

Estimation des migrations internes de la période 1990-1999 et comparaison avec celles des périodes antérieures

Daniel COURGEAU* et Éva LELIÈVRE*

Depuis 1962, les recensements successifs en France ont posé une question sur le lieu de résidence des personnes le 1^{er} janvier de l'année du recensement antérieur⁽¹⁾. Or, si l'on veut mesurer l'évolution au cours du temps des migrations internes dans le pays, l'information fournie par cette question n'est malheureusement pas directement utilisable à cet effet et pose deux problèmes difficiles à résoudre.

En premier lieu, il est nécessaire de fournir une estimation du taux annuel moyen de migration. Or, même si la période intercensitaire sur laquelle les effectifs de migrants sont mesurés est constante (par exemple un intervalle de cinq ans, comme en Australie, au Canada, en Grande-Bretagne, au Japon et aux États-Unis autour des années 1970 (Long et Boertlein, 1976)), de nombreuses études ont montré que, du fait des migrations multiples et des retours effectués par un même individu, le nombre de *migrants*, mesuré à partir d'une telle question, n'est pas cinq fois supérieur, même approximativement, à son nombre annuel (Courgeau, 1973; Long, 1988; Rees, 1977). Sans information complémentaire, on ne peut donc pas estimer l'effectif annuel correspondant. La solution simple à ce problème consiste à poser également une question sur le lieu de résidence un an auparavant, comme cela a été fait en Australie, en Grande-Bretagne, au Japon et aux États-Unis, lors des mêmes recensements (Long et Boertlein, 1976). Il est alors facile de constater que le taux de migration sur cinq ans n'est pas cinq fois plus élevé que le taux annuel : ainsi, aux États-Unis, à un taux annuel de 19,2 % correspond un taux quinquennal de 47,0 %, alors que l'on aurait attendu un taux de 96,0 %. Du fait des migrations multiples et des retours, la différence est du simple au double.

En second lieu, contrairement aux pays qui posent cette question sur une période de cinq années antérieures au recensement, ce qui permet une mesure sur une période d'une durée constante d'un recensement au suivant, l'estimation des taux annuels de migration en France est rendue encore plus difficile du fait d'une durée très variable entre recensements (comprise entre 6 et 9 ans).

* Institut national d'études démographiques, Paris.

⁽¹⁾ L'une des raisons invoquées pour justifier une telle pratique est qu'elle permettrait, en comparant ces données à l'effectif de la population au moment du précédent recensement, d'en déduire une estimation du nombre d'émigrants vers l'étranger pendant la période intercensitaire. Cependant, cette mesure est affectée d'une telle erreur qu'elle n'a pratiquement jamais pu être utilisée à cet effet (Baccaïni, 1999).

Pour pallier ces deux problèmes, il est nécessaire d'analyser, à partir d'enquêtes détaillées, les migrations successives faites par les individus et d'essayer de modéliser cette répartition au cours du temps à l'aide d'un petit nombre de paramètres.

1. *Présentation rapide du modèle et de l'évaluation de ses paramètres*

Nous avons montré (Courgeau, 1973) que cela était réalisable et que le modèle s'appliquait à des situations aussi diverses que celles des États-Unis (Morrison, 1970), de la Suède (Wendel, 1953) et de la France (enquête de conjoncture de l'Ined, présentée dans Girard et Zucker, 1968). Il convient cependant de noter que, si le modèle est le même pour ces trois pays, les paramètres estimés sont très différents. Pour un même pays, ces paramètres vont également varier au cours du temps. Nous présentons ici une nouvelle estimation de leur valeur à partir des enquêtes Emploi de 1991 à 1999 et de l'enquête Jeunes et carrières de 1997 (L'Hospital, 2001) et appliquons ces nouveaux paramètres aux données du recensement de 1999.

L'analyse longitudinale et transversale des données tant françaises qu'américaines et suédoises conduit à constater que :

1) La probabilité pour une personne ayant effectué une migration d'en faire une nouvelle dans le futur, K , est à peu près indépendante du rang du déplacement antérieur, mais dépend du découpage géographique sur lequel les migrations sont mesurées ;

2) Pour la population qui effectuera à l'avenir une nouvelle migration, le quotient annuel relatif à cette migration dépend peu de la durée séparant deux migrations, du rang de cette migration et du découpage géographique utilisé. Le quotient instantané de nouvelle migration, k , a bien sûr les mêmes propriétés ;

3) Les migrations de retour vers une zone d'origine sont proportionnelles, dans le rapport l , aux migrations de rang supérieur à 1 effectuées tout au long de la période étudiée. Il en résulte que la probabilité pour une personne ayant effectué une migration de faire une migration de retour est Kl .

Si l'on suppose de plus que le quotient instantané de migration quel que soit son rang, p , est à peu près constant au cours de la période intercensitaire considérée et que la population totale, P , varie peu (ces conditions simplifient la formulation de la solution, mais peuvent être levées sans difficulté), alors on montre que le nombre de migrants au cours d'une durée donnée t peut s'écrire :

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

On voit qu'il suffit d'estimer, à partir des données disponibles, une probabilité de sédentarité corrigée des retours⁽²⁾ $K(1 + l)$ et le quotient instantané de nouvelle migration k pour passer d'un effectif de migrants $M(t)$

⁽²⁾ Pour les changements de logement, le paramètre correspond bien à la sédentarité pure, car les retours dans un logement précédemment occupé sont négligeables.

à un nombre de *migrations Pp* effectuées pendant la même période, et donc à un quotient instantané de migration.

Pour tenir compte des possibles variations des comportements de migration au cours du temps, différentes enquêtes ont été utilisées :

— pour la période 1954-1975, l'évaluation des paramètres découle de l'exploitation d'une enquête rétrospective de l'Ined effectuée en 1968 (Courgeau, 1973);

— pour la période 1975-1990, les valeurs sont estimées à partir des enquêtes annuelles sur l'emploi de la période 1976-1988 (Courgeau, 1986; Ined, 1989; Baccaïni *et al.*, 1993);

— enfin, une nouvelle estimation de leur valeur à partir des enquêtes Emploi de 1991 à 1999 et de l'enquête Jeunes et carrières de 1997 effectuées par l'Insee (L'Hospital, 2001) a été appliquée aux données du recensement de 1999.

L'Hospital a montré que les hypothèses de ce modèle sont toujours bien vérifiées, mais que les valeurs des paramètres ont varié en France entre les années 1970 et les années 1990. Voyons d'abord ce qu'il en est pour la sédentarité corrigée des retours ou sédentarité « pure » (tableau 1).

TABLEAU 1. — ESTIMATION DE LA PROBABILITÉ DE SÉDENTARITÉ CORRIGÉE DES RETOURS EN FRANCE AU COURS DES QUATRE DERNIÈRES DÉCENNIES

Changements de	Paramètre $K(1 + I)$		
	1954-1975	1975-1990	1990-1999
Région	0,77	0,59	0,61
Département	0,80	0,70	0,68
Commune	0,76	0,79	0,78
Logement	0,78	n.d.	0,91

Sources : Courgeau (1973) pour les années 1954-1975, Courgeau (1995) pour les années 1975-1990 et L'Hospital (2001) pour les années 1990 (cf. texte).

Ce tableau permet de constater qu'au cours des années 1954-1975, la probabilité de sédentarité corrigée des retours dépendait peu du découpage sur lequel on travaillait. Au cours des deux périodes suivantes, elle diminue assez fortement en passant du découpage le plus fin au découpage le plus grossier (en régions) mais, pour un découpage donné, elle reste tout à fait constante d'une période à la suivante. Les faibles effectifs observés pour les années 1954-1975 (2064 personnes ayant indiqué leurs migrations) peuvent expliquer en partie ces changements. Cette diminution de la probabilité de sédentarité pure avec l'élargissement du champ géographique nous indique que plus une migration est à longue distance, plus la probabilité d'une nouvelle migration sera élevée : qui a migré loin migrera encore.

Le quotient instantané de nouvelle migration k , était estimé à 0,18 pour les périodes antérieures aux années 1990, pour passer à une valeur beaucoup plus élevée (0,26) au cours de cette période. Une variation plus continue au cours du temps de ce paramètre paraît vraisemblable, mais conduirait à un modèle plus complexe, que nous allons laisser de côté ici.

2. Estimation et comparaison des taux de mobilité d'ensemble et par âge

À partir des valeurs de ces paramètres et de la formule [1], il est possible de passer des effectifs de migrants mesurés sur des périodes intercensitaires différentes à des quotients instantanés de migration supposés constants tout au long de chaque période intercensitaire mais variables d'une période à la suivante.

Le tableau 2 fournit ces résultats pour les diverses périodes intercensitaires depuis 1954 (Courgeau, 1978, 1990; Baccaïni *et al.*, 1993).

TABLEAU 2. — ESTIMATION DES QUOTIENTS INSTANTANÉS DE MIGRATION
AU COURS DES DIVERSES PÉRIODES INTERCENSITAIRES (POUR 1 000)

Période	Changements de			
	Région	Département	Commune	Logement
1954-1962	13,3	20,0*	48,7	**
1962-1968	15,1	25,1	53,4	**
1968-1975	17,9	29,0	60,5	97,7
1975-1982	16,5	26,5	58,8	94,7
1982-1990	16,2	25,8	55,6	85,6
1990-1999	16,8	28,7	67,8	122,0

* En 1954-1962, le découpage en départements était différent de celui en vigueur pour les périodes suivantes.
 ** Les recensements de 1962 et de 1968 ne posaient pas de question sur les changements de logement.
 Source : Insee, recensements de la population.

Ce tableau nous montre que la baisse de la mobilité observée entre 1975-1982 et 1982-1990 s'est arrêtée et a même été suivie d'une assez forte augmentation lors de la dernière période intercensitaire. La hausse des quotients est assez faible pour les changements de région et elle est maximale pour les changements de logement. Ce changement est confirmé par d'autres mesures de cette mobilité. Ainsi, Courgeau *et al.* (1999) ont montré, en utilisant les données de fichiers EDF, que la mobilité avait fortement progressé dès la fin de 1986, et que la hausse s'était poursuivie tout au long des années 1990. De même, les données de l'enquête sur l'emploi montrent une remontée de la mobilité dès la fin de 1985 (Ined, 1989; Courgeau, 1995; L'Hospital, 2001).

Ces résultats sont contradictoires avec ceux que l'on obtient en utilisant les paramètres estimés pour la période 1975-1990 sans remise à jour, qui indiquent une baisse continue de la mobilité (Baccaïni, 2001). En effet, cette dernière estimation aboutit à des quotients de 15,9 p. 1000 pour les changements de région (contre 16,8), de 25,2 p. 1000 pour les changements de département (contre 28,7), de 53,2 p. 1000 pour les changements de commune (contre 67,8) et de 80,7 p. 1000 pour les changements de logement (contre 122). Cela résulte du fait que le paramètre k du modèle a fortement varié à la fin des années 1980, comme nous l'avons déjà indiqué. Il importe donc de disposer d'une estimation des paramètres du modèle pour chaque période, car ils peuvent changer assez fortement d'une période à la suivante, comme cela s'est produit pour le paramètre k des années 1980 aux années 1990.

Cette méthode permet également de calculer les taux de migration par âge et par sexe semblables à ceux fournis par Baccaïni (2001), sous l'hypothèse que les paramètres changent peu selon l'âge. Bien que cette hypothèse soit discutable, elle nous fournit une estimation approchée de ces taux, représentée sur la figure 1. Soulignons que les âges portés dans cette figure sont ceux atteints en 1999, mais que la migration se produit en moyenne 4 à 5 ans plus tôt. La discussion qui suit considère les âges à la migration.

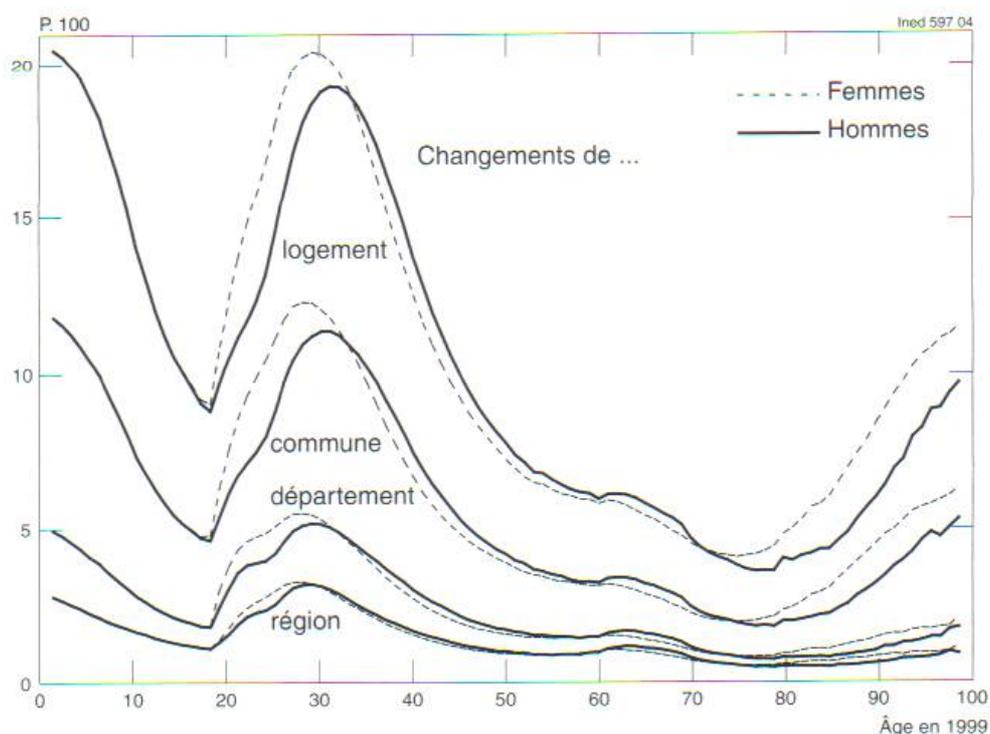


Figure 1. – Estimation des taux annuels de migration selon l'âge et le sexe, pour les changements de logement, de commune, de département et de région (période 1990-1999)

Source : Insee, recensements de la population.

Le profil de ces courbes évolue peu par rapport aux périodes antérieures⁽³⁾ : jusqu'à 14 ans, la courbe est décroissante et parallèle à celle des adultes de 25 à 40 ans, ce qui correspond aux migrations induites par celles des parents ; de 15 à 25 ans, elle croît fortement du fait de la mobilité liée à l'entrée sur le marché du travail et à la mise en union, plus précoce chez les femmes ; de 25 à 56 ans, la stabilisation dans le marché du travail et l'éducation des enfants amènent une forte décroissance de la mobilité ; entre 56 et 65 ans, une légère remontée apparaît du fait des migrations liées à la retraite, suivie d'une décroissance jusqu'à 76 ans environ ; enfin, une

(3) Pour une comparaison avec la période 1975-1982, voir Courgeau, 1990.

nouvelle mobilité, croissante avec l'âge, apparaît après 77 ans, qui correspond à l'entrée en institution ou au retour chez leurs enfants des parents âgés. Comme le montre cette figure, les variations en fonction de l'âge sont très importantes et sont liées aux principales étapes des trajectoires individuelles. Bien entendu, ce schéma simplifié est en fait beaucoup plus complexe et ne peut être analysé qu'à l'aide de données biographiques (Courgeau et Lelièvre, 1989).

3. Discussion et conclusions

Nous avons réussi, sous certaines conditions, à passer de données sur les *migrants* à des résultats sur les *migrations*, comparables d'une période intercensitaire à l'autre quelle que soit leur durée, et à donner une vue de l'évolution de la mobilité en France au cours d'une période de quarante-cinq ans. Il est également possible d'en tirer des estimations des flux d'émigration et d'immigration pour les diverses régions françaises (Courgeau, 1986, 1988, 2001). Il faut cependant souligner que ces résultats sont approchés et ne fournissent pas des résultats aussi précis qu'une question posée à chaque recensement sur le lieu de résidence un an auparavant. En effet, en dehors de la précision du modèle mis en œuvre, il faut prendre en considération la précision des estimateurs des paramètres en fonction des sources utilisées. Celle-ci s'est sans aucun doute fortement améliorée au cours du temps, d'abord avec l'utilisation des enquêtes sur l'emploi qui portent sur environ 60 000 ménages et dont le taux de non-réponse s'est fortement réduit au cours de la dernière période (Courgeau, 1995 ; L'Hospital, 2001), en particulier pour la région Île-de-France. Ensuite, l'enquête Jeunes et carrières effectuée par l'Insee en 1997 auprès de plus de 20 000 individus âgés de 19 à 45 ans donne une vue longitudinale de l'histoire migratoire d'une population beaucoup plus importante que celles interrogées lors d'enquêtes de l'Ined (de l'ordre de 3 000 individus). Les estimations des paramètres du modèle qu'on en tire sont dès lors plus satisfaisantes.

Pour l'avenir, la question se pose différemment du fait de la mise en place du recensement rénové de la population, qui consiste à interroger chaque année un échantillon de la population et à lui poser une question sur le lieu de résidence cinq ans auparavant. La période au cours de laquelle seront appréhendées les migrations sera identique d'une année sur l'autre et pourra donc permettre des comparaisons simples, en calculant des taux quinquennaux. En revanche, le premier problème, qui se posait pour estimer des taux annuels, n'est pas résolu par ce nouveau mode de collecte : la mesure d'un taux quinquennal ne permet toujours pas l'estimation d'un taux annuel. Le modèle migrants-migrations devra donc toujours être utilisé pour cette estimation.

Remerciements. Nous remercions Laurent Toulemon et un relecteur anonyme pour leurs remarques fort utiles faites sur une version antérieure de cette note.

RÉFÉRENCES

- BACCAÏNI B., 1999, « Analyse des migrations internes et estimation du solde migratoire externe au niveau local à l'aide des données censitaires », *Population*, 54(4-5), p. 801-816.
- BACCAÏNI B., 2001, « Les migrations internes en France de 1990 à 1999 : l'appel de l'Ouest », *Économie et Statistique*, 344(4), p. 39-79.
- BACCAÏNI B., COURGEAU D., DESPLANQUES G., 1993, « Les migrations internes en France de 1982 à 1990. Comparaison avec les méthodes antérieures », *Population*, 48(6), p. 1771-1790.
- COURGEAU D., 1973, « Migrants et migrations », *Population*, 28(1), p. 95-129 (English translation (1979), "Migrants and migrations", *Population Selected Papers*, 3).
- COURGEAU D., 1978, « Les migrations internes en France de 1954 à 1975. I – Vue d'ensemble », *Population*, 33(3), p. 525-545.
- COURGEAU D., 1986, *Utilisation des données de l'enquête sur l'emploi sur les migrations annuelles en France*, rapport Datar, Paris, France, 91 p.
- COURGEAU D., 1988, *Méthodes de mesure de la mobilité spatiale : migrations internes, mobilité temporaire, navettes*, Paris, Ined (Manuels), 301 p.
- COURGEAU D., 1990, « France », in Nam C., Serow W., Sly D. (éd.), *International handbook of internal migration*, New York/Westport/London, Greenwood Press, p. 125-144.
- COURGEAU D., 1995, *Une source de données sur les migrations internes en France : l'enquête emploi*, document non publié.
- COURGEAU D., 2001, « Mobilité et hétérogénéité spatiale », in Caselli G., Vallin J., Wunsch G. (éd.), *Démographie : analyse et synthèse. I – La dynamique des populations*, Paris, Ined (Manuels), p. 479-502.
- COURGEAU D., LELIÈVRE É., 1989, *Analyse démographique des biographies*, Paris, Ined (Manuels), 270 p. (traduction anglaise, 1992, *Event history analysis in demography*, Oxford, Clarendon Press, 226 p.; traduction espagnole, 2001, *Análisis demográfico de las biografías*, El Colegio de México, 308 p.).
- COURGEAU D., NEDELLEC V., EMPEREUR-BISSONNET P., 1999, « La durée de résidence dans un même logement. Essai de mesure à l'aide des fichiers EDF », *Population*, 54(2), p. 333-342 (traduction anglaise, 2000, « Duration of residence in the same dwelling. A test of measurement using electricity utility company records », *Population: An English Selection*, 12, p. 335-342).
- GIRARD A., ZUCKER É., 1968, « La conjoncture démographique : régulation des naissances, famille et natalité. Une enquête auprès du public », *Population*, 23(2), p. 225-264.
- INED, 1989, « Dix-huitième rapport sur la situation démographique de la France. II Migrations internes en France durant la période 1954-1982 et tendances récentes », *Population*, 44(4-5), p. 740-776.
- L'HOSPITAL F., 2001, *Les migrations internes en France. Estimation des paramètres du modèle « migrants-migrations » de Daniel Courgeau*, Lyon, Insee Rhône-Alpes, 61 + XVII p.
- LONG L., 1988, *Migration and residential mobility in the United States*, New York, Russel Sage Foundation, 398 p.
- LONG L., BOERTLEIN C., 1976, « The geographical mobility of Americans. An international comparison », *Current Population Reports*, Series P-23, n° 64, 45 p.
- MORRISON P.A., 1970, *Chronic movers and the future redistribution of population: a longitudinal analysis*, Santa Monica, USA, The Rand Corporation.
- REES P.H., 1977, « The measurement of migration from census data and other sources », *Environment and Planning*, A9, 3, p. 247-272.
- WENDEL B., 1953, « A migration schema. Theories and observations », *Lund Studies in Geography*, ser. B, n° 9.