
NOTES ET DOCUMENTS

Jacques HOUDAILLE

- Hors-la-loi et maffiosi aux États-Unis.

Patrick FESTY

- Deux urbanismes, deux démographies :
exemple en banlieue parisienne.

Daniel COURGEAU
et Brigitte BACCAINI

- Migrations et distance.

MIGRATIONS ET DISTANCE

Contrairement aux autres phénomènes démographiques qui se déroulent essentiellement dans le temps, on ne peut considérer la migration sans faire intervenir l'espace dans lequel elle se déploie. Cette migration est en particulier très sensible à la distance, non seulement physique mais, plus généralement, sociale, que l'individu doit parcourir.

De nombreux modèles, faisant intervenir entre autres cette distance, ont déjà été élaborés et testés sur un découpage assez grossier du territoire national. Ainsi en France, nous avons testé certains de ces modèles sur les flux d'immigration et d'émigration entre une vingtaine de départements et tous les autres, soit au total près de 3 600 flux ou distances à considérer (Courgeau, 1970). On voit facilement que les calculs deviennent rapidement très lourds, car le nombre de flux et de distances croît comme le carré du nombre de zones à considérer. Ainsi, pour travailler sur les 36 000 communes françaises, on aurait à relier près d'un milliard trois cent millions de flux (le plus souvent nuls) à autant de distances différentes.

L'enquête « Triple biographie » qui a relevé, entre autres, tous les changements de résidence d'un échantillon représentatif d'individus nés entre 1911 et 1936

(Riandey, 1985), permet d'étudier de façon plus détaillée toutes ces migrations. En utilisant le fichier des coordonnées géographiques de chaque commune, on peut calculer la distance parcourue lors de chaque migration.

**Nombre de migrations
selon la distance**

Le graphique 1 porte la distribution des distances de migration en France des individus âgés de 14 ans et plus, par classe de 10 km. Etant donné que l'on ne pouvait pas calculer la distance parcourue lors d'une migration intracommunale, car on ne disposait pas de coordonnées des lieux de résidence, nous avons éliminé la première classe de distance. Notons cependant que 53,66 % des migrations ont lieu à une distance de moins de 10 km, la majorité d'entre elles étant intracommunales. Ce chiffre est très proche de celui obtenu en Suède (Jacobson, 1969) : dans ce pays, 51 % des migrations ont lieu à une distance de moins de 10 km, la majorité étant intraparoissiales.

Sur ce graphique logarithmique, on observe un alignement presque parfait des divers points, au moins jusqu'à une distance d'environ 700 km. Dans ce cas, l'estimation de la pente de la droite de régression, en éliminant les migrations au-delà de 700 km, conduit à une valeur égale à $-1,017$, très proche de moins un, avec un coefficient de corrélation égal à $0,973$. Au-delà de 700 km le modèle précédent n'est plus vérifié et la valeur du logarithme du nombre de migrations décroît plus fortement que le logarithme de la distance ne croît.

On peut donc en conclure que pour des distances allant de 10 à 700 km le nombre de migrants observés dans chaque classe de 10 km peut s'écrire :

$$M(r) \approx \frac{k}{r} \quad (1)$$

où k est un paramètre indépendant de la distance r .

Voyons si l'on peut retrouver ce résultat avec les modèles antérieurement proposés.

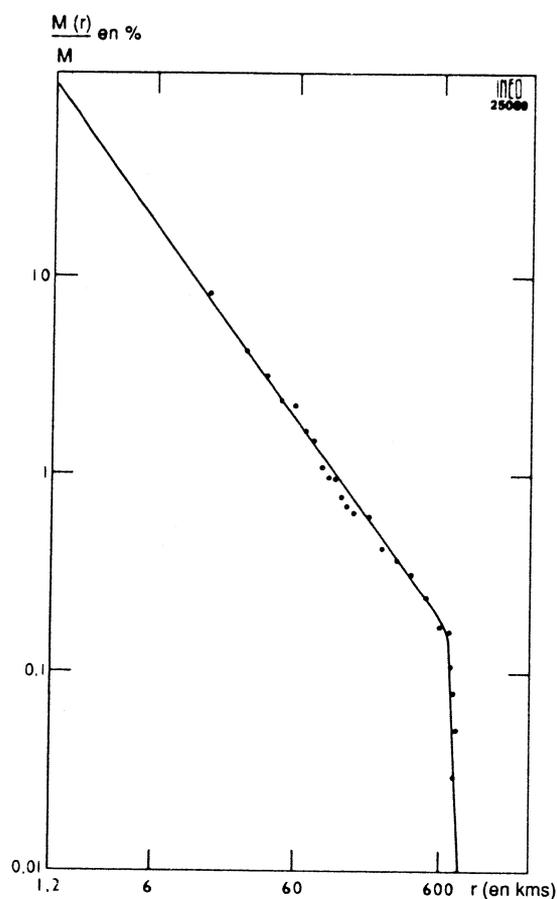
**Liens avec
des modèles antérieurs**

Ces modèles font intervenir, non seulement la distance, mais les populations des zones de départ et d'arrivée. Nous pouvons repartir de l'estimation que nous avons faite (Courgeau, 1970) à partir des données du recensement de 1962 sur les flux d'immigration et d'émigration d'une vingtaine de départements français. Ce modèle ne considérait que les migrations interdépartementales. Le modèle de type Pareto ajusté, vérifiait l'équation suivante :

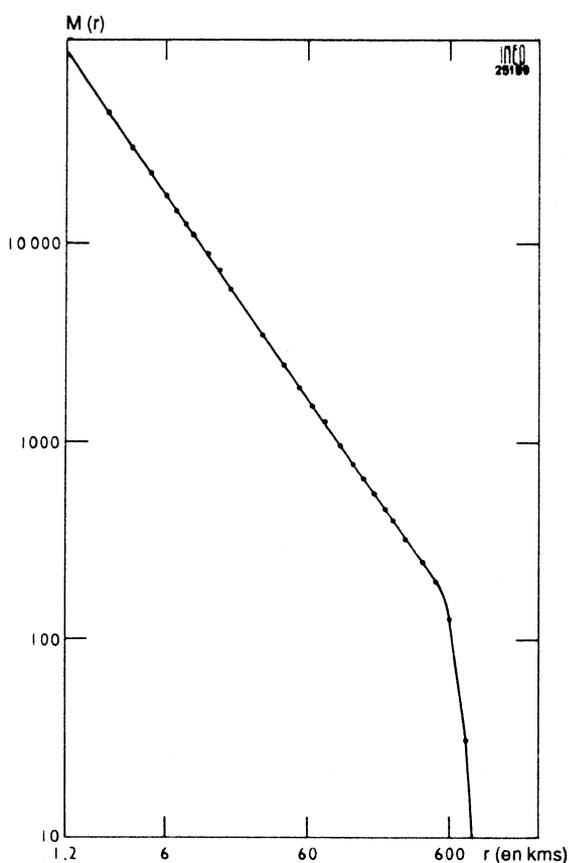
$$\frac{M_{ij}(r)}{P_i P_j} = 10^{-8} \left(0,04 + \frac{1,7}{r^2} \right) \quad (2)$$

où $M_{ij}(r)$ est le flux observé entre le département i de population P_i et le département j de population P_j , l'unité de distance considérée étant de 60 km.

Pour généraliser ce modèle, sans faire intervenir les populations de départ et d'accueil, il faut voir que le produit de ces populations est proportionnel à la probabilité de tirer au hasard deux individus sur la surface de la France, qui soient situés respectivement dans les zones i et j (Courgeau, 1980). Nous avons montré que la distribution de cette probabilité pouvait être estimée sous des hypothèses de répartition de la population différentes qui donnaient en fait des courbes très



Graphique 1. — Parts de migrants observés en fonction de la distance (graphique logarithmique)



Graphique 3. — Nombre de migrants théoriques en fonction de la distance (graphique logarithmique)

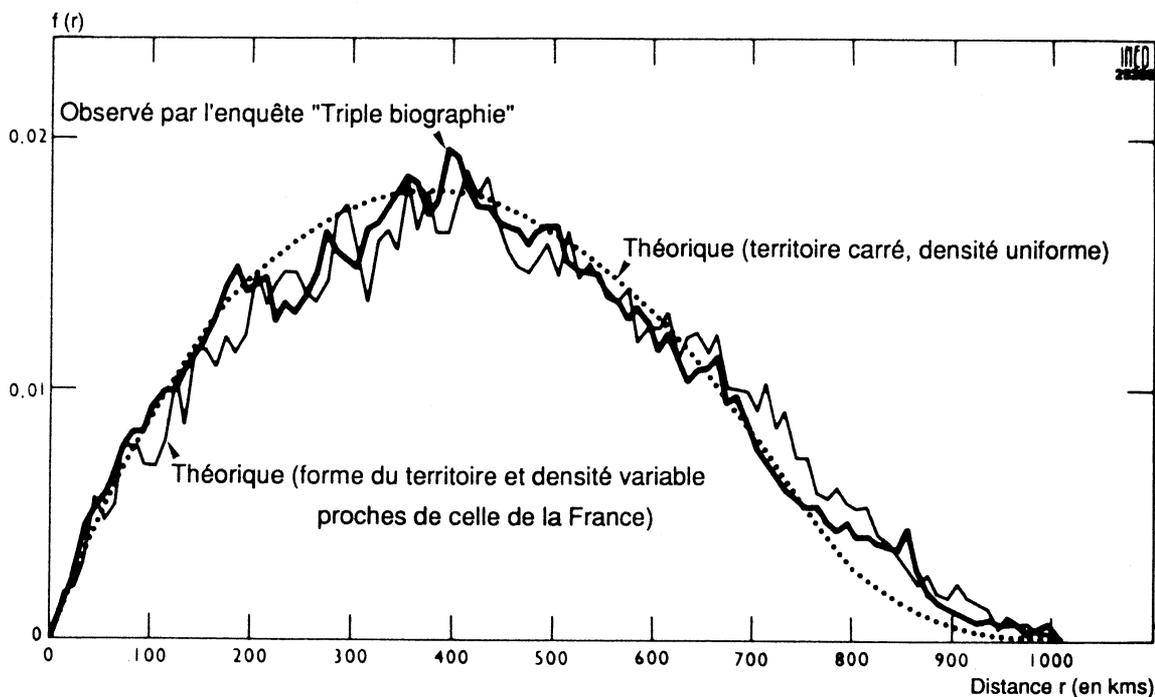
proches les unes des autres. Nous supposons ici qu'il s'agit d'un territoire carré, de côté $R = 13$ (soit treize zones de 60 km), dont la population est répartie de façon uniforme sur la surface du territoire. La loi de distribution de cette probabilité s'écrit alors de façon explicite :

$$f(r) = \frac{2r}{R^4} (\pi R^2 - 4Rr + r^2) \text{ pour } r \leq R$$

et

$$f(r) = \frac{2r}{R^4} \left[2R^2 \left(\text{Arc sin } \frac{R}{r} - \text{Arc cos } \frac{R}{r} - 1 \right) + 4R \sqrt{r^2 - R^2} - r^2 \right] \text{ pour } r > R \quad (3)$$

Le graphique 2 porte cette loi de distribution qui passe par un maximum pour $R = 6,175$ soit à 370,5 km environ. Nous pouvons vérifier à partir des données de l'enquête sa validité. Nous avons porté sur le même graphique 2 la distribution



Graphique 2. — Facteur de répartition des distances entre individus (théoriques et observées) en France

pratique des distances entre tous les lieux de naissance des enquêtés. Du fait que le sondage réalisé pour faire cette enquête était aréolaire, on trouve une proportion plus élevée de distances inférieures à 10 km que ne le donne la loi de distribution précédente. Nous avons donc remplacé les chiffres pratiques obtenus pour ces distances, par les chiffres théoriques. On voit que la courbe observée suit assez bien une variation proche de celle de la courbe théorique. On constate cependant qu'elle est au-dessus de la courbe théorique pour des distances supérieures à 750 km, et qu'elle est en dessous pour des distances comprises entre 200 et 300 km et entre 450 et 600 km. Une simulation faisant intervenir une forme du territoire plus proche de celle de la France et des zones de densité différentes réparties de façon semblable à ce que l'on observe, variant de 20 à 200 habitants par km², conduit à la troisième courbe portée sur le graphique 2. On peut voir que cette courbe est plus proche de la courbe des données de l'enquête que la courbe théorique précédente.

On peut, dès lors, en première approximation, supposer que la loi de distribution donnée dans les formules (3) s'applique à la population française. Il en résulte que l'effectif de migrants observés à la distance r devrait être proportionnel à la quantité suivante :

$$M(r) \propto \left(0,04 + \frac{1,7}{r^2}\right) (2 \pi R^2 r - 8 R r^2 + 2 r^3) \quad \text{pour } r \leq R \quad (4)$$

soit encore

$$M(r) \propto 0,08 r^3 - 0,32 R r^2 + (0,08 \pi R^2 + 3,14) r - 13,6 R + \frac{3,4 \pi R^2}{r} \quad (5)$$

On tombe donc sur une fonction très complexe de la distance, qui est loin de la formule (1). Si l'on essaye de représenter cette fonction pour des valeurs de la distance s'étendant de 1 km à 750 km, on obtient la courbe portée sur le graphique 3 (ci-devant). Sur ce graphique logarithmique on observe un alignement presque parfait des divers points, au moins jusqu'à 600 km. La courbe est tout à fait semblable à celle portée sur le graphique 1. L'estimation de la pente de la droite de régression, en éliminant les migrations au-delà de 600 km, conduit à une valeur égale à $-1,03$, très proche de la pente obtenue pour les valeurs observées. Contrairement à ce que le laisserait penser la formule (5), les résultats théoriques et les résultats obtenus lors de l'enquête « Triple biographie » sont tout à fait semblables entre eux, des compensations se produisant entre les divers termes de la formule (5).

Au-delà de 600 km, le modèle précédent n'est plus vérifié et la valeur du logarithme du nombre de migrations décroît plus fortement que le logarithme de la distance ne croît, comme dans l'estimation pratique (au-delà de 700 km). La différence entre les seuils doit s'expliquer par la forme particulière de la France.

Conclusion La concordance est remarquable entre les résultats de l'enquête « Triple biographie » et ceux du recensement de 1962, en dépit du fait que l'on travaille dans l'enquête sur l'ensemble des migrations intercommunales alors que l'on n'avait conservé que les migrations interdépartementales dans le recensement. Le modèle de Pareto avec un exposant égal à deux s'applique bien pour des distances comprises entre un kilomètre et 600 km. Pour des distances plus éloignées, le terme constant vient réduire cette pente, comme l'indiquait l'estimation sur des migrations interrégionales (Poulain, 1981).

Un autre résultat, plus surprenant, est la décroissance proportionnelle à l'inverse de la distance des effectifs de migrants. Ce résultat observé sur les données de l'enquête, n'était pas évident au vu des formules théoriques. Cependant, des compensations entre les divers termes de ces formules redonnent une courbe identique à celle de l'enquête.

Daniel COURGEAU et Brigitte BACCANI.

RÉFÉRENCES

- COURGEAU Daniel (1970). — *Les champs migratoires en France*, INED-PUF, Paris. (Travaux et Documents, Cahier n° 58).
- COURGEAU Daniel (1980). — *Analyse quantitative des migrations humaines*. Collection d'anthropologie physique, Masson, Paris, France.
- JACOBSON Arne (1969). — *Omflyttningen i Sverige 1950-1960*. Monografiserie 5. Berlingska Boktryckeriet, Lund, Suède.
- POULAIN Michel (1981). — *Contribution à l'analyse spatiale d'une matrice de migration interne*. Recherches démographiques, cahier n° 3, Cabay, Louvain-la-Neuve, Belgique.
- RIANDEY Benoît (1985). — L'enquête « biographie familiale, professionnelle et migratoire » (INED, 1981). Le bilan de la collecte *Migrations internes. Collecte des données et méthodes d'analyse*, Chaire Quételet, 83, Cabay, Louvain-la-Neuve, Belgique.