

## COMPARAISON DES MIGRATIONS INTERNES EN FRANCE ET AUX ÉTATS-UNIS

Les problèmes rencontrés lorsque l'on cherche à comparer des migrations dans divers pays sont multiples et complexes. Ils font, en effet, intervenir à la fois le temps, par la durée sur laquelle on les saisit, et l'espace, par le découpage géographique au travers duquel on les mesure. Il est dès lors nécessaire de disposer de données détaillées qui fournissent une information sur les migrations multiples, les retours, l'effet du découpage géographique...

Des enquêtes rétrospectives réalisées en France nous avaient déjà permis de démêler l'effet de ces divers éléments [1]. L'utilisation de données recueillies par P. Morisson [6] nous avait montré qu'une analyse du même type était réalisable aux États-Unis. Malheureusement les chiffres qu'il fournissait ne couvraient qu'une partie de cette population: : les actifs soumis au régime de sécurité sociale. Un article récent de J. Long [5] <sup>(1)</sup> nous fournit à l'aide d'enquêtes du Bureau de Recensement <sup>(2)</sup> des données sur l'ensemble de la population américaine. Il s'agit d'enquêtes annuelles portant sur un échan-

TABLEAU 1. — PROPORTIONS D'INDIVIDUS VIVANT DANS UN LOGEMENT  
(CF. UN COMTÉ) DIFFÉRENT À DES INTERVALLES D'UN, DEUX, TROIS,  
QUATRE OU CINQ ANS (EN P. 1 000)

Année		Durée écoulée	Migrants entre logements		Migrants entre comtés	
			1970-1975	1975-1980	1970-1975	1975-1980
80-81	167,4	1 an (1970-1971; 1975-1976)	173	166	63	62
81-82	166,4	2 ans (1970-1972; 1975-1977)	251	260	95	102
82-83	162,0	3 ans (1970-1973; 1975-1978)	327	341	129	137
83-84	165,8	4 ans (1970-1974; 1975-1979)	389	405	156	172
84-85	196,8	5 ans (1970-1975; 1975-1980)	445	459	184	197

Source : J. Long [5] et U.S. Bureau of the Census [7].

(1) Nous remercions ici J. Long de nous permettre de présenter une partie des résultats de son article, avant sa publication définitive.

(2) *Current Population Surveys* [7].

tillon variable de 55 000 à 65 000 ménages, au cours desquelles le lieu de résidence à une date fixe du passé a été demandé (1<sup>er</sup> mars 1970 pour les enquêtes de 1971 à 1975, 1<sup>er</sup> mars 1975 pour les enquêtes de 1976 à 1980).

Ces enquêtes donnent en premier lieu les pourcentages d'individus de 5 ans ou plus qui vivaient dans un logement (cf. un comté) différent à des intervalles d'un, deux, trois, quatre ou cinq ans. Il s'agit donc de pourcentages de migrants mesurés sur des périodes différentes (tableau 1).

L'examen de ce tableau permet de constater la croissance non linéaire des pourcentages de migrants en fonction du temps. Il montre également combien le phénomène reste stable en passant de la première à la seconde période quinquennale. J. Long a ainsi pu calculer des tables de conversion d'une proportion mesurée sur une durée à celle mesurée sur une autre, qui est pratiquement indépendante, sauf lorsque cette durée est un an, de la période sur laquelle on la calcule. Ainsi en multipliant la proportion de migrants entre logements mesurée sur 2 ans par 1,77, on obtient dans les deux cas la proportion mesurée sur 5 ans. Un certain nombre de raisons expliquent la moins bonne fiabilité des données sur un an. Les erreurs d'échantillonnage sont plus importantes pour les effectifs annuels et les fluctuations de mobilité, dues à des événements conjoncturels, sont plus sensibles sur une courte période que sur une durée plus longue. Pour éviter cet inconvénient nous n'appliquerons le modèle présenté antérieurement qu'à la moyenne des changements de logements au cours de la période 1970-1980. Ce modèle s'exprime sous la forme suivante :

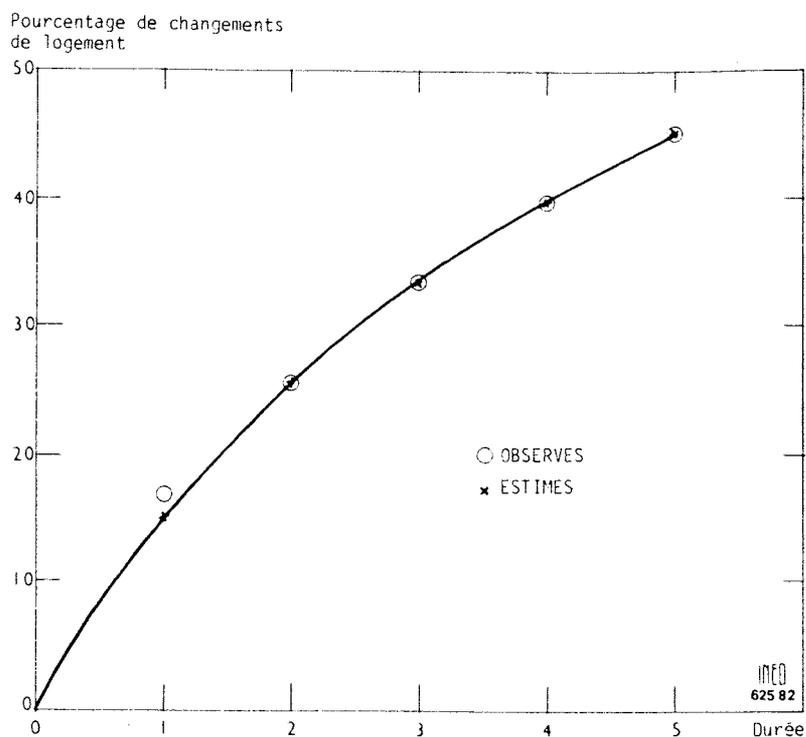
$$m(t) = p \left[ (1 - K)t + \frac{K}{k} (1 - e^{-kt}) \right]$$

où  $m(t)$  est la proportion de migrants observés après une durée de  $t$  années,  $p$  la probabilité instantanée de migrer,  $K$  la probabilité ayant effectué une migration, d'en faire une nouvelle dans le futur,  $k$  la probabilité instantanée de faire cette nouvelle migration, sachant qu'on en fera une dans le futur.

Le tableau 2 porte l'estimation de ces coefficients par la méthode des moindres carrés, ainsi que les résultats précédemment obtenus dans le cas des changements de logements en France [1]. Le graphique 1 porte la comparaison entre proportions estimées et observées pour les Etats-Unis.

TABLEAU 2. — ESTIMATION DES COEFFICIENTS  $k$ ,  $p$ ,  $K$  POUR LES CHANGEMENTS DE LOGEMENTS AUX ETATS-UNIS (1970-1980) ET EN FRANCE (1968-1975)

Coefficient	Etats-Unis (1970-1980)	France (1968-1975)
$k$	0,49	0,18
$p$	0,183	0,104
$K$	0,81	0,78



Graphique 1. — Pourcentages estimés et observés de migrants sur des intervalles de 1 à 5 ans aux Etats-Unis.

Notons, en premier lieu, la concordance entre ces résultats et ceux fournis pour la population active américaine. Les paramètres estimés étaient en effet dans ce cas :  $k = 0,49$ ,  $p = 0,207$  et  $K = 0,88$  [1]. Le modèle prévoit très correctement les migrants mesurés sur une durée supérieure à un an. Pour la durée d'un an nous avons déjà indiqué certaines des raisons d'erreur. Il faut ajouter que le modèle ne tient pas compte d'un délai minimum entre deux migrations : celles-ci doivent être en réalité séparées au moins par quelques mois. L'introduction de ce délai dans le modèle améliore l'adéquation, sans modifier sensiblement les paramètres estimés (3).

Enfin, avant de pouvoir comparer les résultats français et américains, il est nécessaire d'éliminer l'effet des structures par âges différentes dans les deux populations. Dans le cas qui nous intéresse cette correction apparaît comme minime. Alors que nous avons estimé la proportion de changements de logements sur la période intercensitaire 1968-1975 à 48,85 % en France [3], l'introduction d'une structure par âge identique à celle de la population des Etats-Unis en 1980, conduit à une proportion corrigée de 48,95 %. Des compensations qui se produisent entre groupes d'âge de mobilité différente expliquent ce résultat.

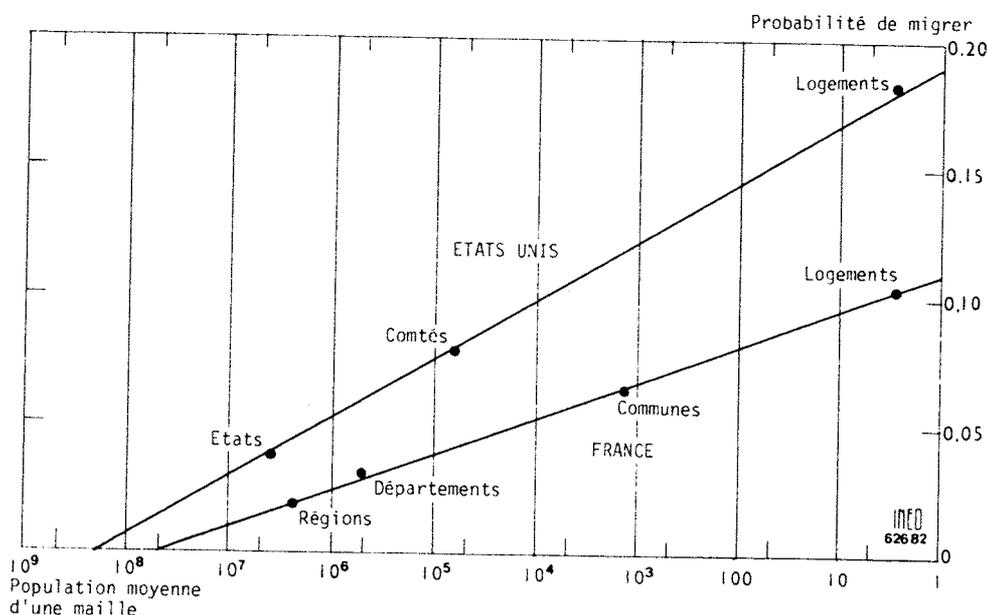
Nous pouvons, dès lors, comparer les résultats dans les deux pays. En premier lieu le taux instantané de changement de logement est près de deux fois plus élevé aux Etats-Unis qu'en France (0,183 contre 0,104). Cherchons

(3) Un délai de deux mois réduit au maximum l'écart entre observation et prévision.

à relier cette plus forte mobilité à diverses raisons. D'abord l'intensité des migrations multiples, mesurée par le paramètre  $K$ , joue peu sur cette différence : aux Etats-Unis comme en France 80 % des individus ayant effectué une migration en entreprennent une nouvelle. Par contre la rapidité avec laquelle ces migrations multiples s'effectuent semble prépondérante : aux Etats-Unis, près de la moitié de la population soumise au risque effectue cette nouvelle migration dans l'année qui suit la précédente, alors qu'en France cette proportion tombe à moins du cinquième.

Enfin la comparaison des produits  $p(1 - k)$  est intéressante à réaliser. En effet, lorsque la durée est suffisamment longue on voit que la proportion de migrants tend à croître annuellement de cette quantité. On peut donc lui donner la signification d'un taux annuel de première migration, étant entendu qu'on parle ici, non plus de la première migration faite au cours de l'intervalle de temps considéré (1970-1975 ou 1975-1980) mais de la première migration effectuée dans la vie d'un individu. Ce taux annuel est plus élevé aux Etats-Unis (35 p. 1 000) qu'en France (23 p. 1 000). Il explique également une partie des différences entre les taux instantanés.

Il nous reste maintenant à voir l'effet des divers types de découpages du territoire utilisés pour mesurer la mobilité. Nous avons déjà montré comment cette comparaison était réalisable, sous certaines hypothèses [2] [4]. Le graphique 2 porte en ordonnée les taux instantanés de migration pour divers types de découpage du territoire en France et aux Etats-Unis (4).



Graphique 2. — Probabilités de migration pour divers types de découpage du territoire en fonction de la population moyenne d'une maille (en France et aux Etats-Unis).

(4) Cette comparaison est faite sous l'hypothèse que seul le taux instantané de migration dépend du découpage, les autres paramètres  $k$  et  $K$  en étant indépendants.

On a porté en abscisse les logarithmes des populations moyennes des divers découpages utilisés.

La relation :

$$p_i = a \log (P_o / P_i)$$

où  $p_i$  est la probabilité de migrer dans un découpage dont la maille a une population moyenne  $P_i$ , la population totale du territoire étant  $P_o$ , est à peu près vérifiée tant en France qu'aux Etats-Unis. On peut dès lors comparer à voisinage identique (mesuré par la taille moyenne de la population) la probabilité de migrer dans les deux pays. Elle est toujours plus élevée aux Etats-Unis qu'en France : ainsi en travaillant sur un groupe de 1 000 individus elle passe de 0,121 aux Etats-Unis à 0,067 en France, en travaillant sur un individu isolé elle passe de 0,19 à 0,11.

En dépit de nombreuses incertitudes qui demeurent, ces premiers résultats laissent bien augurer de la possibilité de comparer la mobilité dans divers pays. Il est maintenant nécessaire de tester les modèles utilisés dans le plus grand nombre de pays possibles et d'essayer de les améliorer afin de pouvoir tenir compte des principales différences (structure par âge, catégorie socio-professionnelle etc.) entre ces diverses populations.

Daniel COURGEAU

#### BIBLIOGRAPHIE

- [1] COURGEAU Daniel. — « Migrants et Migrations », *Population*, 1, 1973, 95-129.
- [2] COURGEAU Daniel. — « Migrations et découpage du territoire » *Population*, 3, 1973, 511-534.
- [3] COURGEAU Daniel. — « Les migrations internes en France de 1954 à 1975 » *Population*, 3, 1978, 525-545.
- [4] COURGEAU Daniel. — *Analyse quantitative des migrations humaines*. Paris, Masson SA., 1980.
- [5] LONG John F. — *Using migration measures having different intervals*. Population Division working paper, US. Bureau of the Census, Washington D.C., 1981.
- [7] MORRISSON Peter A. — « Chronic movers and the future redistribution of population », *Demography*, 8, 2, 1971, 171-184.
- [7] U.S. BUREAU OF THE CENSUS. — *Current Population Reports*, Series P.20, n<sup>os</sup> 235, 262, 273, 285, 305, 320, 331, 353 et 368, 1972-1981.