveau l'application au cours du temps de ce modèle aux données françaises ⁽¹⁾, nous allons essayer de dégager un indice, indépendant du découpage géographique utilisé.

TABLEAU XXI

	Changements de			
	Logements	Communes	Départements	Régions
K (*)	0,78	0,71	0,69	0,63
l (**)	0,00	0,07	0,16	0,22
K (1 + l)	0,78	0,76	0,80	0,77

(*) Nous avons pris les valeurs de K obtenues pour les individus de plus de 70 ans (Tabl. VII).
 (**) L'estimation de l prise ici correspond au maximum de retours enregistrés, c'est celle obtenue pour une durée de séjour de 10 ans.

(1) Cette application est très proche de celle faite pour $m_1(t)$; elle fait intervenir un coefficient de plus.

Nous avons vu plus haut que seul le coefficient k était indépendant du découpage géographique utilisé. Le coefficient K décroît lorsqu'on passe du découpage le plus fin au plus grossier; inversement le coefficient l croît. Une compensation peut donc se produire comme le montrent les données françaises (tableau XXI).

Sous cette condition le rapport $m^*(t_1) / m^*(t_2)$ devient indépendant du découpage géographique utilisé sur le territoire. Or ce résultat peut se vérifier à partir de certains recensements demandant le lieu de résidence des individus à deux dates antérieures au recensement.

Voici les résultats obtenus dans trois pays :

TABLEAU XXII

France enquête 1967 (1 an - 5 ans).

	Changements de			
	Logements	Communes	Départements	Régions
$\frac{m^*(1)}{m^*(5)}$	0,257	0,234	0,224	0,208

Etats-Unis (recensement de 1960 et enquête (current population survey)).

	Changements de			
	Logements	Comtés	Etats	Régions
$\frac{m^*(1)}{m^*(5)}$	0,377	0,360	0,368	0,407

Angleterre (recensement de 1966 : sondage au 1/10^e).

	Changements de			
	Logements	Aires (local area)	Comtés	Régions
$\frac{m^*(1)}{m^*(5)}$	0,321	0,333	0,328	0,337

Les résultats ainsi obtenus montrent que l'hypothèse de compensation est bien vérifiée pour les trois pays et que le rapport considéré est indépendant du découpage géographique du territoire.

Comme nous l'avons indiqué plus haut ⁽¹⁾, cette étude permet également la comparaison des résultats des recensements de 1962 et de 1968 qui portaient sur des périodes différentes (8,22 et 6,21 ans respectivement). Les modifications de départements entre les deux recensements, nous amènent à ne considérer que les changements de communes et de régions de programme.

En supposant que les variations données par l'enquête de 1967 soient correctes et s'appliquent parfaitement au recensement de 1968, on peut calculer ce qu'elles donneraient, si les conditions étaient restées identiques, au recensement de 1962 (on travaille sur les individus de 25 ans et plus pour la comparaison avec les recensements).

TABLEAU XXIII

Changements de	Période de 6,21 ans (a)	Période de 8,22 ans (b)	(b)/(a)
	en p. 1000	en p. 1000	
Communes	1 551	1 944	1,25
Régions	580	693	1,19

Passons aux effectifs réellement observés lors des recensements et calculons l'effectif attendu en 1962, si les migrations étaient restées au taux de 1968. On a les résultats suivants :

TABLEAU XXIV

Changements de	Recensement de		Valeur théorique pour 1962 en p. 10 000	$r = \frac{\text{val. théorique 1962}}{\text{val. pratique 1962}}$
	1968 en p. 10 000	1962 en p. 10 000		
Communes	2 070 ✓	2 277 ✓	2 587	1,13
Régions	588	675	700	1,04

*calculé à partir
des données
Tanganeika*

L'estimation de l'augmentation de la mobilité des individus de 25 ans et plus entre les deux périodes est de 4 % pour les changements de région et 13 % pour les changements de communes.

Cette augmentation est nettement plus faible que celle que l'on obtient en supposant la probabilité annuelle de faire une première migration indépendante de la durée écoulée [9] : 16 % pour les changements de régions, 20 % pour les changements de communes.

(1) Voir p. 96.

Notons que si les changements de régions sont très correctement estimés par l'enquête (580 ‰ contre 588 ‰ au recensement de 1968), on constate une sous-estimation des changements de communes. On peut émettre l'hypothèse que certains changements de communes faisant partie de la même agglomération, n'ont pu être décelés comme tels lors de l'enquête.

On peut également faire la comparaison des taux annuels moyens de migration tous rangs réunis pour les deux périodes 1962-1967 et 1954-1961.

TABLEAU XXV

Changements de	Période		Rapport (a)/(b)
	1962-1967 (a) en p. 10 000	1954-1961 (b) en p. 10 000	
Logements	725 825	648 804	1,12 1,02
Communes	473	428	1,11
Départements ⁽¹⁾	253 257	226 230	1,12 1,12
Régions	156	134	1,16

(1) La définition des départements est celle du recensement de 1968 pour les deux périodes.

On travaille à nouveau sur les individus de 15 ans ou plus. L'augmentation constatée pour les communes est du même ordre de grandeur que celle donnée par les recensements. Pour les régions, elle est plus forte : il faut noter l'imprécision croissante d'une enquête de ce type lorsqu'on travaille sur des découpages du territoire de plus en plus grossiers. En 1954, le taux de 134 ‰ correspond à 26 migrations constatées entre régions.

Ainsi, bien qu'une certaine imprécision existe sur les taux déterminés à partir de l'enquête, on peut dire que l'augmentation de la mobilité entre 1962 et 1968 se situe aux environs de 12 %.

CONCLUSIONS

L'étude des migrations multiples nous a conduit à une analyse détaillée de la répartition au cours du temps de ces migrations. Nous résumons ici les principaux résultats obtenus : ils sont surtout valables dans le cas de la France, bien que certains soient vérifiés dans d'autres pays.

Pour débrouiller l'écheveau des faits, il est nécessaire de les analyser de façon longitudinale. En premier lieu, seule une partie de la population qui a fait une migration de rang n en fera une de rang $(n + 1)$ dans le

futur. Cette fraction dépend peu du rang de la migration et de la génération considérée. Elle est, par contre, fonction du découpage géographique.

Pour la population soumise au risque d'une nouvelle migration, le quotient annuel de nouvelle migration est indépendant de la durée séparant les deux migrations, du rang de la migration et du découpage géographique utilisé. L'effet de l'âge auquel la migration antérieure a été faite et celui des générations considérées est plus difficile à mettre en évidence : nous avons cependant pu montrer qu'ils sont relativement faibles.

Cette description des migrations multiples par un petit nombre d'indices qui dépendent peu de la génération considérée est utilisable en transversal.

On montre d'abord que le taux annuel de migration tous rangs réunis dépend peu de l'année considérée, au travers de fluctuations, liées sans doute à l'économie. On vérifie ensuite en travaillant sur toutes les migrations faites au cours d'une année, que la répartition au cours du temps de la migration suivante suit une loi identique à celle mise en évidence dans le cas longitudinal.

Un modèle mathématique, utilisant toutes ces propriétés, peut dès lors être construit : son application aux données concrètes donne des résultats satisfaisants.

Un dernier point reste à étudier, pour rendre applicable ce modèle aux données des recensements : celui des retours vers une zone initiale. Ces retours sont proportionnels aux migrations de rang supérieur à un qui se produisent au cours de la période intercensitaire. Mais ce coefficient de proportionnalité est fonction du découpage géographique.

Cependant dans le cas de la France une compensation se produit entre la probabilité de faire une nouvelle migration et celle d'effectuer un retour vers la zone initiale. Cette compensation permet de dire que le rapport des migrants entre la date du recensement et deux dates antérieures est indépendant du découpage géographique utilisé pour les définir. Ce résultat constaté dans divers pays, tend à montrer la généralité de la compensation précédente.

Enfin l'application de ce raisonnement aux données françaises des recensements de 1962 et 1968 conduit à une estimation beaucoup plus faible de l'augmentation de la mobilité, que celle faite sous l'hypothèse de l'indépendance entre les migrants décelés chaque année et la durée écoulée.

Cette étude est cependant insuffisante pour plusieurs raisons :
— l'enquête réalisée en France porte sur des effectifs trop faibles. Il n'est donc pas possible de pousser très loin l'analyse, car les effectifs observés deviennent vite insuffisants pour permettre une conclusion;

— les données des Etats-Unis ne sont pas satisfaisantes. D'une part, on ne connaît pas toutes les migrations de l'échantillon. D'autre part, l'effectif observé n'est pas le même au cours des dix ans, ce qui entraîne des erreurs difficilement estimables.

— les données suédoises ne portent pas sur un échantillon représentatif de la population et de ce fait perdent une partie de leur intérêt.

On pourra enfin reprocher à ce travail de ne tenir aucun compte des variations conjoncturelles, en particulier liées à l'économie. Bien entendu, ces variations vont jouer sur les effectifs de migrants échangés, mais leur influence sur ces effectifs sera beaucoup plus faible que celle des facteurs, permanents, mis en évidence au cours de cette étude. Ce n'est qu'une fois ces facteurs éliminés, que l'effet de facteurs sociaux et économiques pourra être mis en évidence.

Daniel COURGEAU

BIBLIOGRAPHIE

- [1] GIRARD A. et ZUCKER E. — « La conjoncture démographique : régulation des naissances, famille et natalité. Une enquête auprès du public ». *Population*, 1968, n° 2, p. 225-264.
- [2] HENRY L. — « D'un problème fondamental de l'analyse démographique ». *Population*, 1959, n° 1, p. 9-32.
- [3] JAKOBSSON A. — *Omflyttningen i Sverige, 1950-1960*. Monografi-serie, Berlingska Boktryckeriet, Lund, 1969.
- [4] « Method of measuring internal migration ». *Population Studies*, n° 47, New York, 1970.
- [5] MORRISON P.A. — « Chronic movers and the future redistribution of population : a longitudinal analysis ». *The rand corporation*, 1970.
- [6] MYERS G.C., MCGINNIS R., MASNICK G. — " The duration of residence approach to a dynamic stochastic model of internal migration : a test of the axiom of cumulative inertia ". *Eugenics quaterly*, vol. 14, n° 2, juin 1971, p. 121-126.
- [7] POURCHER G. — « Un essai d'analyse par cohorte de la mobilité géographique et professionnelle », *Population*, 1966, n° 2, p. 357-378.
- [8] TAUEBER K.E., CHIAZZE L., HAENZEL W. — *Migration in the United-States. An analysis of residence histories*. Public Health Monograph, n° 77.
- [9] TUGAULT Y. — *La mesure de la mobilité*. Cahier « Travaux et Documents », n° 67, I.N.E.D., 1972.
- [10] WENDEL B. — *A migration schema. Theories and observations*. Lund Studies in Geography, ser. B, n° 9, 1953.

ANNEXE 1 : DONNÉES AMÉRICAINES [5]

PROPORTION DE MIGRANTS
SELON LE NOMBRE DE MIGRATIONS ANTÉRIEURES

Nombre d'années d'observation antérieures	Proportion de migrants pendant la dernière année d'observation (en 0/00)										Total des migrants observés (en p. 1000)	Echantillon observé
	Nombre de migrations antérieures											
	0	1	2	3	4	5	6	7	8			
1	180 ⁽²⁾										180	51 466
2	126	404									176	51 466
3	100	320	430								168	47 024
4	82	273	344	490							159	42 773
5	66	249	288	403	510						151	38 705
6	56	216	248	369	430	540					144	35 184
7	51	192	206 ⁽¹⁾	321	400	470	590				137	32 022
8	46	168	188	265	360	410	520	600			130	28 929
9	42	135	158	234	290	370	440	570	700		124	26 414

(1) Exemple : de ceux qui ont fait deux migrations pendant les 7 années précédentes, 20,6 % feront une nouvelle migration l'année suivante.

(2) Ce chiffre non donné dans l'étude peut cependant être estimé si l'on écrit, utilisant la seconde ligne du tableau, $(1 - x) 0,126 + 0,404 x = 0,176$ d'où $x = 0,180$

PROPORTION DE MIGRANTS
SELON LA DURÉE DE RÉSIDENCE ANTÉRIEURE
POUR LES INDIVIDUS OBSERVÉS PENDANT 10 ANS

Proportion de migrants (en 0/00)										Total des migrants en p. 1000	Echantillon observé
Durée de résidence antérieure											
Moins d'un an	1	2	3	4	5	6	7	8			
404	234 ⁽¹⁾	191	166	126	91	85	60	42		124	26 414

(1) Exemple : parmi ceux qui ont un an de résidence antérieure 234‰ migrent l'année suivante.

ANNEXE 2

On veut montrer que l'estimation du quotient de nouvelle migration, \hat{k} , peut diminuer, comme dans le tableau X, sans que l'hypothèse de la constance de ce quotient en souffre.

Considérons la fraction d'une cohorte ayant effectué une migration de rang $(n - 1)$ avant l'âge x . Soit $m(\tau, t)$ ⁽¹⁾ la partie de cette population qui a fait une migration de rang $(n - 1)$ à l'âge τ (antérieur à x) et une migration de rang n , t années après. Du fait que l'on n'observe cette cohorte que jusqu'à l'âge x , certaines migrations de rang n , ne sont pas décelées.

Les hypothèses suivantes sont faites sur le phénomène étudié :

— la probabilité d'effectuer une migration de rang n ne dépend pas de l'âge auquel la migration de rang $(n - 1)$ a été faite, mais seulement de la durée séparant ces migrations.

— le quotient de nouvelle migration, t années après la précédente, est indépendant de la durée t .

Sous ces hypothèses, l'estimation suivante du quotient de nouvelle migration \hat{k} :

$$\hat{k} = \frac{m(., t)}{m(., .) - \sum_{\theta=1}^{\theta=t-1} m(., \theta)}$$

est indépendante de la durée t .

Du fait qu'on n'observe cette cohorte que jusqu'à l'âge x , l'estimation $\hat{k}(t)$:

$$\hat{k}(t) = \frac{\sum_{\tau=1}^{x-t} m(\tau, t)}{\sum_{\tau=1}^{x-1} \sum_{\tau=1}^{x-t} m(\tau, t) - \sum_{\theta=1}^{\theta=t-1} \sum_{\tau=1}^{x-\theta} m(\tau, \theta)}$$

dépend de la durée t .

Les hypothèses faites sur le phénomène permettent d'écrire la relation suivante :

$$m(\tau, t) = m(\tau, .) k (1 - k)^{t-1}$$

On posera par la suite

$$\varphi(t) = \frac{1}{m(., .)} \sum_{\tau=1}^{x-t} m(\tau, .)$$

(1) Lors d'une totalisation par rapport à l'une des variables, celle-ci sera remplacée par un point.

cette quantité représente l'effectif ayant fait une migration de rang $(n - 1)$ avant l'âge $(x - t)$, qui en effectue une de rang n par la suite, rapporté à l'ensemble des migrations de rang n .

Lorsque la durée t croît, $\varphi(t)$ est une fonction décroissante ou stationnaire : en effet, elle est proportionnelle à l'effectif ayant fait une migration de rang $(n - 1)$ avant l'âge $(x - t)$. Elle s'annule et devient stationnaire dès que $t = x$.

Sous ces conditions, l'estimation de \hat{k} s'écrit :

$$\hat{k}(t) = \frac{k(1-k)^{t-1} \varphi(t)}{\sum_{t=1}^{x-1} k(1-k)^{t-1} \varphi(t) - \sum_{\theta=1}^{\theta=t-1} k(1-k)^{\theta-1} \varphi(\theta)} = \frac{\varphi(t)}{\sum_{\theta=t}^{x-1} (1-k)^{\theta-t} \varphi(\theta)}$$

Voyons en premier lieu ce qu'il en est pour $k(1)$:

$$\hat{k}(1) = \frac{\varphi(1)}{\sum_{\theta=1}^{x-1} (1-k)^{\theta-1} \varphi(\theta)}$$

La somme qui se trouve au dénominateur peut s'écrire :

$$\begin{aligned} \sum_{\theta=1}^{x-1} (1-k)^{\theta-1} \varphi(\theta) &= \varphi(1) \sum_{\theta=1}^{x-1} \frac{\varphi(\theta)}{\varphi(1)} (1-k)^{\theta-1} < \varphi(1) \sum_{\theta=1}^{x-1} (1-k)^{\theta-1} \\ &< \varphi(1) \sum_{\theta=1}^{\infty} (1-k)^{\theta-1} = \frac{\varphi(1)}{k} \end{aligned}$$

Il s'ensuit que :

$$\| \hat{k}(1) > k \quad (1)$$

La surestimation du coefficient k , pour une durée de séjour de un an, est d'autant plus forte que l'âge x auquel la cohorte est observée, est plus faible.

On vérifie aisément que $\hat{k}(x-1) = 1$.

Le problème est donc de savoir si la fonction $k(t)$ est forcément uniformément croissante.

Comparons pour ce faire $\hat{k}(t)$ à $\hat{k}(t+1)$:

$$\frac{\hat{k}(t)}{\hat{k}(t+1)} = \frac{\varphi(t)}{\varphi(t+1)} \frac{\sum_{\theta=t+1}^{x-1} (1-k)^{\theta-t-1} \varphi(\theta)}{\sum_{\theta=t}^{x-1} (1-k)^{\theta-t} \varphi(\theta)} = \frac{\varphi(t)}{\varphi(t+1)} \times \frac{1}{1-k} \left[1 - \frac{\varphi(t)}{\sum_{\theta=t}^{x-1} (1-k)^{\theta-t} \varphi(\theta)} \right]$$

D'où :

$$\left\| \frac{\hat{k}(t)}{k(t+1)} = \frac{\varphi(t)}{\varphi(t+1)} \times \frac{1 - \hat{k}(t)}{1 - k} \right. \quad (2)$$

On sait que la fonction $\varphi(t)$ est décroissante, donc $\frac{\varphi(t)}{\varphi(t+1)} > 1$; par contre, $\hat{k}(t)$ étant toujours supérieur à $k^{(1)}$, $\frac{1 - \hat{k}(t)}{1 - k} < 1$. Il n'est donc pas impossible que $\hat{k}(t) > \hat{k}(t+1)$.

Par exemple, si la population effectue ses migrations de rang $(n-1)$ à un âge compris dans une courte période, la fonction $k(t)$ pourra être décroissante pendant cette période ⁽²⁾.

On a montré que la baisse de l'estimation du quotient de nouvelle migration peut ne pas être en contradiction avec l'hypothèse de la constance au cours du temps de ce quotient. Il n'est cependant pas certain que la baisse observée soit de ce type-là : seule une analyse plus poussée des migrations de divers rangs permettrait de conclure.

(1) S'il n'en était pas ainsi, $\hat{k}(x)$ ne pourrait être égal à 1 : la formule (2) montre que dès que $\hat{k}(t)$ est égal à k

$$\frac{\hat{k}(t)}{k(t+1)} > 1, \text{ soit } \hat{k}(t+1) < k.$$

(2) Traitons à titre d'exemple le cas théorique suivant :

$$\begin{array}{ll} k = 0,125 & \hat{k}(t) = 0,150 \\ \varphi(t) = 0,9 & \varphi(t+1) = 0,8 \end{array}$$

Il s'ensuit :

$$\hat{k}(t+1) = 0,15 \times \frac{0,8}{0,9} \times \frac{0,875}{0,850} = 0,137$$

SUMMARY

This study on multiple migrations between two different dates and on returns to places of former residence is based on the data collected in special inquiries.

A longitudinal analysis of these inquiries makes it possible to study the relationships between the changes which have occurred in the migrants' status, using a few indicators to measure this phenomenon which is analyzed in France and in the U.S.

SUMARIO

Este estudio de las migraciones entre dos fechas y de las migraciones de retorno es posible utilizando encuestas especiales.

Un análisis longitudinal de estas encuestas permite estudiar las relaciones entre los cambios que han ocurrido en la situación de los migrantes. Estas relaciones se miden con pocos índices que permiten el análisis teórico del fenómeno en Francia y en los Estados Unidos.