



Daniel COURGEAU*, Salut MUHIDIN**, Martin BELL***

Estimer les changements de résidence pour permettre les comparaisons internationales

Les problèmes de comparabilité des migrations internes, aussi bien dans l'espace que dans le temps, sont liés à leurs méthodes de mesure et ont été étudiés dès la fin du XIX^e siècle (Ravenstein, 1885 et 1889 ; Lee, 1966). Ils ont été abordés à l'aide de divers modèles qui vont relier les nombres de migrants ou de migrations à la période d'observation (Myers *et al.*, 1967 ; Ginsberg, 1972), ou à la distance physique parcourue (Zipf, 1946 ; Hägerstrand, 1957). Certains auteurs ont utilisé une approche plus sociologique pour mesurer cette distance, comme le modèle faisant intervenir les « postes offerts » entre l'origine et la destination, proposé par Stouffer (1940).

En 1973, Courgeau propose un ensemble de modèles et de paramètres généraux en vue de résumer l'effet de différentes périodes d'observation sur les taux de migration interne (1973a). La même année (1973b), il examine l'effet de l'espace sur ces mêmes taux et propose un indice qui permet de capturer ces effets. Ces modèles sont, en fait, intimement liés entre eux et peuvent être utilisés pour répondre aux questions suivantes : le même modèle temporel est-il approprié pour quelque découpage du territoire que ce soit et, si oui, comment ses paramètres vont-ils se modifier avec ce découpage ? Inversement, le même modèle spatial est-il approprié pour des migrations mesurées sur différents intervalles de temps et, si oui, comment ses paramètres vont-ils changer ? Ces deux articles mettent en place un certain nombre de réponses générales à ces questions.

Le modèle temporel a été réexaminé récemment de façon plus détaillée et avec des données récentes. Donzeau et Pan Ké Shon (2009), par exemple, ont montré qu'il n'est possible de conduire des investigations robustes sur des

* Institut national d'études démographiques, Paris.

** Faculty of Business and Economics, Macquarie University, Australie.

*** School of Geography, Planning and Environmental Management, University of Queensland, Australie.

Correspondance : Daniel Courgeau, Les Coccinelles, 114-2 chemin du Défends, 06250 Mougins, courriel : daniel.courgeau@wanadoo.fr

sous-populations d'intérêt qu'en adoptant au recensement la question : « Où habitez-vous il y a un an ? »⁽¹⁾. De plus, Royer (2009) conclut son article en disant :

« ses [Courgeau, 1973a] résultats « résistent » remarquablement, et ses conclusions sont en grande partie confirmées, qu'il s'agisse de la forme de la relation migrants-migrations au fil du temps à l'intérieur de la période d'étude, ou des ordres de grandeur des principaux coefficients de cette relation, à l'exception de celui qui décrit les retours. »

Le modèle spatial a été réexaminé en vue de développer une série de mesures comparables des migrations internes (Bell *et al.*, 2002), et étendu à un plus grand nombre de pays d'Europe (Rees et Kupiszewski, 1999) et du monde entier (Bell et Muhidin, 2009 et 2011). Ces analyses ont montré qu'il était possible de résumer l'intensité migratoire d'un grand nombre de pays à l'aide d'un simple indice k et de comparer leurs niveaux de mobilité. Bell et Muhidin (2011) concluent :

« Il [l'indice k] permet de tracer des contrastes entre pays ayant des découpages géographiques régionaux très différents. Lorsqu'on l'utilise pour fournir des tendances il corrige automatiquement certains aspects liés aux changements de découpage. Il est simple à calculer et peut être mis en œuvre avec seulement un petit nombre d'observations : il fournit même un espace graphique dans lequel il est possible de placer des pays pour lesquels on ne dispose que d'une seule observation. »

Ils ont cependant pointé un certain nombre de limitations, la plus importante étant :

« Plus critique, peut-être, est le fait que la valeur de l'indice k n'ait aucune signification intrinsèque ni exprimable en langage courant. Ainsi, k n'a pas d'interprétation directe en tant qu'indicateur démographique avec une signification semblable à une somme des naissances réduites, à une espérance de vie ou à une intensité migratoire. »

En fait, Courgeau (1973a, 1982) ne cherchait pas à fournir une définition précise de k ni à démontrer sa comparabilité internationale, car son objectif principal était d'examiner les effets de la densité de population et du découpage géographique sur l'intensité migratoire. En dépit de cela, nous allons montrer que la critique précédente peut être levée, en associant cet indice avec un nombre de ménages et en transformant la façon dont nous exprimons le découpage du territoire, en vue de faciliter le recouvrement du taux de mobilité résidentielle : c'est le seul indice permettant une comparaison internationale avec une signification claire en langage courant, comme l'ont indiqué Bell et Muhidin (2011).

(1) Il est surprenant de voir que cette question n'a été posée que dans 31 pays lors des recensements nationaux faits dans le monde entier autour de l'année 2000 (Bell *et al.*, 2011). Elle n'a été adoptée en France qu'à partir du recensement de 2011.

Nous allons d'abord résumer les hypothèses et les principaux résultats des méthodes issues de Courgeau (1973b). Nous examinerons ensuite leur validation par les données empiriques et montrerons comment k peut être interprété en vue de fournir cet indice de « langage courant », plus satisfaisant, avant de conclure.

I. Principales hypothèses et résultats théoriques de la méthode

Ces résultats sont d'abord issus d'un raisonnement théorique, puis de son application pratique à un certain nombre de pays.

La base théorique de cette méthode est la suivante : si, comme cela a été souvent vérifié, il y a une relation entre l'intensité des déplacements et la distance parcourue, il devrait y avoir une relation entre les migrations qui franchissent les frontières d'un découpage déterminé et le nombre de mailles constituées par ce découpage. Le problème est de déterminer cette relation.

Un grand nombre de modèles de migration ont été utilisés pour résumer la relation entre migration et distance (Courgeau, 1970). Cependant, le modèle le plus souvent vérifié est un modèle de Pareto défini par :

$$m(r) = \frac{K}{r^\alpha}, \quad [1]$$

où $m(r)$ est la probabilité de migrer entre deux zones⁽²⁾ situées à une distance r , K et α étant des paramètres à estimer à partir des flux observés. Hägerstrand (1957) a trouvé des valeurs de α variant de 0,4 à 3,3, mais la majorité d'entre elles sont proches de 2. Ce modèle a été vérifié sur un très large éventail de distances, s'étendant de cent mètres à des milliers de kilomètres (Jakobson, 1969). Pour ces raisons, nous pouvons initialement poser $\alpha = 2$, et modifier ensuite les résultats pour d'autres valeurs de α , si cela s'avère nécessaire.

Comme pour toutes les études géographiques, les plus importants défis pour l'analyse des migrations viennent de la grande variété des formes et des tailles des zones qui partagent le territoire. Ces questions font partie de ce qu'on appelle le « Problème de la modification des unités territoriales » (PMUT)⁽³⁾, et elles s'appuient sur le fait que le nombre de migrants ou de migrations recueillies dans un système spatial donné, et donc l'intensité apparente de la migration, dépend fondamentalement du nombre de zones dans un pays et de la forme de ces unités spatiales. Ces caractéristiques sont définies comme les dimensions d'échelle et de zonage du PMUT (voir à ce sujet Openshaw, 1984 ; Holt *et al.*, 1996).

(2) Dans ce cas les zones sont supposées infiniment petites, de telle sorte que leurs populations n'ont pas à être introduites dans le modèle (chaque zone comprenant un seul individu).

(3) Bien que cet acronyme ait été proposé par le programme ESPON de la Communauté européenne (Projet ORATE 3.1 consultable sur le site <http://www.espon.lu>), l'acronyme de langue anglaise MAUP (Modifiable Areal Unit Problem) reste généralement d'usage chez les chercheurs francophones.

Ici, nous nous intéressons au problème d'échelle, et examinons d'abord ce qui arrive lorsque la taille et les dimensions de chaque zone sont uniformes et que le territoire est de forme simple (carré ou triangle équilatéral). Dans ce cas, lorsque l'un des côtés du territoire est divisé en n parties, le territoire entier sera divisé en n^2 zones. Sous ces conditions, on peut montrer (Courgeau, 1973b) que le taux de migration interne (CMI), mesuré par le nombre de migrants ou de migrations qui traversent au moins une frontière entre ces n^2 zones, divisé par la population au risque, est égal à :

$$CMI = k \ln(n^2) = 2k \ln(n), \quad [2]$$

où le paramètre k est proportionnel à la densité de population δ et au précédent paramètre K . Ce résultat étant vérifié à la fois pour des zones carrées et triangulaires, il semble donc être indépendant de la forme du territoire.

La démonstration de la validité de la relation [2], initialement présentée dans Courgeau (1973b), est reprise ici dans l'annexe 1. Nous y montrons également des variantes de l'équation [2] lorsque l'on relâche deux hypothèses initiales. La première variante concerne les fortes variations de densité constatées dans certains pays. Lorsque l'on introduit deux densités différentes dans le pays divisé en deux parties égales la relation devient :

$$CMI = k' \ln(n^2) + b, \quad [3]$$

introduisant une ordonnée à l'origine non nulle, b , car n ne peut plus être égal à l'unité. Cette équation a été estimée dans un certain nombre de pays par Bell et Muhidin (2011), comme le montrera la section suivante.

La seconde variante modifie le paramètre caractérisant l'effet de la distance, α , dans l'équation [1], initialement posé comme égal à 2, de telle sorte que

$$m(r) = \frac{K}{r^\alpha},$$

L'équation [2] devient alors :

$$CMI = k'' \left(1 - \frac{1}{n^{2-\alpha}} \right) f(\alpha), \quad [4]$$

où

$$k'' = k \frac{S}{a^\alpha} \quad [5]$$

Ces résultats théoriques montrent que la relation entre le niveau de la mobilité et le nombre de zones divisant le pays semble être très simplement et seulement reliée au nombre de zones du territoire. Dans la section suivante, nous allons voir si ces résultats sont vérifiés par les mesures observées des migrations, dans des pays où les zonages sont très différents. Mais auparavant il est important de considérer l'effet temporel des migrations.

La mobilité peut être mesurée de différentes façons, mais les deux approches les plus communes la considèrent soit comme un événement, soit comme une transition, l'individu ayant changé de localisation entre deux dates. Les registres de population enregistrent toutes les migrations internes effectuées par la population observée. Les recensements au contraire vont comparer les lieux de résidence des individus au début et à la fin d'un intervalle donné. Celui-ci est habituellement d'un ou cinq ans, mais certains pays utilisent d'autres intervalles (Bell *et al.*, 2002). Ces données concernent alors des effectifs de migrants.

Les données sur les migrations ne présentent aucune difficulté de comparaison. En revanche les données sur les migrants doivent correspondre à des intervalles similaires⁽⁴⁾, par exemple un an ou cinq ans, pour pouvoir être comparables (Bell *et al.*, 2002). Lorsque la période entre observations augmente, les données sont de plus en plus affectées par les migrations multiples et les retours, dont l'effet est très variable d'un pays à l'autre (Long et Bortlein, 1990 ; Rogerson, 1990). Est-il dans ce cas possible d'éliminer cet effet et de déterminer un taux instantané ou annuel⁽⁵⁾ de migration, qui permette des comparaisons ?

Le modèle « migrant-migration » proposé par Courgeau (1973a), dérivé du modèle « migrant-sédentaire » (Blumen *et al.*, 1955) permet cette élaboration. Il est basé sur des probabilités fixes de mobilité multiple et de retour mesurées en longitudinal. L'annexe 2 le présente de façon plus détaillée. Ce problème de comparaison des données de migrants sur un an et cinq ans a également attiré l'attention de nombre d'analystes (Kitsul et Philipov, 1981 ; Rogers *et al.*, 2003). Plus récemment, Nowok (2010) et Nowok et Willekens (2011) utilisent des méthodes probabilistes pour établir des graphiques portant sur les flux de migrants mesurés sur différents intervalles de temps avec différents niveaux de mobilité, afin de mieux harmoniser les données disparates de l'Union européenne. En dépit du fait que ces contributions révèlent les liens théoriques et les paramètres empiriques, qui déterminent les mesures des migrants sur divers intervalles de temps, il n'y a pas de moyen d'harmoniser simplement ces données. Par la suite, nous nous attacherons à utiliser des données mesurées sur des intervalles de temps semblables.

II. Validation du modèle théorique par des données empiriques

Le premier test du modèle spatial a été réalisé par Courgeau (1973b) sur onze pays situés dans le monde entier. Les nombres de zones pour lesquelles on disposait de données s'étendaient largement, de 37 962 à 22 zones en France

(4) Pour les non-natifs (migrants sur vie entière), aucune comparaison n'est possible.

(5) Si la mesure la plus satisfaisante est un taux instantané, l'utilisation d'un taux annuel est très proche, les nombres de migrants et de migrations mesurés sur un an étant voisins.

par exemple, ou plus étroitement de 32 à 8 zones au Mexique. Aucune correction n'a été initialement apportée pour les intervalles d'observation différents, qui s'étendent d'un an (Japon, Allemagne de l'Ouest), à cinq ans (Grande-Bretagne, États-Unis) et même à la vie entière pour les non-natifs d'Inde et de Tunisie.

Sous ces conditions, le test n'était pas réalisé pour comparer les migrations entre pays, mais seulement afin de vérifier la validité du modèle pour différents découpages des territoires : il montre que ce modèle est généralement bien vérifié. Les pays pour lesquels l'ajustement est le moins bon sont l'Inde et la Tunisie pour lesquels on utilisait les non-natifs.

Un peu plus tard, dans le même article, l'auteur essaie d'éliminer les différences d'intervalle de temps pour trois pays seulement : la France, la Grande-Bretagne et les États-Unis. Il utilise le modèle migrant-migration (Courgeau, 1973a) pour ramener l'intervalle d'observation en France de huit à cinq ans, comme dans les deux autres pays. Les trois pays se rangent alors dans le même ordre en allant de la plus faible mobilité à la plus élevée : l'indice k est 38 % plus élevé aux États-Unis qu'en France.

Un test plus rigoureux fut ensuite réalisé par Courgeau (1982) pour comparer la France (1968-1975) aux États-Unis (1970-1980). Il estime pour ce faire des taux instantanés de migration en utilisant à nouveau le modèle migrant-migration, avec la même structure par âge pour les deux pays⁽⁶⁾. Avec ces corrections, l'indice de mobilité k devient 64 % plus élevé aux États-Unis qu'en France. La comparaison avec les résultats précédents pour les mêmes pays, même si les dates d'observation n'étaient pas exactement les mêmes (les données précédentes portaient sur les années 1960), montre l'importance d'utiliser des taux instantanés plutôt que ceux calculés sur cinq ans⁽⁷⁾.

Rees et Kupiszewski (1999) étendirent l'application du modèle [3] en vue de comparer les intensités de migration de dix pays européens, en utilisant des données de registre et des données de recensement ajustées sur un intervalle d'un an. Dans de nombreux cas, les données étaient disponibles seulement pour deux découpages du territoire. Cependant, cela leur permet d'identifier des différences claires entre pays, avec les plus fortes valeurs de l'indice pour la Norvège, la Hollande et la Grande-Bretagne ($k' > 0,5$), suivis du Portugal ($k' = 0,4$), puis l'Estonie, la République tchèque, la Roumanie et l'Italie ($k' < 0,33$). Des dix pays, seules la Hollande, la Roumanie et l'Allemagne connurent un accroissement de mobilité sur la décennie 1984-1994 ; pour l'Allemagne, celui-ci résulte en fait de l'unification en 1990 (Rees et Kupiszewski, 1999).

(6) L'effet de la correction pour la structure par âge était en fait négligeable.

(7) Cette différence est particulièrement significative car la mobilité intercommunale en France (Baccaini *et al.*, 1993) s'est accrue de 3,89 % à 4,11 % pendant la période 1962-1982, alors que la mobilité résidentielle aux États-Unis a légèrement décro de 19,6 % à 17,2 % pendant la période 1961-1980 (*Current Population Survey*). Le fait d'utiliser une période plus longue (cinq ans) réduit les différences observées lors de plus courtes périodes, du fait de paramètres différents du modèle migrant-migration.

Plus récemment, Bell et Muhidin (2011) ont entrepris une comparaison de 27 pays en utilisant des données de recensement issues de l'*Integrated Public Use Microdata Series* (IPUMS). Ils utilisent essentiellement les flux mesurés sur une période de cinq ans, car c'est l'intervalle le plus courant dans les recensements du monde entier, et comparent les droites de régression fournies par l'équation [3], en reportant sur l'axe des abscisses le logarithme du carré du nombre de zones. Ils estiment d'abord le paramètre k en contraignant la droite de régression à passer par l'origine, et en utilisant le coefficient de détermination R^2 comme mesure de la qualité de l'ajustement. Ensuite, en levant cette contrainte, ils reportent l'ordonnée à l'origine et en donnent une explication sur laquelle nous reviendrons plus loin. Les résultats sont présentés dans le tableau 1, pour les 17 pays ayant les données sur cinq ans, et indiquent une bonne vérification de la relation linéaire avec la plupart des valeurs de R^2 variant entre 0,89 et 0,99. Ces résultats sont cependant calculés sur un petit nombre d'observations, correspondant aux migrations entre les zonages standards utilisés dans les différents pays (par exemple : districts, comtés, communes). Trois pays – les Philippines, l'Afrique du Sud et les États-Unis – donnent les moins bons ajustements, bien que pour les États-Unis, comme nous le verrons par la suite, un bien meilleur résultat soit obtenu en utilisant les données des *Current Population Surveys* (CPS) de 2000-2005 ($R^2 = 0,9992$), avec un plus grand nombre de découpages⁽⁸⁾. Les valeurs de k données dans le tableau 1 ne sont pas directement comparables à celles fournies par Courgeau (1973b, 1982) et Rees et Kupiszewski (1999), car elles sont basées sur des mesures effectuées sur un intervalle de temps différent. Néanmoins, Bell et Muhidin (2011) ont pu différencier clairement les niveaux de mobilité des différents pays en utilisant les valeurs de k . Les pays dont la population est la plus mobile sont l'Afrique du Sud et le Chili, suivis de près par le Costa Rica, les États-Unis et l'Australie. Le Vietnam, l'Indonésie et la Chine sont clairement les pays à plus faible mobilité.

Bell et Muhidin (2011) ont également appliqué ce modèle à des non-natifs et montré que le classement entre régions géographiques est généralement maintenu avec de fortes valeurs de R^2 , à l'opposé des résultats précédents obtenus par Courgeau (1973b) pour l'Inde et la Tunisie. En appliquant le modèle à la fois sur des non-natifs et des migrants sur cinq ans, pendant les quarante années antérieures, cela permet d'obtenir une fenêtre sur les tendances à long terme, mais montre cependant quelques résultats surprenants : un déclin de l'intensité des migrations sur cinq ans et une augmentation de celle des non-natifs, pour une majorité de pays. Ils expliquent ces différences de la manière suivante :

(8) Les données utilisées par Bell et Muhidin (2011) sont issues des recensements américains, y compris celui de 2000. Les découpages utilisés sont restreints à trois types : région, division et État, alors que les CPS utilisent cinq niveaux de désagrégation.

Tableau 1. Valeurs de l'indice k de Courgeau et valeurs de R^2 , pour un certain nombre de pays (migrants sur une durée de cinq ans)

Pays	Fin de période	k	R^2	Ordonnée à l'origine
Afrique				
Ghana	2000	1,320	0,903	1,176
Afrique du Sud	2002	3,006	0,819	- 6,918
Asie				
Chine	2000	0,864	0,994	- 2,100
Indonésie	2000	0,676	0,963	- 0,621
Malaisie	2000	1,656	0,988	0,689
Philippines	2000	0,674	0,674	1,310
Vietnam	1999	0,806	0,890	- 0,081
Amérique latine				
Argentine	2001	1,148	0,998	0,242
Brésil	2000	1,308	0,972	- 0,556
Chili	2002	2,910	0,895	- 4,456
Colombie	2005	1,060	0,942	1,107
Costa Rica	2000	2,536	0,964	1,303
Équateur	2001	1,728	0,984	0,799
Pays développés				
Australie	2006	2,478	0,988	- 1,004
Canada	2001	1,974	0,959	- 1,042
Portugal	2001	1,514	0,904	- 2,593
États-Unis	2000	2,534	0,570	2,800

Note : Bell et Muhidin avaient reporté les valeurs de k basées sur le carré du nombre de zones. Les valeurs de k reportées dans ce tableau ont été recalculées en fonction du nombre de zones au lieu du carré de ce nombre, en vue de faciliter la comparaison avec les travaux antérieurs cités dans le texte.

Source : Calculs des auteurs d'après Bell et Muhidin (2011) et *Current Population Survey* (2005).

« Nous interprétons ces trajectoires divergentes selon les deux mesures, par le fait que les tendances contemporaines des migrations interrégionales continuent à générer des déplacements dans l'occupation des territoires, tels que saisis par les non-natifs, mais que ceux-ci se produisent à un taux décroissant au cours du temps [saisi par les migrants] ».

Ils en concluent qu'une image plus réaliste des tendances contemporaines est fournie par les intensités mesurées au cours d'une succession d'intervalles de temps fixes : la meilleure comparaison devrait être faite sur des mesures instantanées en vue d'éliminer l'effet des paramètres temporels. On peut cependant approcher la mesure instantanée par une mesure annuelle. Souvent en

effet, l'absence de données pour appliquer le modèle migrant-migration rend nécessaire l'utilisation de données annuelles.

III. Relier le paramètre k à la probabilité de mobilité résidentielle

Nous avons montré à partir du modèle théorique que le paramètre k est relié à différentes caractéristiques de la migration : au paramètre K du modèle de Pareto, à l'exposant α de ce même modèle, à la densité moyenne de population du pays, qui est plus spécifiquement proportionnelle à la population du pays et inversement proportionnelle à sa superficie (Courgeau, 1973b). Cette conjonction de paramètres rend difficile une interprétation plus simple. Bell et Muhidin (2011) ont ainsi conclu que le paramètre k n'a pas de signification intrinsèque exprimable en langage courant. Nous pourrions cependant arriver à une solution pratique en approchant l'utilisation de ce paramètre k d'une façon différente.

Partons de l'observation que la probabilité d'un changement de résidence dans un pays est mesurée par la proportion d'individus changeant de résidence, c'est-à-dire migrant d'un ménage ou d'un logement vers un autre. Si l'équation [2] est vérifiée, cela conduit à une relation simple entre le paramètre k , le logarithme du nombre moyen de ménages par zone H_n , pour un découpage du territoire en n zones, le nombre total de ménages H , et la probabilité d'une migration dans ce découpage. Comme on sait que

$$n^2 = \frac{H}{H_n}, \text{ on peut alors écrire :}$$

$$CMI_{H_n} = k \ln \left(\frac{H}{H_n} \right) = k (\ln H - \ln H_n) \quad [6]$$

où le nombre moyen de ménages par zones, i , peut s'écrire :

$$H_n = \sum_{i=1, n^2} \frac{H_i}{n^2} \quad [7]$$

Maintenant, lorsque chaque ménage occupe une zone distincte, la variable H_n devient alors égale à 1. Dans ce cas la probabilité d'un changement de résidence sera :

$$CMI_H = k \ln(H) \quad [8]$$

de telle sorte que :

$$k = \frac{CMI_H}{\ln(H)} \quad [9]$$

Cette équation nous permet alors de définir k comme la probabilité d'un changement de résidence divisée par le logarithme du nombre total de ménages,

et plus généralement comme la probabilité d'une migration entre zones divisée par le logarithme du nombre de zones car

$$k = \frac{CMI_{H_n}}{\ln(n^2)}.$$

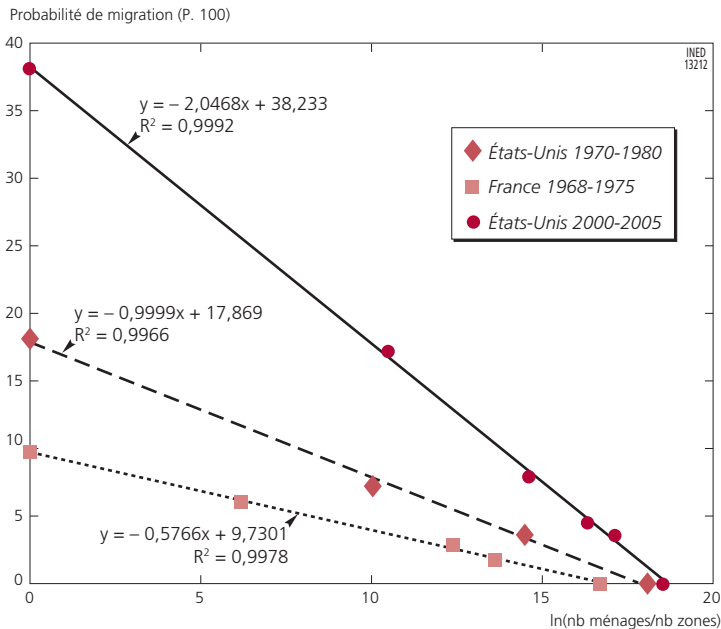
Il s'en suit que lorsque l'on ne dispose d'aucune mesure des changements de résidence, on peut cependant estimer leur probabilité (désignée ici par CMI_H) en utilisant k , à condition de disposer du nombre total de ménages dans le pays. On peut alors se demander s'il est toujours possible d'obtenir cette probabilité d'un changement de résidence lorsque les hypothèses à la base de cette estimation ne sont pas toutes parfaitement vérifiées.

Certaines réponses à ces questions peuvent être apportées en comparant les résultats obtenus lorsque l'on mesure directement cette probabilité de changement de logement, si ces données sont disponibles, à ceux fournis par son estimation à l'aide de divers découpages par la relation [6]. Nous pouvons d'abord utiliser les résultats obtenus par Courgeau (1982), en prenant un point de vue différent sur ces données, pour voir si ce point est vérifié.

La figure 1 montre la relation existant entre les probabilités instantanées de migrer, obtenues à l'aide du modèle migrant-migration, avec différents découpages du territoire et le logarithme du nombre moyen de ménages dans chaque découpage, pour 1970-1980 aux États-Unis, et pour 1968-1975 en France. Les équations des droites de régression estimées, ainsi que la valeur correspondante du R^2 , y sont également fournies. Pour la France, nous avons quatre découpages correspondant aux migrations entre régions ($n = 22$), départements ($n = 95$), communes ($n = 36\,394$) et logements ($n = 16\,814\,000$), sans compter le pays entier pour lequel on n'enregistre plus aucune migration interne, tandis que pour les États-Unis nous n'en avons que trois pour les États (51), comtés (3 084) et logements ($n = 71\,120\,000$). Notons que la principale innovation avec cette approche réside dans le fait que l'abscisse représente maintenant le logarithme du nombre de ménages par zone, au lieu du logarithme du nombre de zones, comme cela était le cas dans l'article de Courgeau (1973b) ou de Bell et Muhidin (2011). Il en résulte que l'ordonnée à l'origine représente maintenant la probabilité de changer de logement CMI_H , car lorsque chaque ménage occupe sa propre localisation, le nombre de ménages divisé par le nombre de zones devient égal à l'unité et son logarithme est égal à zéro.

La linéarité de la relation est très bien vérifiée avec des valeurs de R^2 plus grandes que 0,995 pour les deux pays. Il est alors possible de recalculer les équations de ces droites, cette fois-ci en excluant le point correspondant à la probabilité de changer de logement, pour obtenir une estimation de CMI_H , comme si cette donnée n'était pas disponible. Pour la France on obtient alors une valeur de 9,73 %, qui est très proche de la valeur observée de 9,74 %, tandis que pour les États-Unis la valeur obtenue est de 17,87 % contre la valeur observée de 18,30 %. On peut faire l'hypothèse que les meilleurs résultats obtenus en France sont liés au nombre plus élevé de points correspondant aux obser-

Figure 1. Probabilités de migrer pour différents découpages du territoire, pour les États-Unis (instantanées pour la période 1970-1980 et quinquennales pour la période 2000-2005) et la France (instantanées pour la période 1968-1975)



Sources : Courgeau (1982), Current Population Survey (2005).

ventions (quatre découpages) alors qu'aux États-Unis on n'en a que trois. Cette interprétation est confirmée par les estimations pour les États-Unis de la période 2000-2005, où l'équation [6], calculée maintenant sur cinq points observés, fournit une estimation de CMI_H égale à 38,23 %, comparée avec la valeur observée de 38,08 %.

Si l'on utilisait un taux annuel de mobilité, cela conduirait à une estimation légèrement inférieure au taux de mobilité instantané, mais la correction n'est pas importante étant donné le nombre réduit de migrations multiples et de retours au cours d'une période aussi courte. L'application de la même approche à des taux calculés sur une période de cinq ans ou sur des non-natifs entraînerait des estimations dépendant encore plus fortement des migrations multiples et de retour, conduisant ainsi à des estimations non valables pour une comparaison internationale de la mobilité. Comme nous l'avons indiqué plus haut, cette comparabilité dépend alors des paramètres du modèle migrant-migration, qui peuvent être très différents d'un pays à l'autre.

Nous devons maintenant voir ce qui se passe lorsque la relation [2] n'est pas vérifiée, et essayer de mettre en place une combinaison des paramètres estimés pour retomber sur la probabilité d'un changement de résidence. Quand nous introduisons une variation dans la densité de population, il est nécessaire

d'utiliser deux paramètres dans le modèle [3]. Cela peut d'ailleurs se produire pour d'autres raisons comme l'indiquent Bell et Muhidin (2011) en parlant du paramètre b :

« Toutes choses étant égales par ailleurs, un paramètre positif implique une tendance plus importante qu'attendue vers des migrations à longue distance (car elles sont entraînées par des intensités plus fortes pour des niveaux d'agrégation moindres), tandis qu'un paramètre négatif suggère que la migration sur de longues distances est moins importante que prévu, étant donné le niveau de la mobilité à courte distance. »

Dans ce cas la relation [6] permet d'écrire :

$$CMI_H = k \ln(H) + b \tag{10}$$

et permet à nouveau une estimation de la probabilité de changer de logement, lorsqu'on ne dispose pas d'une mesure de cette probabilité lors d'un recensement de la population.

Nous pouvons illustrer l'application de ce modèle en utilisant les données de trois pays (Cambodge, Canada et Portugal) pour lesquels on dispose de la mobilité mesurée sur un an à partir des données issues de l'IPUMS, et mesurées sur trois découpages ou plus, nécessaires pour estimer deux paramètres⁽⁹⁾, et celles de deux pays ayant des registres de population (Belgique et Hollande : voir Courgeau *et al.*, 1989). Le tableau 2 fournit les estimations des valeurs de CMI_H et celles de R^2 calculées pour une régression linéaire. Pour le Cambodge et le Portugal, nous ne disposons pas des changements de résidence observés pour évaluer les résultats estimés. Cependant, le recensement canadien recueille les changements de résidence, donnant une valeur de 13,43 %, substantiellement supérieure à l'estimation de 10,15 % donnée par l'équation [7]. Cette sous-estimation par le modèle [7] peut être due à l'utilisation d'un modèle de Pareto d'exposant égal à 2, moins bien vérifié par les données canadiennes. En revanche, pour la Belgique et la Hollande, les estimations sont très proches des valeurs observées.

Tableau 2. Estimation de l'indice CMI_H (%) et valeurs de R^2 pour la régression linéaire

Pays	Nombre de zones	Valeur estimée de CMI_H	Valeur mesurée de CMI_H	R^2
Cambodge (1998)	3	10,42	-	0,951
Canada (2001)	3	10,15	13,43	0,981
Portugal (2001)	4	8,51	-	0,945
Belgique (1983)	3	10,01	10,04	0,950
Hollande (1983)	4	10,04	10,59	0,996

Source : Courgeau *et al.* (1989), Bell et Muhidin (2011).

(9) Pour le Canada et le Portugal les données sont des flux de migrants, tandis que pour le Cambodge les estimations utilisent la question sur la durée de résidence.

Comme nous l'avons dit dans le cas du Canada, si la relation logarithmique n'est pas linéaire, cela peut être dû à un exposant différent de 2 dans la loi de migration de type Pareto. Dans ce cas, si les données sont disponibles pour un nombre suffisamment élevé de zones, il est possible d'estimer les paramètres $k''' = k''f(\alpha)$ et α donnés dans l'équation [4]. La relation devient alors :

$$\ln \left| 1 - \frac{CMI_H}{k'''} \right| = |2 - \alpha| \ln(H) \quad [11]$$

et celle-ci permet à nouveau de faire une estimation de la probabilité de changer de résidence. Une telle estimation est plus complexe que celle donnée précédemment mais, comme il y a toujours deux paramètres à estimer, elle aura la même précision.

Conclusion

Nous avons pu montrer que, même si le paramètre k ne pouvait à lui seul représenter un indice ayant une signification claire en langage courant, en le combinant avec d'autres paramètres estimés à l'aide de régressions linéaire ou non linéaire, il permet de représenter une mesure de la probabilité de changer de logement, internationalement comparable. Cependant, cette comparaison doit être effectuée sur une courte période d'observation, soit instantanée si l'on utilise un modèle migrant-migration, soit annuelle si l'on utilise des données sur les migrants. D'autres types de mesure, tels que les migrants sur plusieurs années ou les non-natifs, introduisent inévitablement des paramètres complémentaires qui compromettent la comparabilité internationale. Ainsi, pour les effectifs de migrants mesurés sur plusieurs années, il devient nécessaire d'estimer les paramètres d'un modèle migrant-migration, qui vont varier selon le pays sur lequel on travaille. Pour les non-natifs, il n'y a plus aucune solution directe car l'intensité de cette mesure va croître selon la durée de vie des individus observés, et devient dès lors dépendante de la composition par âge de la population étudiée, aussi bien que de la tendance changeante au cours de la vie à faire des migrations multiples ou des retours.

Nous avons aussi indiqué qu'il était utile de disposer d'un grand nombre de découpages différents du territoire, si l'on désire fournir une estimation valable de la probabilité de changer de résidence avec cette approche. Deux découpages différents ne permettent pas une estimation fiable de cette probabilité, lorsque l'on doit estimer deux paramètres, et plus le nombre de découpages sera élevé plus l'estimation sera valable. Il est également utile de noter que la mesure des migrations s'appuie sur des découpages administratifs qui, ayant une réalité sociale, obéissent à des régularités plus fortes que des découpages aléatoires. Enfin, s'il est possible de créer nombre de découpages annexes en regroupant des aires existantes, il n'est cependant pas possible de créer des

découpages plus fins que celui correspondant aux plus petites mailles, par exemple en France le découpage communal.

L'approche proposée dans cet article nécessite une confirmation à l'aide de plus nombreux tests sur la validité du modèle, et une estimation de la précision des résultats obtenus. Une voie d'exploration digne d'intérêt est d'utiliser d'autres modèles que celui de Pareto, tels qu'une distribution exponentielle ou log-normale (Kulldorff, 1955). En conclusion, il nous semble évident qu'un indice capturant la probabilité d'un changement de résidence constitue le seul moyen fiable pour comparer les migrations internes de différents pays. Son examen plus approfondi est dès lors nécessaire en vue de poursuivre une étude rigoureuse de la raison pour laquelle les niveaux de mobilité diffèrent entre les pays.



ANNEXES

Annexe 1. Principales hypothèses et résultats du modèle spatial théorique utilisé

Examinons d'abord ce qu'il en est lorsque nous observons un territoire de forme carrée dont un côté est égal à a , et dont la population totale P est uniformément distribuée sur l'ensemble de sa surface égale à $S = a^2$: sa densité de population sera alors

$$\delta = \frac{P}{S} = \frac{P}{a^2} .$$

L'ensemble de ce territoire est divisé en n^2 zones.

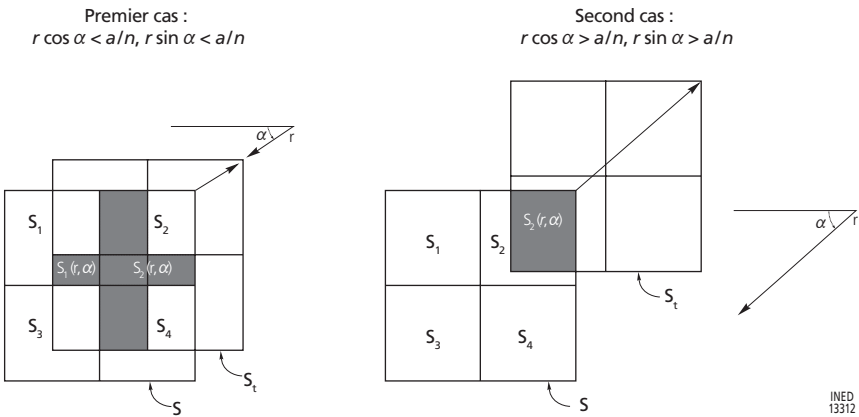
Sous ces conditions théoriques, nous devons maintenant voir que les migrations qui ne traversent pas la frontière d'une zone ne seront pas enregistrées, et que les frontières du territoire national vont imposer des contraintes qui dépendent du point de départ de la migration interne.

Estimons d'abord la probabilité pour que :

- 1) deux points P_1, P_2 tirés au hasard dans le territoire soient situés dans des zones différentes ;
- 2) la distance entre eux soit comprise dans l'intervalle $(r, r + dr)$;
- 3) l'angle entre un vecteur fixe donné, Ox , et $P_1 P_2$ soit compris dans l'intervalle $(\alpha, \alpha + d\alpha)$.

Pour $n = 2$, la figure A1.1 représente deux cas, parmi les quatre possibles, d'aires représentées en gris à partir desquelles une migration peut être enregistrée (première contrainte) et possible (seconde contrainte) pour la translation $(r, -\alpha)$ dans un système de coordonnées polaires.

Figure A1.1. Territoire divisé en quatre zones avec les aires à partir desquelles une migration peut être enregistrée, selon la distance de migration



Source : Courgeau (1973b).

INED
13312

Pour ces aires en grisé, de surface $S_i(r, \alpha)$, la probabilité à estimer est égale à :

$$p = \sum_{i=1}^{n^2} \frac{S_i}{S} \times \frac{S - S_i}{S} \times \frac{S_i(r, \alpha)}{S_i} \times \frac{r dr d\alpha}{S - S_i} = \frac{r dr d\alpha}{S^2} \times \sum_{i=1}^{n^2} S_i(r, \alpha) \quad [1]$$

La valeur de la fonction $S_i(r, \alpha)$ diffère selon les cas considérés.

Lorsque $r \cos \alpha < a/n$ et $r \sin \alpha < a/n$, nous devons introduire les deux contraintes, de telle sorte que :

$$\begin{aligned} S(r, \alpha) &= \sum_{i=1}^{n^2} S_i(r, \alpha) = (a - r \cos \alpha)(a - r \sin \alpha) - n^2 \left(\frac{a}{n} - r \cos \alpha \right) \left(\frac{a}{n} - r \sin \alpha \right) \\ &= a(n-1)r(\cos \alpha + \sin \alpha) - (n^2 - 1)r^2 \cos \alpha \sin \alpha \end{aligned} \quad [2]$$

Lorsque $r \cos \alpha \geq a/n$ ou $r \sin \alpha \geq a/n$ la seconde contrainte ne s'applique plus, de telle sorte que :

$$S_0(r, \alpha) = (a - r \cos \alpha)(a - r \sin \alpha) \quad [3]$$

Dans la mesure où la loi de migration est indépendante de la direction du déplacement, en intégrant l'équation [1] on obtient la probabilité que :

- a) deux points tirés au hasard dans S soient situés dans deux zones différentes, et
- b) la distance entre eux soit comprise entre r et $r + dr$.

Nous devons donc cependant distinguer différents cas selon la valeur de r .

Lorsque $0 \leq r < a/n$ les deux contraintes s'appliquent quelle que soit la direction de la migration, de telle sorte que cette intégration conduit à :

$$f_1(r) dr = \frac{8r dr}{S^2} \int_0^{\pi/4} S(r, \alpha) d\alpha = \frac{dr}{S^2} \left[8a(n-1)r^2 - 2(n^2 - 1)r^3 \right] \quad [4]$$

Lorsque $a/n \leq r < a\sqrt{2}/n$, l'angle $\varphi = \text{Arccos } a/nr$ permet de distinguer le cas où les deux contraintes s'appliquent ($\varphi \leq \alpha \leq \pi/4$) et celui où seulement la contrainte imposée par la frontière du territoire national s'applique ($0 \leq \alpha < \varphi$), de telle sorte que :

$$\begin{aligned} f_2(r) dr &= \frac{8r dr}{S^2} \left[\int_0^{\varphi} S_0(r, \alpha) d\alpha + \int_{\varphi}^{\pi/4} S(r, \alpha) d\alpha \right] = \frac{dr}{S^2} \left[8r a^2 \text{Arccos } \frac{a}{nr} - 8a r^2 \right. \\ &\quad \left. + 2r^3 (n^2 + 1) - 8a n r^2 \sqrt{1 - a^2/n^2 r^2} + 4a^2 r \right] \end{aligned} \quad [5]$$

Lorsque $a\sqrt{2}/n \leq r < a$, seule la contrainte imposée par les frontières nationales s'appliquent, de telle sorte que :

$$f_3(r) dr = \frac{8r dr}{S^2} \int_0^{\pi/4} S_0(r, \alpha) d\alpha = \frac{dr}{S^2} (2a^2 \pi r - 8a r^2 + 2r^3) \quad [6]$$

Finalement, pour les valeurs de $a \leq r \leq a\sqrt{2}$, aucune migration interne au pays ne peut intervenir, de telle sorte que :

$$f_4(r) dr = \frac{8r dr}{S^2} \int_{\varphi}^{\pi/4} S_0(r, \alpha) d\alpha = \frac{dr}{S^2} \left[2a^2 r \left(\pi - 2 - 4 \operatorname{Arccos} \frac{a}{r} \right) + 8ar \sqrt{r^2 - a^2} - 2r^3 \right] \quad [7]$$

En introduisant maintenant la loi de migration $m(r) = \frac{K}{r^2}$, nous obtenons le nombre de migrations enregistrées, $M(n^2)$:

$$M(n^2) = \left[\int_{r=0}^{a/n} \frac{K}{r^2} f_1(r) dr + \int_{r=a/n}^{a\sqrt{2}/n} \frac{K}{r^2} f_2(r) dr + \int_{r=a\sqrt{2}/n}^a \frac{K}{r^2} f_3(r) dr + \int_a^{a\sqrt{2}} \frac{K}{r^2} f_4(r) dr \right] \quad [8]$$

La dernière intégrale est indépendante de n , les trois autres fonctions sont faciles à intégrer, à l'exception de

$$\frac{1}{r} \operatorname{Arccos} \frac{a}{nr}$$

qui apparaît dans la seconde intégrale, mais les bornes d'intégration sont telles qu'en faisant le changement de variable $s = 1/nr$ cette intégrale devient :

$$\int_{1/a}^{1/a\sqrt{2}} -\frac{1}{s} \operatorname{Arccos}(as) ds \quad [9]$$

qui est indépendante de n .

Après intégration, le calcul conduit à la formule très simple :

$$M(n^2) = \frac{K P^2}{S^2} (C + 2\pi a^2 \ln(n)) \quad [10]$$

Pour $n = 1$, il y a une seule maille égale au territoire national : l'effectif des migrations internes dénombrées sera alors nul. On en déduit $C = 0$ et l'équation [10] devient :

$$CMI(n^2) = \frac{M(n^2)}{P} = K\pi\delta \ln(n^2) \quad [11]$$

Lorsque l'on considère un territoire triangulaire, un calcul semblable conduit à la même équation, ce qui suggère que la relation [11] reste toujours valable lorsqu'un territoire est divisé en zones de même forme que lui-même et de même taille.

Considérons maintenant un territoire carré, mais cette fois-ci divisé en deux zones rectangulaires de densités différentes, δ_1 et δ_2 . Un calcul semblable conduit à une équation légèrement différente :

$$CMI(n^2) = \frac{M(n^2)}{P} = K\pi(\delta_1 + \delta_2) \left[\frac{\delta_1^2 + \delta_2^2}{(\delta_1 + \delta_2)^2} \ln(n^2) + K' \frac{(\delta_1 - \delta_2)^2}{(\delta_1 + \delta_2)^2} \right] \quad [12]$$

Dans ce cas également le nombre de zones carrées ne pourra être qu'un multiple de 4, et l'équation [12] ne sera plus vérifiée pour $n = 1$. Nous pouvons cependant voir que lorsque $\delta_1 = \delta_2 = \delta$, nous retombons bien sur l'équation [11].

Si nous introduisons maintenant dans la loi de migration une valeur de l'exposant égale à α différente de 2, mais gardons toujours des zones de même densité, l'équation [8], où l'on remplace

$m(r) = \frac{K}{r^2}$ par $\frac{K}{r^\alpha}$, conduit après intégration à :

$$CMI(n^2) = \frac{M(n^2)}{P} = \frac{KP}{a^\alpha} \left(1 - \frac{1}{n^{2-\alpha}} \right) f(\alpha) \quad [13]$$

où $f(\alpha)$ est une fonction de α seulement, indépendante de K , a et n . Cependant, lorsque α reste proche de 2 nous pouvons écrire :

$$\left(1 - \frac{1}{n^{2-\alpha}} \right) = \ln(n^2) + g(n, \alpha) \quad [14]$$

où $g(n, \alpha)$ est infiniment petit lorsque α tend vers 2, et la formule [13] sera alors très proche de l'équation [11].

Annexe 2. Principales hypothèses et résultats du modèle théorique temporel

Examinons les hypothèses sous-jacentes au modèle « migrant-migration » (Courgeau, 1973a) qui est lui-même issu du modèle « migrant-sédentaire » (Blumen *et al.*, 1955).

En premier lieu, l'hypothèse de base du modèle migrant-sédentaire est que seule une fraction K d'une population ayant fait une migration antérieure est soumise au risque d'une nouvelle migration. Son application spécifique au groupe qui a déjà fait une migration, conduit à une probabilité pour cette sous-population de faire une nouvelle migration μ , indépendante du rang de cette migration. Une telle hypothèse a été largement vérifiée. D'autres hypothèses du modèle migrant-migration supposent que le quotient instantané de migration m , dans la population totale P , ne dépend pas du temps au moins durant la période d'observation, et que les migrations de retour constituent une proportion constante l , des migrations de rang supérieur à un. Ces hypothèses sont souvent vérifiées, mais seulement sur de courtes périodes.

Sous ces hypothèses, au cours d'un intervalle de temps infinitésimal $(\theta, \theta + d\theta)$ cette population fera $Pm d\theta$ migrations. Selon le modèle migrant-sédentaire, seule une partie de ces migrants sont soumis au risque d'une nouvelle migration : $PmK d\theta$. Considérons maintenant la distribution au cours du temps de ces nouvelles migrations. Pendant l'intervalle de temps $(t, t + dt)$, ces migrations vont satisfaire l'équation suivante :

$$\frac{d[M_n(t)]}{P m K d\theta - M_n(t)} = \mu dt \quad [1]$$

où $M_n(t)$ représente les nouvelles migrations se produisant entre θ et t . En intégrant cette équation entre θ et t , nous obtenons alors ce nombre de migrations. Puis en faisant varier θ entre un instant initial égal à 0 et un instant final égal à t , nous obtenons maintenant le nombre total de nouvelles migrations survenant dans cette période :

$$\int_{\theta=0}^{\theta=t} P m K [1 - \exp\{-\mu \{t - \theta\}\}] d\theta = P m K \left[t - \frac{1}{\mu} (1 - \exp\{-\mu t\}) \right] \quad [2]$$

Supposons d'abord qu'il n'y ait pas de migrations de retour, alors en calculant la différence entre l'ensemble des migrations enregistrées pendant cette période ($M(t) = Pmt$) et ces migrations multiples, nous obtenons une première estimation du nombre de migrants au cours de cette période :

$$m'(t) = P m \left[(1 - K) t + \frac{K}{\mu} (1 - \exp\{-\mu t\}) \right] \quad [3]$$

Ensuite, en introduisant les migrations de retour qui constituent une proportion constante l des migrations de rang supérieur à un, nous obtenons l'estimation finale du nombre de migrants :

$$m(t) = P m \left[\left(1 - K \{ 1 + l \} \right) t + \frac{K(1+l)}{\mu} \left(1 - \exp \{ -\mu t \} \right) \right] \quad [4]$$

En vue d'estimer les paramètres de ce modèle, il est nécessaire de disposer de données issues d'enquêtes détaillées sur les migrations, comme en France (Courgeau, 2001), ou issues de recensements mesurant les effectifs de migrants durant différentes périodes de temps, comme aux États-Unis (Long et Boertlein, 1990). En disposant de ces paramètres, il est alors possible de comparer la mobilité dans divers pays.

RÉFÉRENCES

- BACCAÏNI Brigitte, COURGEAU Daniel, DESPLANQUES Guy, 1993, « Les migrations internes en France de 1982 à 1990 : comparaison avec les périodes antérieures », *Population*, 48(6), p. 1771-1790.
- BELL Martin, MUHIDIN Salut, 2009, « Cross-national comparisons of internal migration », United Nations, New York, Human Development Research Paper 2009/30, 66 p., http://hdr.undp.org/en/reports/global/hdr2009/papers/HDRP_2009_30.pdf
- BELL Martin, MUHIDIN Salut, 2011, « Comparing internal migration between countries using Courgeau's k », in Stillwell J., Clarke M. (eds.), *Population Dynamics and Projection Methods*, Dordrecht, Heidelberg, London, New York, Springer, p. 141-164.
- BELL Martin, CHARLES-EDWARDS Elin, KUPISZEWSKI Marek, STILLWELL John, ZHU Y., 2011, « Internal migration around the world: Towards a global inventory », Plenary paper to the 6th International Conference on Population Geographies, Umeå University, Suède.
- BELL Martin, BLAKE Marcus, BOYLE Paul, DUKE-WILLIAMS Oliver, REES Phil *et al.*, 2002, « Cross-national comparison of internal migration: Issues and measures », *Journal of the Royal Statistical Society, A*, 165, p. 435-464.
- BLUMEN Isadore, KOGAN Marvin, MCCARTHY Philip, 1955, *The Industrial Mobility of Labour as a Probability Process*, Ithaca, New York, Cornell University Press, 63 p.
- COURGEAU Daniel, 1970, *Les champs migratoires en France*, Ined/PUF, Cahier n° 58, 158 p.
- COURGEAU Daniel, 1973a, « Migrants et migrations », *Population*, 28(1), p. 95-129.
- COURGEAU Daniel, 1973b, « Migrations et découpages du territoire », *Population*, 28(3), p. 511-537.
- COURGEAU Daniel, 1982, « Comparaison des migrations internes en France et aux États-Unis », *Population*, 37(6), p. 1184-1188.
- COURGEAU Daniel, 2001, « Mobilité et hétérogénéité spatiale », in Caselli G., Vallin J., Wunsch G. (dir.), *Démographie : analyse et synthèse, Vol I. La dynamique des populations*, Ined, p. 479-502.
- COURGEAU Daniel, VAN DER ERF R. F., POULAIN Michel, 1989, « Mobilité et découpage géographique : comparaison entre Belgique et Pays-Bas », *L'Espace géographique*, 1, p. 39-53.
- CURRENT POPULATION SURVEY, 2005, « Table 1, General mobility by region, sex, age: 2000-2005 », : <http://www.census.gov/hhes/migration/data/cps.html>
- DONZEAU Nathalie, PAN KÉ SHON Jean-Louis, 2009, « L'évolution de la mobilité résidentielle en France entre 1973 et 2006 : nouvelles estimations », *Population*, 64(4), p. 779-796.
- GINSBERG Ralph B., 1972, « Critique of probabilistic models: Application of the semi-Markov model to migration », *Journal of Mathematical Sociology*, 2, p. 63-82.
- HÄGERSTRAND Torsten, 1957, « Migration and area », in Hannerberg D., Hägerstrand T., Odeving B. (eds.), *Migration in Sweden: A Symposium*, Lund Studies in Geography, Ser. B, 13, p. 27-158.

- HOLT David, STEEL David, TRANMER Mark, WRIGLEY Neil, 1996, « Aggregation and ecological effects in geographically based data », *Geographical Analysis*, 28, p. 244-261.
- JAKOBSON Arne, 1969, « Omflyttingen i Sverige, 1950-1960 », Monographiserie, Lund, Berlingska Boktryckeriet.
- KITSUL Pavel, PHILIPOV Dimitar, 1981, « The one-year/five-year migration problem », in Rogers A. (ed.), *Advances in Multiregional Demography*, Laxenburg, Autriche, International Institute for Applied Systems Analysis, p. 1-33.
- KULLDORFF Gunnar, 1955, *Migration Probabilities*, Lund, Suède, Lund Studies in Geography, 14, C.W.K. Gleerup Publishers.
- LEE Everett, 1966, « A theory of migration », *Demography*, 3(1), p. 47-57.
- LONG JOHN F., BOERTLEIN Cecilia G., 1990, « Comparing migration measures having different intervals », Washington DC, US Bureau of the Census, *Current Population Reports*, Series P-23, Special Studies n° 166, p. 1-11.
- MYERS George C., MCGINNIS Robert, MASNICK George, 1967, « The duration of residence approach to a dynamic stochastic model of internal migration: A test of the axiom of cumulative inertia », *Eugenics Quarterly*, 4(2), p. 121-126.
- NOWOK Beata, 2010, *Harmonization by Simulation: A Contribution to Comparable International Migration Statistics in Europe*, Amsterdam, Rozenberg, <http://dissertations.ub.rug.nl/faculties/rw/2010/b.nowok/>
- NOWOK Beata, WILLEKENS Frans, 2011, « A probabilistic framework for harmonisation of migration statistics », *Population, Space and Place*, 17(5), p. 521-533.
- OPENSHAW Stan, 1984, *The Modifiable Areal Unit Problem*, Norwich, Geo Books, 40 p.
- RAVENSTEIN Ernst G., 1885, « The laws of migration », *Journal of the Royal Statistical Society*, 48, p. 167-235.
- RAVENSTEIN Ernst G., 1889, « The laws of migration », *Journal of the Royal Statistical Society*, 52, p. 241-305.
- REES Philip, KUPISZEWSKI Marek, 1999, *Internal Migration and Regional Population Dynamics in Europe: A Synthesis*, Strasbourg, Council of Europe Publishing, 113 p.
- ROGERS Andrei, RAYMER James, NEWBOLD K. Bruce, 2003, « Reconciling and translating migration data collected over time intervals of differing widths », *Annals of Regional Science*, 37(4), p. 581-601.
- ROGERSON Peter A., 1990, « Migration analysis using data with time intervals of differing widths », *Papers of the Regional Science Association*, 68, p. 97-106.
- ROYER Jean-François, 2009, « Estimations des migrations répétées et des migrations de retour dans des sous-populations en France », *Population*, 64(4), p. 797-820.
- STOUFFER Samuel A., 1940, « Intervening opportunities: A theory relating mobility and distance », *American Sociological Review*, 5, p. 845-867.
- ZIPF George K., 1946, « The P1P2/D hypothesis: On the intercity movement of persons », *American Sociological Review*, 11, p. 677-686.

Daniel COURGEAU, Salut MUHIDIN, Martin BELL • ESTIMER LES CHANGEMENTS DE RÉSIDENCE POUR PERMETTRE LES COMPARAISONS INTERNATIONALES

Cet article envisage divers modèles, tant spatiaux que temporels, afin de permettre une comparaison internationale des niveaux de migration interne entre tous les pays du monde. En premier lieu, parmi les divers modèles spatiaux utilisés, le modèle reliant les migrations aux découpages du territoire permet de résumer simplement cette relation. Mais ses paramètres n'ont pas de signification claire pour une comparaison internationale. En second lieu, le modèle « migrant-migration » permet de ramener des effectifs de migrants, mesurés sur des périodes variables, à un taux instantané indépendant des migrations multiples et des retours survenant sur une période plus large. Dès lors, une comparaison internationale n'est possible que pour les taux instantanés de changement de logement, indicateur classique dont la signification est claire. Les auteurs montrent à l'aide de nombreux exemples que l'utilisation simultanée des deux types de modèles permet, sous certaines conditions, d'estimer de façon approchée un tel taux, que l'on peut relier aux paramètres de ces modèles. Dans certains pays, où l'on dispose d'une mesure directe des changements de logement, la validité des modèles peut être testée et confirmée.

Daniel COURGEAU, Salut MUHIDIN, Martin BELL • ESTIMATING CHANGES OF RESIDENCE FOR CROSS-NATIONAL COMPARISON

This short paper considers a number of temporal and spatial models that can be used for international comparison of internal migration levels across all countries of the world. First, among the various spatial models used, the model linking migrations to the zoning of the territory provides a simple summary of this relationship, but its parameters do not have a clear plain language meaning for international comparison. Second, the «migrant-migration» model derives an instantaneous rate based on migrant numbers measured over variable durations that is independent of multiple and return moves occurring over a longer interval. International comparison is thus only possible for the instantaneous mobility rate (change of residence), a standard indicator whose meaning is clear. The authors use numerous examples to show that the simultaneous use of both types of models provides a means, under certain conditions, to approximate such a rate, that can be linked to the parameters of these models. The validity of these models can be tested and confirmed using data from countries where direct measures of changes of residence are available.

Daniel COURGEAU, Salut MUHIDIN, Martin BELL • ESTIMAR LOS CAMBIOS DE RESIDENCIA PARA PERMITIR LAS COMPARACIONES INTERNACIONALES

Este artículo considera diversos modelos, tanto espaciales como temporales, a fin de obtener una comparación internacional de los niveles de migración interna, entre todos los países del mundo. En primer lugar, entre los diversos modelos espaciales utilizados, el modelo que asocia las migraciones a las divisiones territoriales permite resumir simplemente esta relación. Pero sus parámetros no tienen una significación clara en una comparación internacional. En segundo lugar, el modelo "migrante-migración" permite reducir los efectivos de migrantes, medidos sobre periodos variables, a una tasa instantánea independiente de las migraciones múltiples y de los retornos acaecidos durante un periodo más amplio. Así pues, una comparación internacional solo es posible sobre las tasas instantáneas de cambio de residencia, indicador clásico de clara significación. Con la ayuda de numerosos ejemplos, los autores muestran que la utilización simultánea de los dos tipos de modelo permite, bajo ciertas condiciones, estimar dicho tipo de tasa, que se puede asociar entonces a los parámetros de los modelos utilizados. En ciertos países, en los que se dispone de una medida directa de los cambios de residencia, la validez de los modelos puede ser testada y confirmada.

Mots-clés : Comparaison internationale, migrations internes, modèles spatiaux, modèles temporels, changement de logement, migrant-migration, découpage du territoire.

Keywords: International comparison, internal migration, spatial model, temporal model, change of residence, migrant-migration model, zoning.